

UNIVERZITET U BEOGRADU
EKONOMSKI FAKULTET

Željko M. Jović

**ANALIZA DETERMINANTI KREDITNOG
RIZIKA U USLOVIMA IZRAŽENE
INFORMACIONE ASIMETRIJE: PRIMER
BANKARSKOG SEKTORA REPUBLIKE
SRBIJE**

DOKTORSKA DISERTACIJA

Beograd, 2017. godina

UNIVERSITY OF BELGRADE
FACULTY OF ECONOMICS

Željko M. Jović

**ANALYSIS OF CREDIT RISK
DETERMINANTS IN TERMS OF
EXPRESSED INFORMATION
ASYMMETRY: THE CASE OF THE
REPUBLIC OF SERBIA**

PHD THESIS

Belgrade, 2017

Mentor:

dr Miroslav Todorović, redovni profesor
Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Članovi Komisije:

dr Boško Živković, redovni profesor
Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

dr Branko Urošević, redovni profesor
Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

dr Zorica Mladenović, redovni profesor
Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

dr Nataša Krejić, redovni profesor
Univerzitet u Novom Sadu, Prirodno-matematički fakultet

Datum odbrane: _____.____.2017. godine

PhD Supervisor:

dr Miroslav Todorović, PhD

University of Belgrade, Faculty of Economics

Supervisory board:

dr Boško Živković, PhD

University of Belgrade, Faculty of Economics

dr Branko Urošević, PhD

University of Belgrade, Faculty of Economics

dr Zorica Mladenović, PhD

University of Belgrade, Faculty of Economics

dr Nataša Krejić, PhD

University of Novi Sad, Faculty of Sciences

Date of presentation: _____.____.2017

**ANALIZA DETERMINANTI KREDITNOG RIZIKA U USLOVIMA IZRAŽENE
INFORMACIONE ASIMETRIJE: PRIMER BANKARSKOG SEKTORA
REPUBLIKE SRBIJE**

APSTRAKT: U ovom radu istraživane su ključne determinante kreditnog rizika na primeru bankarskog sektora u Republici Srbiji. Specifičnost istraživanja uslovlili su odabrani primer, koji se karakteriše uslovima izražene informacione asimetrije, i period koji je istraživanje pokrilo, a koji se karakteriše ispoljavanjem efekata svetske ekonomske krize. U cilju identifikacije determinanti kreditnog rizika i kvantifikacije njihovog uticaja na kvalitet kreditnog portfolija banaka u istraživanju je primenjen vektorski autoregresioni (VAR) model i model diskretne zavisne promenljive – binarni modeli izbora (logit i probit). Pokazano je da su kod kredita odobrenih privredi najznačajnije sistemske determinante kreditnog rizika predstavljali poslovni ciklus i devizni kurs, odnosno, porast problematičnih kredita u bankarskom sektoru bio je u najvećoj meri uzrokvan padom bruto domaćeg proizvoda i slabljenjem domaće valute. Povećanje stope nezaposlenosti, uzorkovano pogoršanjem stanja u privredi, zajedno sa smanjenjem vrednosti domaće valute i uvođenjem fiskalnog zahvatanja iz zarada u obliku tzv. solidarnog poreza predstavljali su najznačajnije sistemske determinante kreditnog rizika kod kredita koje su banke odobrile stanovništvu. Default-u dužnika bile su više izložene one banke koje su u krizni period ušle sa nižim nivoom kapitala, sa većom koncentracijom kredita u grupi od 50 preduzeća sa najvećim nivoom zaduženosti i sa ograničenjima koja vlasnicima banke nisu dozvoljavala da izvrše dokapitalizuju banke. Istovremeno su ove banke bile i sklonije da potcenjuju problematične kredite u svojim finansijskim izveštajima. Pad ekonomske aktivnosti (indeks prihoda od prodaje) potvrđen je i na nivou nesistemskih faktora kao značajan faktor kreditnog rizika kompanija. Kreditni rizik je rastao i po osnovu prelivanja efekata deviznog rizika usled pada vrednosti domaće valute i efekata operativnog rizika koji je poticao iz ekonomske povezanosti dužnika. Visoka posledična izloženost banka prema privrednim društvima koji su u periodu krize ušli u status problematičnih rezultat je izražene procikličnosti kreditne aktivnosti banka u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa tj. pretkriznom periodu. Latentni uzroci kreditnog rizika preuzetog od strane banaka u pretkriznom periodu

identifikovani su dekomponovanjem problematičnih kredita po sektorima privrede, komponentama rashodne strane bruto domaćeg proizvoda i izvora rasta. Konačno, kao činioci koji su opredelili izraženi porast informacione asimetrije identifikovani su ograničenja u informacionoj infrastrukturi domaćeg tržišta, kao i ponašanje banaka, regulatora i ostalih tržišnih učesnika.

KLJUČNE REČI: kreditni rizik, NPL, sistemske determinante kreditnog rizika, specifične determinante kreditnog rizika, poslovni ciklusi, informaciona asimetrija

NAUČNA OBLAST: Ekonomske nauke

UŽA NAUČNA OBLAST: Poslovno upravljanje, Bankarstvo i finansijska tržišta (Upravljanje rizicima i informaciona asimetrija)

UKD broj: 336.77/78:005.334(043.3)

JEL KLASIFIKACIJA: E51, E58, G01, G21, G31

ANALYSIS OF CREDIT RISK DETERMINANTS IN TERMS OF EXPRESSED INFORMATION ASYMMETRY: THE CASE OF THE REPUBLIC OF SERBIA

ABSTRACT: This paper examined the key determinants of credit risk in the case of the banking sector in the Republic of Serbia. Specificity of this research was caused by the chosen example, which is characterized by conditions of expressed informational asymmetries, and the period the survey covered, which is characterized by the manifestation of the effects of the global economic crisis. Vector autoregression (VAR) model and discrete dependent variable model – a binary choice models (logit and probit) were used in this survey in order to identify the determinants of credit risk and quantify their impact on the quality of the loan portfolio of banks. It has been shown that in case of loan that were granted to corporates, the most important systemic determinants of credit risk represented the business cycle and exchange rate, i.e., the increase of non-performing loans in the banking sector was mostly caused by the decrease of the gross domestic product and the weakening of the domestic currency. The increase of the unemployment rate, caused by deteriorating state of the economy, along with a reduction of the value of the domestic currency and the introduction of fiscal abstractions of earnings in the form of so-called solidarity tax system represented the most important determinants of credit risk for loans that banks granted to households. Banks that have entered into the crisis period with a lower level of capital, with a higher concentration of loans in a group of 50 companies with the highest level of debt and the constraints that did not allow the owners of banks to conduct recapitalisation of banks were more exposed to default of the debtor. At the same time these banks were also more likely to underestimate the non-performing loans in its financial statements. The decline of economic activity (index of sales revenue) was confirmed at the level of non-systematic factors as a significant factor of credit risk of the companies. Credit risk has grown based on the spillover effects of foreign exchange risk due to falling value of the domestic currency and the effects of operational risk that came from the economic integration of the debtor. High consequent exposure of the banks to companies that are in a period of crisis become non-performing is the result of expressed pro-cyclicality of credit activity of the banks in the growth stage of the business cycle, i.e.

the pre-crisis period. Latent causes of the credit risk assumed by banks in the pre-crisis period were identified by the decomposition of the non-performing loans in corporate sectors, the components of the expenditure side of the gross domestic product and the sources of growth. Finally limitations in the information infrastructure of the domestic market, as well as the behaviour of banks, regulators and other market participants were identified as the factors that determined the expressed growth of information asymmetry.

KEY WORDS: Credit Risk, NPL, Systemic Determinants of Credit Risk, Specific Determinants of Credit Risk, Business Cycle, Information Asymmetry

FIELD OF STUDY: Economics

NARROW FIELD OF STUDY: Business Management, Banking and Financial Market (Risk management and Information Asymmetry)

UDC number: 336.77/78:005.334(043.3)

JEL CLASSIFICATION: E51, E58, G01, G21, G31

SADRŽAJ

SPISAK GRAFIČKIH PRIKAZA.....	1
SPISAK TABELA.....	6
SPISAK PRILOGA.....	11
UVOD.....	12
I KREDITNI RIZIK I DETERMINANTE KREDITNOG RIZIKA: TEORIJSKO- METODOLOŠKI OKVIR.....	22
1.1. Uvod u problematiku neizvesnosti i rizika.....	22
1.2. Različiti aspekti definisanja kreditnog rizika.....	24
1.2.1. Pojmovno određenje kreditnog rizika.....	25
1.2.1. Relevantnost upravljanja kreditnim rizikom – teorijski koncept.....	27
1.3. Upravljanje kreditnim rizikom – racionalni pristup u uslovima informacione asimetrije.....	34
1.3.1. Informaciona asimetrija i funkcija finansijskih institucija.....	34
1.3.2. Upravljanje kreditnim rizikom – razvoj pristupa.....	37
1.3.3. Informaciona asimetrija i uloga regulatora.....	43
1.3.4. Informaciona asimetrija i finansijske krize.....	46
1.4. Kreditni rizik: preuzimanje rizika i odnos prema riziku.....	51
1.4.1. Preuzimanje rizika i odnos učesnika prema rizicima.....	51
1.4.2. Poslovni ciklus kao determinanta nivoa kreditnog rizika.....	58
1.4.3. Faze privrednog ciklusa i odnos prema rizicima.....	60
1.4.4. Relevantnost analize finansijskih ciklusa.....	64
1.4.5. Mikroprudencijalna i makroprudencijalna politika.....	66
1.5. Pokazatelji nivoa kreditnog rizika.....	71
1.5.1. Definisanje pokazatelja nivoa kreditnog rizika.....	71
1.5.2. Aktiva banke i izloženost kreditnom riziku.....	75
1.5.3. Očekivani i neočekivani gubici po osnovu kreditnog rizika.....	78
1.5.4. Stopa verovatnoće neizmirenja obaveza dužnika.....	81
1.5.5. Nivo problematičnih kredita kao pokazatelj kreditnog rizika.....	90
1.6. Faktori kreditnog rizika.....	92
1.7. Interaktivnost i (ne)aditivnost rizika.....	102

II SISTEMSKE DETERMINANTE KREDITNOG RIZIKA U BANKARSKOM SEKTORU REPUBLIKE SRBIJE	107
2.1. Poslovni ciklus kao determinanta kreditnog rizika.....	111
2.2. Nivo realnih neto zarada kao determinanta kreditnog rizika.....	145
2.3. Stopa nezaposlenosti kao determinanta kreditnog rizika	156
2.4. Nominalni devizni kurs evra kao determinanta kreditnog rizika	169
2.5. Referentna kamatna stopa kao determinanta kreditnog rizika.....	183
2.6. Sistemske determinante kreditnog rizika – rezime rezultata pojedinačnih modela i izgradnja zbirnog modela	190
III SPECIFIČNE DETERMINANTE KREDITNOG RIZIKA I INTERAKTIVNOST RIZIKA U BANKARSKOM SEKTORU REPUBLIKE SRBIJE.....	206
3.1. Determinante kreditnog rizika na nivou banke.....	206
3.2. Determinante kreditnog rizika na nivou klijenta	231
3.3. Analiza interaktivnost rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije	259
3.3.1. Kvantitativna analiza efekata preliivanja deviznog rizika u kreditni rizik	260
3.3.2. Mehanizam preliivanja operativnog rizika u kreditni rizik	277
IV UTICAJ FAZA POSLOVNOG CIKLUSA NA NIVO KREDITNOG RIZIKA: STRUKTURNA DEKOMPOZICIJA I VREMENSKA DIMENZIJA RIZIKA	280
4.1. Strukturna i vremenska dekompozicija problematičnih kredita	280
4.2. Interaktivnost privredne i kreditne aktivnosti u fazi ekspanzije.....	285
4.2.1. Privredna i kreditna aktivnost – analiza cikličnosti i interakcije.....	285
4.2.2. Uticaj procikličnosti na nivo kreditnog rizika	291
4.3. Analiza poslovnog ciklusa u fazi recesije.....	301
4.3.1. Pokretači rasta privredne aktivnosti u pretkriznom i kriznom periodu	302
4.3.2. Uticaj pada ekonomske aktivnosti na porast kreditnog rizika	315
4.3.3. Izolovanje faktora kreditnog rizika u pretkriznom periodu	320
4.4. Razlozi odloženog prilagođavanja kreditne aktivnosti u fazi recesije	330
V INFORMACIONA ASIMetriJA I NIVO KREDITNOG RIZIKA U USLOVIMA KRIZE – ANALIZA U BANKARSKOM SEKTORU REPUBLIKE SRBIJE	338
5.1. Opšte karakteristike finansijskog tržišta i informaciona infrastruktura tržišta.....	339
5.2. Oblici ispoljavanja informacione asimetrije i uticaj na nivo kreditnog rizika: analiza ponašanja banaka.....	346
5.2.1. Kvantifikovani efekat ekonomske povezanosti kao dokaz prisustva moralnog hazarda banaka	346

5.2.2. Sklonost precenjivanju dobre aktive kao oblik ispoljavanja moralnog hazarda banaka.....	349
5.2.3. Upotreba kolaterala u funkciji umanjenja informacione asimetrije	350
5.2.4. Sagledavanje efikasnosti primenjenih pristupa banaka za procenu kreditnog rizika u ublažavanju prisutne informacione asimetrije.....	352
5.2.5. Analiza odnosa banke i klijenta u kontekstu ocene nivoa informacione asimetrije	355
5.3. Oblici ispoljavanja informacione asimetrije i uticaj na nivo kreditnog rizika: analiza ponašanja regulatora.....	358
5.4. Oblici ispoljavanja informacione asimetrije i uticaj na nivo kreditnog rizika: analiza ponašanja drugih učesnika.....	360
5.5. Mehanizmi za ublažavanje uticaja informacione asimetrije.....	361
5.5.1. Jačanje sistema korporativnog upravljanja u bankama	361
5.5.2. Adekvatan odgovor kreatora prudencijalne politike	364
5.5.3. Unapređenje informacione infrastrukture tržišta.....	367
ZAKLJUČAK	369
LITERATURA	381
PRILOG	392
BIOGRAFIJA.....	488

SPISAK GRAFIČKIH PRIKAZA

<i>Slika 1. 1. Distribucija verovatnoće ishoda događaja</i>	23
<i>Slika 1. 2. Promene u vrednosti kompanije i tačka default-a</i>	31
<i>Slika 1. 3. Averzija prema rizicima (levi prikaz) i sklonost prema rizicima (desni prikaz)</i>	54
<i>Slika 1. 4. Procikličnost kreditne aktivnosti u SAD</i>	61
<i>Slika 1. 5. Prociklično kretanje realnih agregatnih cena aktive u SAD</i>	62
<i>Slika 1. 6. Odnos krediti/BDP (levo) i cene rezidencijalnih nekretnina (desno) u SAD</i>	65
<i>Slika 1. 7. Troškovi i koristi od makroprudencijalnih mera</i>	69
<i>Slika 1. 8. Gubici po osnovu kreditnog rizika</i>	78
<i>Slika 1. 9. Očekivani gubitak kao determinanta nivoa problematičnih kredita</i>	93
<i>Slika 1. 10. Faktori verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika</i>	94
<i>Slika 1. 11. Faktori stope obnove vrednosti kredita</i>	95
<i>Slika 2. 1. Kvantitativna analiza determinatni kreditnog rizika</i> 107	
<i>Slika 2. 2. Kretanje problematičnih kredita (NPL-ova) u milionima RSD</i>	111
<i>Slika 2. 3. Bruto domaći proizvod Republike Srbije (u milionima RSD, stalne cene iz prethodne godine)</i>	112
<i>Slika 2. 4. Problematični krediti u bankarskom sektoru (leva skala) i desezonirane vrednosti bruto domaćeg proizvoda (desna skala)</i>	113
<i>Slika 2. 5. Stvarni i modelom procenjeni nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru pri analizi uticaja desezoniranog bruto domaćeg proizvoda – osnovna specifikacija</i>	115
<i>Slika 2. 6. Stvarna i modelom procenjena promena problematičnih kredita u bankarskom sektoru pri analizi uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda – alternativna specifikacija</i>	116
<i>Slika 2. 7. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru (Z) i promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (DSZXK)</i>	120
<i>Slika 2. 8. Stvarna i modelom procenjena vrednost promene problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda</i>	122
<i>Slika 2. 9. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u sektoru privrede (Y) i promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (DSZXK)</i>	125

<i>Slika 2. 10. Stvarna i modelom procenjena vrednost promene problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja promene stanja privrednih društava u stečaju</i>	129
<i>Slika 2. 11. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u sektoru privrede (Y), promene privrednih društava u stečaju (ST) i promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (DSZKK)</i>	132
<i>Slika 2. 12. Stvarna i modelom procenjena promena problematičnih kredita u sektoru stanovništva pri analizi uticaja promene problematičnih kredita u sektoru privrede</i>	134
<i>Slika 2. 13. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u sektoru stanovništva i promene problematičnih kredita u sektoru privrede</i>	137
<i>Slika 2. 14. Uporedna analiza kretanja problematičnih kredita i loše aktive u bankarskom sektoru Republike Srbije</i>	139
<i>Slika 2. 15. Nivo problematičnih kredita (z) i desezonirani bruto domaći proizvod (xsa) – logaritmovane vrednosti</i>	141
<i>Slika 2. 16. Kretanje problematičnih kredita na nivou bankarskog sektora (desna skala, u milionima dinara) i realnih mesečnih neto zarada (leva skala)</i>	146
<i>Slika 2. 17. Kretanje desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (leva skala) i desezoniranih realnih mesečnih neto zarada (desna skala)</i>	147
<i>Slika 2. 18. Kretanje problematičnih kredita u sektoru privrede (desna skala, u milionima dinara) i desezoniranih realnih mesečnih neto zarada (leva skala)</i>	150
<i>Slika 2. 19. Kretanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva (desna skala, u milionima dinara) i desezoniranih realnih mesečnih neto zarada (leva skala)</i>	151
<i>Slika 2. 20. Stvarne i modelom procenjene vrednosti promene problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja promene desezoniranih realnih neto zarada</i>	153
<i>Slika 2. 21. Stopa nezaposlenosti u Republici Srbiji</i>	157
<i>Slika 2. 22. Problematični krediti u bankarskom sektoru i stopa nezaposlenosti - logaritmovane vrednosti</i>	157
<i>Slika 2. 23. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja stope nezaposlenosti</i>	160
<i>Slika 2. 24. Problematični krediti u sektoru privrede i stopa nezaposlenosti - logaritmovane vrednosti</i>	161
<i>Slika 2. 25. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja stope nezaposlenosti</i>	163

<i>Slika 2. 26. Problematični krediti u sektoru stanovništva i stopa nezaposlenosti - logaritmovane vrednosti</i>	164
<i>Slika 2. 27. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja stope nezaposlenosti</i>	165
<i>Slika 2. 28. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja stope nezaposlenosti</i>	168
<i>Slika 2. 29. Problematični krediti u bankarskom sektoru i nominalni devizni kurs evra - logaritmovane vrednosti</i>	169
<i>Slika 2. 30. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra</i>	171
<i>Slika 2. 31. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - period od 2009. do 2011. godine</i>	172
<i>Slika 2. 32. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - od 2012. do 2014. godine</i>	173
<i>Slika 2. 33. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - od 2009. do 2010. godine</i>	175
<i>Slika 2. 34. Problematični krediti u sektoru privrede i nominalni devizni kurs evra - logaritmovane vrednosti</i>	175
<i>Slika 2. 35. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra</i>	177
<i>Slika 2. 36. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - period od 2009. do 2010. godine</i>	178
<i>Slika 2. 37. Problematični krediti u sektoru stanovništva i nominalni devizni kurs evra - logaritmovane vrednosti</i>	179
<i>Slika 2. 38. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra</i>	180
<i>Slika 2. 39. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - od 31.01.2009. do 31.12.2011. godine</i>	181
<i>Slika 2. 40. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - period od 31.01.2012. do 31.12.2014. godine</i>	183
<i>Slika 2. 41. Problematični krediti u bankarskom sektoru i referentna kamatna stopa Narodne banke Srbije - logaritmovane vrednosti</i>	184

<i>Slika 2. 42. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja referentne kamatne stope</i>	185
<i>Slika 2. 43. Problematicni krediti u sektoru privrede i referentna kamatna stopa Narodne banke Srbije - logaritmovane vrednosti.....</i>	186
<i>Slika 2. 44. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja referentne kamatne stope</i>	187
<i>Slika 2. 45. Problematicni krediti u sektoru stanovništva i referentna kamatna stopa Narodne banke Srbije - logaritmovane vrednosti.....</i>	188
<i>Slika 2. 46. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja referentne kamatne stope</i>	189
<i>Slika 2. 47. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja makroekonomskih varijabli.....</i>	192
<i>Slika 2. 48. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru, desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nominalnog deviznog kursa evra i stope nezaposlenosti.....</i>	195
<i>Slika 2. 49. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja makroekonomskih varijabli</i>	198
<i>Slika 2. 50. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u sektoru privrede, desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, privrednih društava u stečaju i nominalnog deviznog kursa evra</i>	202
<i>Slika 2. 51. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja makroekonomskih varijabli.....</i>	204
<i>Slika 3. 1. Specifične determinante kreditnog rizika na nivou poslovne banke</i>	208
<i>Slika 3. 2. CAP kriva za logit model</i>	222
<i>Slika 3. 3. CAP kriva za probit model</i>	226
<i>Slika 3. 4. Specifični faktori kreditnog rizika na nivou privrednog društva.....</i>	233
<i>Slika 3. 5. CAP kriva za logit model</i>	250
<i>Slika 3. 6. CAP kriva za probit model</i>	255
<i>Slika 3. 7. Analiza kretanja NPL-ova</i>	262
<i>Slika 3. 8. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra u trenutku t</i>	265
<i>Slika 3. 9. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od jednog meseca.....</i>	265

<i>Slika 3. 10. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od dva meseca.....</i>	<i>266</i>
<i>Slika 3. 11. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od tri meseca.....</i>	<i>266</i>
<i>Slika 3. 12. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od četiri meseca</i>	<i>267</i>
<i>Slika 3. 13. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od pet meseci.....</i>	<i>267</i>
<i>Slika 3. 14. Rezultati Q testa – izveštaj iz Eviews-a.....</i>	<i>271</i>
<i>Slika 3. 15. Rezultati JB testa – izveštaj iz Eviews-a.....</i>	<i>272</i>
<i>Slika 3. 16. Analiza funkcije impulsnog odziva – izveštaj iz Eviews-a.....</i>	<i>274</i>
<i>Slika 4. 1. Proizvodni jaz i kreditna aktivnost prema privredi (milioni EUR)</i>	<i>286</i>
<i>Slika 4. 2. Proizvodni jaz i korekcija kreditne aktivnosti prema privredi</i>	<i>287</i>
<i>Slika 4. 3. Nivo BDP i kreditne aktivnosti prema privredi u milionima evra.....</i>	<i>288</i>
<i>Slika 4. 4. Stopa rasta kreditne aktivnosti prema privredi i proizvodni jaz</i>	<i>288</i>
<i>Slika 4. 5. Stopa rasta kreditne i stopa rasta privredne aktivnosti.....</i>	<i>289</i>
<i>Slika 4. 6. Proizvodni jaz i odnos kreditna aktivnost/BDP</i>	<i>290</i>
<i>Slika 4. 7. Kretanje proizvodnog jaza (Output gap) i ukupnih problematičnih kredita (NPL) u sektoru privrede u milionima RSD</i>	<i>291</i>
<i>Slika 4. 8. Stopa problematičnih kredita po odabranim sektorima privrede</i>	<i>293</i>
<i>Slika 4. 9. Kretanje cene stambenih nekretnina u evrima po metru kvadratnom.....</i>	<i>313</i>
<i>Slika 4. 10. Uticaj izvora finalne potrošnje domaćinstava na nivo kreditnog rizika</i>	<i>316</i>
<i>Slika 4. 11. Koncentracija prihoda od prodaje i održivost u izmenjenim uslovima privređivanja.....</i>	<i>318</i>
<i>Slika 4. 12. Kreditna aktivnost po isključenju reprogramiranih plasmana (milioni EUR).....</i>	<i>333</i>
<i>Slika 4. 13. Krediti iz inostranstva odobreni privrednim društvima (milioni EUR)</i>	<i>336</i>

SPISAK TABELA

<i>Tabela 1. 1. Poređenje makroprudencijalne i mikroprudencijalne perspektive</i>	67
<i>Tabela 1. 2. Jednogodišnja migraciona matrica u apsolutnim vrednostima</i>	83
<i>Tabela 1. 3. Jednogodišnja migraciona matrica u relativnim vrednostima.....</i>	84
<i>Tabela 2. 1. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela – osnovna specifikacija</i>	114
<i>Tabela 2. 2. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela – alternativna specifikacija</i>	116
<i>Tabela 2. 3. Analiza uzročnosti između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru</i>	118
<i>Tabela 2. 4. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i problematičnih kredita u bankarskom sektoru.....</i>	119
<i>Tabela 2. 5. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	122
<i>Tabela 2. 6. Analiza uzročnosti između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene problematičnih kredita u sektoru privrede</i>	123
<i>Tabela 2. 7. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene problematičnih kredita u sektoru privrede.....</i>	124
<i>Tabela 2. 8. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	128
<i>Tabela 2. 9. Analiza uzročnosti između promene nivoa privrednih društava u stečaju i nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede</i>	130
<i>Tabela 2. 10. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, promene nivoa privrednih društava u stečaju i promene problematičnih kredita u sektoru privrede.....</i>	130
<i>Tabela 2. 11. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	133
<i>Tabela 2. 12. Analiza uzročnosti između promene nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede i promene nivoa problematičnih kredita u sektoru stanovništva.....</i>	135
<i>Tabela 2. 13. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene promene problematičnih kredita u sektoru stanovništva i promene problematičnih kredita u sektoru privrede</i>	135
<i>Tabela 2. 14. Vrednosti Diki Fulerove test statistike za različite dužine vremenske serije.....</i>	142
<i>Tabela 2. 15. Analiza uzročnosti između promene nivoa desezoniranih realnih neto zarada i promene nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru</i>	147

<i>Tabela 2. 16. Analiza uzročnosti između promene nivoa desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene desezoniranih realnih mesečnih neto zarada</i>	149
<i>Tabela 2. 17. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	152
<i>Tabela 2. 18. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	155
<i>Tabela 2. 19. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	159
<i>Tabela 2. 20. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	162
<i>Tabela 2. 21. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	165
<i>Tabela 2. 22. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	168
<i>Tabela 2. 23. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	170
<i>Tabela 2. 24. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela:</i>	172
<i>Tabela 2. 25. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	173
<i>Tabela 2. 26. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	174
<i>Tabela 2. 27. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	176
<i>Tabela 2. 28. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	178
<i>Tabela 2. 29. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	180
<i>Tabela 2. 30. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	181
<i>Tabela 2. 31. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	182
<i>Tabela 2. 32. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	184
<i>Tabela 2. 33. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	186
<i>Tabela 2. 34. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	188
<i>Tabela 2. 35. Sistemke determinante kreditnog rizika – rezultat pojedinačnih modela.....</i>	190
<i>Tabela 2. 36. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	191
<i>Tabela 2. 37. Analiza uzročnosti između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nominalnog deviznog kursa evra, stope nezaposlenosti i nivoa problematičnih kredita</i>	193
<i>Tabela 2. 38. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru i makroekonomskih varijabli</i>	193
<i>Tabela 2. 39. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	197
<i>Tabela 2. 40. Analiza uzročnosti između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nivoa privrednih društava u stečaju, nominalnog deviznog kursa evra i nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru</i>	199
<i>Tabela 2. 41. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene promene problematičnih kredita u sektoru privrede, promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, promene nivoa privrednih društava u stečaju i promene nominalnog deviznog kursa.....</i>	200

<i>Tabela 2. 42. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela</i>	<i>204</i>
<i>Tabela 3. 1. Nivo kreditnog rizika prema vrsti vlasništva</i>	<i>210</i>
<i>Tabela 3. 2. Nivo kreditnog rizika prema veličini banke</i>	<i>210</i>
<i>Tabela 3. 3. Nivo kreditnog rizika prema ostvarenom rezultatu banke</i>	<i>211</i>
<i>Tabela 3. 4. Nivo kreditnog rizika prema visini stope problematičnih kredita</i>	<i>212</i>
<i>Tabela 3. 5. Nivo kreditnog rizika prema visini učešća klijenata u ukupnim kreditima banke</i>	<i>212</i>
<i>Tabela 3. 6. Nivo kreditnog rizika prema stepenu kolateralizovanosti portfolija</i>	<i>213</i>
<i>Tabela 3. 7. Nivo kreditnog rizika prema nivou kapitala banke</i>	<i>218</i>
<i>Tabela 3. 8. Rezultati logit modela u proceni kreditnog rizika na nivou banke</i>	<i>219</i>
<i>Tabela 3. 9. Procenat tačnih predviđanja logit modela</i>	<i>220</i>
<i>Tabela 3. 10. Testovi kvaliteta logit modela</i>	<i>221</i>
<i>Tabela 3. 11. Marginalni efekti logit modela</i>	<i>222</i>
<i>Tabela 3. 12. Rezultati probit modela u proceni kreditnog rizika na nivou banke</i>	<i>223</i>
<i>Tabela 3. 13. Procenat tačnih predviđanja probit modela</i>	<i>224</i>
<i>Tabela 3. 14. Testovi kvaliteta probit modela</i>	<i>225</i>
<i>Tabela 3. 15. Marginalni efekti probit modela</i>	<i>226</i>
<i>Tabela 3. 16. Specifični faktori kreditnog rizika na nivou banke</i>	<i>227</i>
<i>Tabela 3. 17. Nivo kreditnog rizika prema veličini privrednog društva</i>	<i>234</i>
<i>Tabela 3. 18. Nivo kreditnog rizika prema sektoru privrede</i>	<i>236</i>
<i>Tabela 3. 19. Nivo kreditnog rizika prema visini indeksa prihoda od prodaje</i>	<i>237</i>
<i>Tabela 3. 20. Nivo kreditnog rizika prema visini DSCR pokazatelja</i>	<i>239</i>
<i>Tabela 3. 21. Nivo kreditnog rizika prema visini koeficijenta obrta kupaca</i>	<i>240</i>
<i>Tabela 3. 22. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa neto obrtni kapital/ukupna aktiva</i>	<i>241</i>
<i>Tabela 3. 23. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa neraspoređena dobit/ukupna aktiva</i>	<i>242</i>
<i>Tabela 3. 24. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa EBIT/ukupna aktiva</i>	<i>243</i>
<i>Tabela 3. 25. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa kapital/obaveze</i>	<i>244</i>
<i>Tabela 3. 26. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa prihodi od prodaje/ukupna aktiva</i>	<i>245</i>
<i>Tabela 3. 27. Rezultati logit modela u proceni kreditnog rizika privrednih društava</i>	<i>246</i>
<i>Tabela 3. 28. Procenat tačnih predviđanja logit modela</i>	<i>249</i>
<i>Tabela 3. 29. Testovi kvaliteta logit modela</i>	<i>250</i>

<i>Tabela 3. 30. Marginalni efekti logit modela</i>	251
<i>Tabela 3. 31. Rezultati probit modela u proceni kreditnog rizika privrednih društava</i>	252
<i>Tabela 3. 32. Procenat tačnih predviđanja probit modela</i>	254
<i>Tabela 3. 33. Testovi kvaliteta probit modela</i>	254
<i>Tabela 3. 34. Marginalni efekti probit modela</i>	256
<i>Tabela 3. 35. Specifične determinante kreditnog rizika privrednih društava</i>	257
<i>Tabela 3. 36. Analiza uzročnosti između deviznog kursa evra i stope problematičnih kredita na trećoj docnji</i>	273
<i>Tabela 3. 37. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između deviznog kursa evra i stope problematičnih kredita</i>	274
<i>Tabela 4. 1. Uticaj komponenti očekivanog dobitka na promene očekivanog gubitka</i>	281
<i>Tabela 4. 2. Stopa problematičnih kredita po sektorima privrede krajem decembra 2013. godine</i>	292
<i>Tabela 4. 3. Doprinos pojedinih sektora privrede apsolutnom porastu nivoa NPL-ova</i>	293
<i>Tabela 4. 4. Doprinos sektora privrede rastu ukupne privredne aktivnosti</i>	294
<i>Tabela 4. 5. Kreditna izloženosti bankarskog sektora prema sektorima privrede</i>	295
<i>Tabela 4. 6. Kreditna izloženosti prema sektorima privrede tokom posmatranog perioda u procentima izloženosti na dan 30.09.2014. godine</i>	295
<i>Tabela 4. 7. Učešće najvećih problematičnih dužnika u NPL-ovima razmatranih sektora privrede na dan 30.09.2014. godine (000 RSD)</i>	296
<i>Tabela 4. 8. Učešće najvećih problematičnih dužnika u NPL-ovima razmatranih sektora privrede na dan 30.09.2014. godine (000 RSD) – korigovani pregled</i>	297
<i>Tabela 4. 9. Učešće kreditne izloženost banaka prema odabраним poslovnim grupacijama u odnosu na nivo NPL-ova na dan 30.09.2014. godine</i>	298
<i>Tabela 4. 10. Scenario analiza uticaja smanjenja kreditne izloženosti tokom pretkriznog perioda na smanjenje ukupnog iznosa problematičnih kredita</i>	300
<i>Tabela 4. 11. Rashodna strana bruto domaćeg proizvoda</i>	303
<i>Tabela 4. 12. Doprinos pojedinih komponenti rashodne strane stopi rasta bruto domaćeg proizvoda</i>	303
<i>Tabela 4. 13. Stope rasta po komponentama rashodne strane bruto domaćeg proizvoda</i>	304
<i>Tabela 4. 14. Doprinos komponentni rashodne strane BDP-a rastu aktivnosti kod razmatranih sektora privrede</i>	306

<i>Tabela 4. 15. Izvori generisanja finalne potrošnje domaćinstava.....</i>	<i>307</i>
<i>Tabela 4. 16. Kretanje finalne potrošnje domaćinstava u pretkriznom i kriznom periodu</i>	<i>310</i>
<i>Tabela 4. 17. Komponente bruto investicija u osnovne fondove (milioni RSD).....</i>	<i>311</i>
<i>Tabela 4. 18. Učešće stambenih kredita u finansiranju stambene izgradnje</i>	<i>312</i>
<i>Tabela 4. 19. Uzroci i povod za porast nivoa kreditnog rizika u kriznom periodu u uslovima pada nivoa bruto domaćeg proizvoda</i>	<i>326</i>
<i>Tabela 4. 20. Iznos reprogramiranih i restrukturiranih plasmana na nivou bankarskog sektora u 000 RSD.....</i>	<i>332</i>
<i>Tabela 4. 21. Okvirni iznos subvencionisanih kredita po godinama u milijardama RSD.....</i>	<i>335</i>
<i>Tabela 5. 1. Matrica potencijalnih problema u informacionoj infrastrukturi tržišta</i>	<i>340</i>
<i>Tabela 5. 2. Indeks rasta kreditne aktivnosti banaka tokom posmatranog perioda</i>	<i>352</i>
<i>Tabela 5.3. Broj banaka sa kojima je klijent uspostavio saradnju.....</i>	<i>352</i>
<i>Tabela 5. 4. Procenat banaka sa problemima u pogledu kapitalne adekvatnosti u ukupnom broju banaka sa kojima je pojedinačni klijent imao saradnju</i>	<i>352</i>

SPISAK PRILOGA

<i>Prilog 1 – Rezultati analize stacionarnosti vremenskih serija.....</i>	<i>392</i>
<i>Prilog 2 – Analiza uticaja ukupnog bruto društvenog proizvoda na nivo problematičnih kredita.....</i>	<i>393</i>
<i>Prilog 3 – Analiza uticaja neto zarada na nivo problematičnih kredita.....</i>	<i>433</i>
<i>Prilog 4 – Analiza uticaja stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita.....</i>	<i>451</i>
<i>Prilog 5 – Analiza uticaja nominalnog deviznog kursa evra na nivo problematičnih kredita.....</i>	<i>460</i>
<i>Prilog 6 – Analiza uticaja referentne kamatne stope na nivo problematičnih kredita</i>	<i>471</i>
<i>Prilog 7 – Zbirni model uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita.....</i>	<i>475</i>
<i>Prilog 8 – Uticaj specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika banke.....</i>	<i>487</i>
<i>Prilog 9 – Uticaj specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika privrednih društava.....</i>	<i>487</i>

UVOD

Problematika razvoja pristupa za procenu kreditnog rizika ima relativno dugu istoriju. U praksi, od nastanka prvog dužničko-poverilačkog odnosa do danas prisutan je i odgovarajući način za procenu kreditnog rizika. Još u Hamurabijevim zakonima moguće je naći definisanu mogućnost uzimanja zaloge nad nepokretnostima kao način zaštite poverioca, što predstavlja vid potvrde o postojanju svesti o kreditnom riziku. Pristupi koji su se primenjivali za procenu kreditnog rizika kroz istoriju nastajali su na bazi stečenih iskustva i razvoja odgovarajih tehnika i veština procene. Sa nastanakom i razvojem bankarskog poslovanja, koje se karakteriše velikom koncentracijom dužničko-poverilačkih odnosa relativno visoke materijalne vrednosti, problematika potrebe za procenom kreditnog rizika prelazi sa pojedinačnog na insitucionalni nivo, što je obezbedilo i jednu od ključnih pretpostavki za intenzivniji razvoj pristupa za procenu kreditnog rizika u daljem periodu. Imajući u vidu da je poslovanje banaka zasnovano na poverenju klijenata, jedini način za očuvanje poverenja je stabilno poslovanje banke koje je, pak, moguće postići jedino ukoliko banka adekvatno upravlja rizicima kojima je izložena. Zbog toga su banke bile posebno zainteresovane da razvijaju pristupe za procenu kreditnog rizika. To je bio jedini način da banke ostvare održivo poslovanje u dugom roku.

Mogućnost da pojedine banke, zarad ostvarivanja kratkročnih poslovnih ciljeva, zanemare pitanje adekvatnog upravljanja rizicima i da svojim ponašanjem daju primer koji može umanjiti poverenje učesnika na tržištu i izazvati sistemsku nestabilnost, zahtevalo je da se pitanje upravljanja rizicima reguliše i postane deo nadzora od strane odgovarajućih regulatornih tela. U početku je regulativa počivala na nacionalnim standardima da bi globalizacija ukupnih ekonomskih aktivnosti, uključujući i bankarsko poslovanje, donela zahteve da se donekle standardizuju pristupi za procenu rizika kod banaka koje nastupaju na međunarodnom nivou. Krajem 80-tih godina nastaje prvi međunarodni standard koji definiše pitanje obračuna pondera rizičnosti za aktivu banaka i izračunavanja adekvatnosti kapitala, formulisan od strane Bazelskog komiteta za bankarsku superviziju u okviru Banke za međunarodne obračune (BIS – Bank for International Settlements), poznat pod nazivom

Bazel I standard. Nova iskustva iz upravljanja rizicima, pre svega ona krizna, rezultirala su time da se Bazel I modifikuje već sredinom 90-tih godina te da početkom 2000-tih bude publikovan novi međunarodni standard – Bazel II standard. U međuvremenu, na osnovu iskustava iz poslednje krize, određeni delovi Bazel II standarda su modifikovani i unapređeni, tako da su se te izmene pojavile pod nazivom Bazel 2.5. Prvi deo poslednjeg formulisanog međunarodnog standarda, poznatijeg kao Bazel III standard, objavljen je u julu 2009. godine, da bi celokupni paket bio objavljen krajem 2011. godine i trenutno predstavlja aktuelni međunarodni regulatorni standard u oblasti procene rizičnosti i obračuna adekvatnosti kapitala. Evropska unija je usvajanjem odgovarajućih direktiva tokom 2006. godine obavezala svoje članice da Bazel II standarda u potpunosti primene, uz zadržavanje određenih prava na nacionalne diskrecione odluke. Osim toga, izmenama direktiva iz 2009., 2010. i 2011. godine Evropska unija je obavezala svoje zemlje članice da u narednim godinama u potpunosti implementiraju Bazel III standard kao jednoobrazan regulatorni standard koji će se primenjivati na teritoriji svih zemalja članica. U našoj zemlji, Narodna banka Srbije je usvajanjem odgovarajućeg paketa propisa sredinom 2011. godine obavezala poslovne banke da sa 31.12.2011. godine otpočnu primenu Bazel II standarda u Republici Srbiji. U decembru 2013. godine Narodna banka Srbije usvojila je Strategiju kojom se definiše postupak implementacije Bazel III standarda u Republici Srbiji u nekoliko narednih godina.

Ekonomska teorija dugo vremena nije davala jedinstven odgovor po pitanju relevantnosti upravljanja rizicima. Teorije zasnovane na izuzetno rigidnom neoklasičnom teorijskom stanovništu, po kojem je tržište savršeno i potpuno, smatrale su da nisu potrebni posrednici na tržištu i da je irelevantno pitanje potrebe za upravljanjem rizicima. Brojni praktični primeri ali i neki novi teorijski pravci, poput neoinstitucionalne ekonomije, ukazali su na neodrživost ovakvog tvrdena i da se revizijom oređenih teorijskih prepostavki može izvući zaključak o potrebi za posrednicima na finansijskom tržištu i o relevantnosti upravljanja rizicima. Posebno izdvajamo pojedine rezultate u okviru teorijskog koncepta informacione asimetrije koji pokazuju da se ravnoteža na tržištu ne uspostavlja na onom nivou kamatne stope koji bi u potpunosti apsorbovao tražnju za kreditima zbog prisustva određenog

racionalnog rasuđivanja od strane banaka kao vida implicitnog dokaza o prisustvu upravljanja rizicima.

U okviru ekonomske teorije posebnu temu od značaja za sagledavanje upravljanja rizicima predstavlja pitanje odnosa učesnika prema rizicima na tržištu, počev od definisanja pojma korisnosti u XVIII veku, preko definisanja teorije očekivane korisnosti sredinom XX veka, do mnoštva radova u drugoj polovini XX veka koji su se bavili ovim pitanjem. Pitanje da li je učesnik tolerantan, sklon ili odbojan prema rizicima teorijski je sagledavano kako iz prozicije pojedinačnog učesnika tako i iz perspektive ukupnih kretanja na tržištu, kao što su izražena sklonost prema rizicima u fazi privredne ekspanzije i izražena odbojnost prema rizicima u fazi recesije.

Iako su u ekonomskoj teoriji kvantitativne osnove za razvoj odgovarajućih modela za procenu kreditnog rizika prisutne od ranije, ova oblast je najburniji razvoj doživela u XX veku, pod uticajem razvoja kvantitativnih metoda i moćnih informatičkih alata za obradu podataka. Početkom XX veka, 20-tih godina, prvi put je definisana razlika između neizvesnosti i rizika (Knight, 1921 i Keynes, 1921). Iz modela zasnovanih na klasičnoj finansijskoj analizi dužnika, sredinom XX veka nastaju prvi scoring modeli zasnovani na primeni kvantitativnih alata (Altman, 1968) i prvi modeli koji na osnovu izračunavanja očekivanog prinosa i standardne devijacije prinosa mere rizik i definišu diversifikaciju aktive kao način za umanjenje rizika (Markowitz, 1952). Pod uticajem razvoja informatike i matematike u drugoj polovini XX veka dolazi do ubrzanog razvoja kvantitativnih modela koji se bave procenom kreditnog rizika, od naprednih scoring i rejting modela, preko kvantitativno kompleksnih portfolio modela (KMV, VaR i sl.), do modela zasnovanih na neuronskim mrežama i genetičkim algoritmima i sl. Celokupan razvoj metoda i modela za procenu kreditnog rizika možemo okarakterisati kao konstantnu borbu za informacionom asimetrijom, prisutnom u odnosu kreditora i dužnika, ali i banke i deponenata.

Ekonomске krize predstavljale su određenu vrstu realnog stresnog scenarija u kojima se testirao kvalitet primenjenih metoda i modela, cenila njihova uspešnost u umanjanju

informacione asimetrije, donosio stručni sud o vulnerabilnosti primenjenih ekonomskih koncepata u izmenjenim uslovima privređivanja i dragoceni zaključci o daljem smeru razvoja. Poslednja finansijska kriza koja je širenjem kroz finansijske tokove i tokove realne ekonomije postala globalna, nužno je pred kreatore ekonomske politike, regulatore finansijskog sistema i ekonomsku teoriju postavila određene zadatke. U takvim okolnostima, teme vezane za analizu determinanti kreditnog rizika i implikacije zaključaka takve analize postaju aktuelne.

Predmet disertacije predstavlja identifikovanje i analiza determinanti nivoa kreditnog rizika na primeru bankarskog sektora Republike Srbije sa posebnim osvrtom na teorijsku problematiku i empirijsko sagledavanje informacione asimetrije u uslovima krize. U tom cilju u radu će biti razvijen model, zasnovan na ekonometrijskim metodama i sekundarnim podacima iz raspoloživih domaćih izvora, za identifikovanje pomenutih faktora, a rezultati modela biće upoređeni sa rezultatima sličnih modela razvijenih u drugim zemljama. Osim toga, biće izvršena i analiza interaktivnosti rizika u smislu sagledavanja efekata prelivanja drugih vrsta rizika (devizni rizik) u kreditni rizik. Kao svojevrsna dopuna kvantitativnoj analizi, biće sprovedena analiza strukture pokazatelja kreditnog rizika i komparativna analiza kretanja u bankarskom sektoru pre i nakon efekata finansijske krize. Kroz primenjenu analizu biće preispitano da li su primenjeni pristupi za upravljanje rizicima u bankarskom sektoru Republike Srbije u periodu pre krize, bili dovoljno efikasni da se adekvatno prepoznaju svi faktori rizika i koliko se kroz fenomen informacione asimetrije u uslovima krize može objasniti kretanje u nivou kreditnog rizika. Imajući u vidu da je poslovnim i finansijskim kretanjima imanentno ciklično ponašanje, karakteristično po izraženoj sklonosti institucija rizicima u uzlaznoj fazi ciklusa i averziji prema rizicima u silaznoj fazi ciklusa, ovom istraživanjem, pored empirijske analize navedenih pravilosti u lokalnim uslovima, teži se sagledati potreba za kontracikličnim i drugim makrorudencionim i mikroprudencionim merama i sagledati efikasnost primenjenih regulatornih mera i pristupa.

Cilj disertacije je da se identifikuju specifični i sistemski faktori koji objašnjavaju varijabilitet u nivou kreditnog rizika na domaćem tržištu, i da se proceni da li su rezultati modela specifični u odnosu na rezultate sličnih modela u drugim zemljama. Analize u disertaciji trebalo bi da kvantitativno potvrde hipotezu o postojanju interaktivnosti rizika tj. efekte preliivanja deviznog rizika u kreditni rizik, ali i da implicitno dokažu prisutnost informacione asimetrije. U vezi sa poslednjim, razmatranje posledica finansijske krize, kroz invazivnu analizu nivoa i strukture pokazatelja kreditnog rizika, trebalo bi da dokaže da li su u pretkriznom periodu postojali faktori rizika i mehanizmi generisanja kreditnog rizika koji nisu adekvatno prepoznati (upotrebljeni) od strane banaka i da li je postojao povećan apetit banaka prema rizicima u pretkriznom periodu.

Kako bi se postavljeni cilj istraživanja ispunio u radu ćemo poći od sledećih osnovnih hipoteza:

Prva hipoteza. Varijabilnost deviznog kursa evra predstavlja značajan sistemski faktor koji determiniše nivo kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije, tako da se može kvantifikovati efekat preliivanja deviznog rizika u kreditni rizik. Finansijsko tržište Republike Srbije karakteriše visok stepen evroizacije. Banke svoje izvore finansiranja dominantno obezbeđuju u evrima i kako bi se zaštitile od deviznog rizika većinu svojih kredita plasiraju u dinarima indeksirano deviznom klauzulom. Imajući u vidu da su dužnici ostvaruju primanja gotovine pretežno u domaćoj valuti, izražene fluktuacije deviznog kursa evra mogu uticati na pad pokrića kreditnih obaveza denominiranih u stranoj valuti doprinoseći porastu kreditnog rizika dužnika. Istraživački cilj koji se želi postići ispitivanjem ove hipoteze je kvantitativni dokaz da je uticaj promene deviznog kursa evra na nivo kreditnog rizika materijalno značajan i da se takav nalaz može iskoristiti za empirijsku potvrdu prisustva interaktivnosti finansijskih rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije, tj. za sagledavanje efekta preliivanja deviznog rizika u kreditni rizik.

Druga hipoteza. Raspoloživi podaci o dužnicima u bankarskom sektoru Republike Srbije daju dovoljno osnova da se primenom kvantitativnih metoda za procenu rizika identifikuje i

kvantifikuje uticaj pojedinih specifičnih faktora rizika na ostvareni nivo kreditnog rizika. Raspoloživi podaci o dužnicima, preventivno informacije iz finansijskih izveštaja, biće korišćeni u sklopu ekonometrijskih modela za kvantitativnu proveru da li neki od njih dovoljno značajno reprezentuju nivo i promene u nivou kreditnog rizika dužnika. Očekuje se da razlike u kvalitetu primenjenih modela pruže objašnjenje u kojoj meri su prisutni problemi sa kvalitetom, konzistentnošću i raspoloživošću podataka, i da li dati problemi produbljuju informacioni jaz između banaka i dužnika.

Treća hipoteza. Dodatnom analizom privredne i kreditne aktivnosti u pretkriznom periodu moguće je izolovati određene mehanizme i faktore kreditnog rizika, prvobitno neadekvatno identifikovane i/ili procenjene usled prisustva određenih oblika informacione asimetrije, koji su tokom perioda krize generisali visok nivo kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije. Razvojem sopstvenog modela biće kvantifikovani sistemski i specifični faktori koji determinišu nivo kreditnog rizika. Istovremeno, dodatnom analizom biće prepoznati mehanizmi i zakonitosti u generisanju kreditnog rizika koji sveobuhvatnije mogu objasniti kretanje prethodno identifikovanih sistemskih i specifičnih faktora i ukazati na postojanje određenih skrivenih faktora kreditnog rizika koji su ostali izvan kvantitativnog modela.

U prvom delu rada, pre sprovođenja empirijske analize, dat je teorijsko-metodološki okvir istraživanja, gde je izložen pojam neizvesnosti i rizika, definicija kreditnog rizika i analiza teorijskih koncepata koji su se bavili tematikom relevantnosti upravljanja rizicima. Posebno je teorijski obrađena problematika informacione asimetrije, od objašnjenja informacione asimetrije kao prirodne karakteristike finansijskih tržišta i njenog uobičajenog prisustva u odnosima dužnik-banka i banka-deponent, preko implicitne potvrde prisustva upravljanja rizicima u bankama, do analize odnosa između upravljanja rizicima i informacione asimetrije, i uloge regulatora u borbi sa informacionom asimetrijom. Izložena je i teorijski potvrđena veza između informacione asimetrije i finansijskih kriza, po kojima informaciona asimetrija može biti uzročnik krize, ali i finansijska kriza može biti faktor koji produbljuje informacionu asimetriju. Preuzimanje rizika i odnos prema rizicima

razmotreni su tako što je nakon uvodnog razmatranja mikroekonomskog stanovišta odnosa učesnika prema rizicima objektiv stavljen na makroekonomsko stanovište - odnos učesnika prema rizicima u različitim fazama poslovnog ciklusa, značaj analize kretanja finansijskih ciklusa i teorijsku postavku mikroprudencione i makroprudencione politike centralnih banaka. U susret empirijskom istraživanju prezentovan je set pokazatelja nivoa kreditnog rizika koji se uobičajeno koristi u literaturi i praksi i pregled aktuelnih akademskih radova koji se bave analizom sistemskih i specifičnih faktora (determinanti) kreditnog rizika. Problematika interaktivnosti kreditnog rizika i drugih vrsta rizika, s obzirom da će biti predmet empirijskog istraživanja, posebno je teorijski obrazložena na kraju ovog dela rada.

Drugi deo rada posvećen je analizi sistemskih faktora kreditnog rizika. U delu analize sistemskih determinanti kreditnog rizika, cilj je bio da se pronađu odgovori na to koje su makroekonomske varijable najznačajnije uticale na rast nivoa problematičnih kredita u silaznoj fazi poslovnog ciklusa u bankarskom sektoru u Republici Srbiji. Poseban fokus je bio na analizi pitanja da li se poslovni ciklus može smatrati determinantom kreditnog rizika i koliki je uticaj ostalih makroekonomskih varijabli iz realne ekonomije, poput realnih neto zarada i stope nezaposlenosti, kao i pitanja da li su visokoevroizovane ekonomije, poput Srbije, podložne rastu kreditnog rizika usled deprecijacije domaće valute. Pažnja je bila posvećena i analizi da li druge makroekonomske varijable iz finansijskog dela ekonomije, poput referentne kamatne stope i stope inflacije, imaju uticaj na nivo problematičnih kredita. Istraženo je kretanje problematičnih kredita u različitim fazama poslovnog ciklusa. Razmotren je fenomen uticaja ekonomske povezanosti dužnika na nivo kreditnog rizika.

U trećem delu rada fokus je na analizi specifičnih faktora kreditnog rizika na nivou banke i dužnika, kao i na interaktivnosti kreditnog rizika sa drugim vrstama rizika. U delu analize specifičnih faktora na nivou banke, u fokusu istraživanja je identifikovanje i kvantifikovanje kvalitativnih i kvantitativnih karakteristika banaka koje utiču na nivo kreditnog rizika. U istraživanju su razmotrene kvalitativne varijable kao što su vrsta vlasništva i veličina banke. Pored kvantitativnih varijabli koje govore o preuzetom riziku –

stopa problematičnih kredita, indeks koncentracije potraživanja i stepen koalteralizovanosti portfolija, u istraživanje je uključen i pokazatelj koji meri kapacitet banke za preuzimanje rizika – pokazatelj adekvatnosti kapitala. Za potrebe rada uveden je koncept hipotetičke referentne banke koja je konzervativna u preuzimanju rizika, a potom su za konkretne banke razvijeni veštački indikatori koji treba da mere stepen pouzdanosti pokazatelja rizičnosti banke, poput indikatora precenjenosti dobre aktive, indikatora potcenjenosti loše aktive i korigovanog indikatora difolta, i kvantitativno je ocenjen njihov uticaj na nivo kreditnog rizika.

U delu analize specifičnih varijabli na nivou dužnika banke u istraživanju smo pošli od pokazatelja koji su se kroz analizu sistemskih i specifičnih varijabli na nivou banke kandidovali kao relevantni za razmatranje – indeks prihoda od prodaje, prekomerna zaduženost i problemi u naplati potraživanja. Ovaj deo analize je uključio i kvantitativne pokazatelje koji se uobičajeno u literaturi koriste kada je reč o oceni sistemskih faktora na nivou dužnika, poput racio brojeva koji ulaze u sastav Altmanovog skora ili neki drugi pokazatelji često korišćeni u literaturi (koeficijent obrta dobavljača, rigorozni racio likvidnosti i sl.), kao i karakteristike dužnika kao što su veličina i sektor privrede u kojem posluje.

Posebna pažnja posvećena je kvantitativnoj analizi interakcije kreditnog rizika sa drugim vrstama rizika. Kroz ovu analizu dat je odgovor u kojoj meri je porast kreditnog rizika posledica efekta preliivanja drugih rizika, sa posebnim osvrtom na devizni rizik i operativni rizik. U ovom delu rada je intenzitet ovog uticaja meren u periodu izraženih fluktuacija deviznog kursa sagledavanjem uticaja ove promena na promenu problematičnih kredita merenu po broju dužnika. Za potrebe ovog rada posebno je sagledana šira slika, u smislu u kojoj meri je potvrđeno dejstvo posledica prisutnih mehanizama ispoljavanja karakterističnih za evroizovane ekonomije. Takođe, izvršena je analiza efekata preliivanja operativnog rizika u kreditni rizik, nastalog kao posledica primene nedogovarajućih procedura i procesa.

Četvrti deo rada posvećen je strukturnoj i vremenskoj dekompoziciji problematičnih kredita kao načinu za dublju analizu prethodno identifikovanih sistemskih i specifičnih faktora kreditnog rizika. Imajući u vidu koncept očekivanog gubitka, po kome je iznos ovog gubitka posledica proizvoda delovanja više komponenti – verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika, izloženosti dužnika u trenutku neizvršenja obaveza i gubitka u trenutku neizvršenja obaveza, prethodna kvantitativna analiza sistemskih i specifičnih faktora dala je odgovor o delovanju faktora samo na verovatnoću neizvršenja obaveza dužnika. Stoga je u ovom delu rada istraživanje usmereno na analizu faktora koji su uticali na izloženost dužnika u trenutku neizvršenja obaveza dužnika, kroz analizu funkcije preuzimanja rizika u bankama u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa i težnju banaka ka odloženom prilagođavanju kreditne aktivnosti padu ekonomske aktivnosti u silaznoj fazi poslovnog ciklusa. Kroz strukturnu i vremensku dekompoziciju problematičnih kredita identifikovane su određene latentne karakteristike koje dublje mogu objasniti ispoljavanje prethodno identifikovanih sistemskih i specifičnih faktora kreditnog rizika, uz posebno sagledavanje uzroka i povoda za materijalno ispoljavanje identifikovanih faktora.

Peti deo rada posvećen je analizi kvantitativnih dokaza o prisustvu izražene informacione asimetrije u bankarskom sektoru Republike Srbije. Analiza informacione asimetrije u Republici Srbiji stavljena je u objektiv analize kvaliteta prisutne informacione infrastrukture, kako u odnosu na razvijena tržišta, tako i sa aspekta raspoloživosti i kvaliteta konvencionalnih informacija, uz poseban osvrt na posmatranje ponašanja regulatora, banaka i drugih učesnika u pretkriznom i kriznom periodu. Informaciona asimetrija tretirana je i u kontekstu finansijske krize i njihove međusobne interakcije.

Dobijeni rezultati analize stavljeni su u kontekst ocene efikasnosti i efektivnosti metoda i modela koje su banke u Republici Srbiji koristile za ocenu kreditnog rizika, ocene ponašanja regulatora tokom posmatranog perioda, kao i celokupne analize da li su primenjeni modeli ekonomskog rasta u Srbiji imali odgovarajuće slabosti. Doprinosa rezultata ovih analiza pre svega se ogleda u davanju potrebnih odgovora kreatorima ekonomske politike, regulatoru i supervizoru bankarskog sistema i izvođenju ekonomsko-

teorijskih zaključaka o određenim ekonomskim zakonitostima koje su opredelile zabeleženi nivo kreditnog rizika, kao i njegov uticaj na ukupna ekonomska kretanja u zemlji.

I KREDITNI RIZIK I DETERMINANTE KREDITNOG RIZIKA: TEORIJSKO-METODOLOŠKI OKVIR

1.1. Uvod u problematiku neizvesnosti i rizika

Neizvesnost je svojstvena prirodnim i domaćim pojavama koje imaju stohastički tj. nedeterministički karakter. Kao svojevrsan odgovor na neizvesnost javlja se očekivanje u pogledu ishoda. Ukoliko ishod obeležimo sa y , očekivani ishod matematički možemo označiti kao $E(y)$.

Imajući u vidu stohastički karakter pojave, uvek govorimo o verovatnoći realizacije određenog ishoda. Ukoliko verovatnoću realizacije određenog ishoda označimo sa π_i , očekivani ishod možemo prikazati na sledeći način:

$$E(y) = \sum_{i=1}^n \pi_i y_i \quad (1.1.)$$

U kontekstu prethodnog izraza, neizvesnost je prisutna kada ne znamo vrednost verovatnoće realizacije ishoda, π_i . Ukoliko posedujemo podatke o istorijskoj realizaciji sličnih ili istih pojava ili saznanja u vezi kauzalnog obrazca, na primer po osnovu bacanje kocke, novčića i sl., možemo postaviti racionalnu osnovu za procenu verovatnoće realizacije ishoda. Uvođenje racionalne komponente i merljivost u prethodnom izrazu korišćenih veličina daje osnova ne samo za procenu očekivanog ishoda već i za razmatranje pojma rizika. Upravo interpretirano pojmovno razgraničenje neizvesnosti i rizika postavili su Frenk Najt (Frank H. Knight) i Džon Majnard Kejns (John Maynard Keynes) u svojim radovima sa početka XX veka (Knight, 1921 i Keynes, 1921).

Rizik predstavlja pojam kojim definišemo mogućnost realizacije ishoda koji je različit od očekivanog ishoda. Kvantifikacija rizika podrazumeva sagledavanje prosečnog odstupanja

pojedinačnih ishoda od očekivanog ishoda, poznato kao standardna devijacija, koja se u literaturi deklariše kao jedna od opšteprihvaćenih mera rizika.

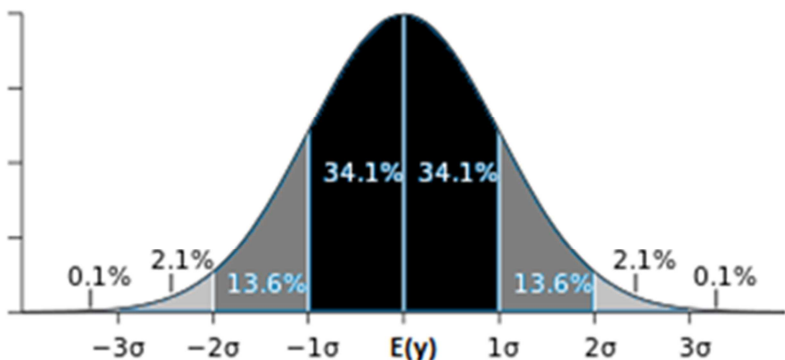
$$R = \sigma_y = \sqrt{\sum_{i=1}^n \pi_i (y_i - E(y))^2} \quad (1.2.)$$

Ukoliko raspolažemo istorijskim podacima o realizaciji ishoda nekog događaja, upotrebom prethodnih izraza možemo doći do očekivanog ishoda i standardne devijacije kao mere rizika (prethodni grafički prikaz uz pretpostavku da ishodi imaju normalnu raspodelu).

Do sada smo govorili o očekivanom ishodu kao određenoj konkretnoj vrednosti ali racionalan pristup dozvoljava da svoje očekivanje možemo da definišemo kao raspon (interval) i time opredelimo procenat mogućnosti realizacije našeg očekivanja. U slučaju da očekujemo da se ishod realizuje u rasponu od ± 2 standardne devijacije u odnosu na srednju vrednost, prisutna je verovatnoća od približno 95,5% za realizaciju takvog ishoda:

$$E(y) \pm 2\sigma_y \approx 95,5\% \quad (1.3.)$$

Verovatnoća rizika, da se ishod nađe van definisanog intervala očekivanja, iznosi oko 4,5% i na slici 1.1. je prikazan svetlo sivom površinom u repovima distribucije.



Slika 1. 1. Distribucija verovatnoće ishoda događaja

Izvor: kompilacija autora.

Sve dok rizik definišemo kao mogućnost odstupanja ishoda od očekivane vrednosti ili zadanog intervala u kome figurira srednja vrednost, govorimo o meri apsolutnog rizika. Matematički zapis za apsolutni rizik dat je u izrazu 1.3.. Ukoliko ishod jednog događaja poredimo sa ishodom nekog drugog događaja, koji uzimamo kao referentnu vrednost - benchmark, reč je o meri relativnog rizika. U tom slučaju, ukoliko sa $y(b)$ označimo ishod referentnog događaja, relativni rizik možemo definisati na sledeći način (Jorion, 2003, p. 5):

$$R(\text{relativni rizik}) = \sigma_{y-y(b)} \quad (1.4.)$$

Prethodno izloženo razmatranje neizvesnosti i rizika izvršeno je uz pretpostavku da učesnik ne pravi razliku u vrednosti između različitih ishoda. Prema Danijelu Bernoulliju (Bernoulli, 1738) postoje dve moguće vrednosti za učesnika: korisnost – lična vrednost za učesnika i cena – razmenska vrednost za učesnika. U toku daljeg rada, u cilju definisanja vrednosti koju učesnik daje pojedinačnom ishodu i sagledavanja odnosa učesnika prema riziku, detaljnije ćemo se osvrnuti na pojam korisnosti. Fenomen korisnosti biće obrađen u uslovima neizvesnosti na finansijskom tržištu. Ipak, pre toga, usredsredićemo se na definisanje pojma kreditni rizik i razmatranje da li je sa teorijskog stanovišta upravljanje kreditnim rizikom relevantno za učesnike na finansijskom tržištu.

1.2. Različiti aspekti definisanja kreditnog rizika

Ukoliko se pozovemo na prethodno izloženu definiciju rizika, da je to mogućnost (verovatnoća) realizacije ishoda koji je različit od očekivanog ishoda, možemo zaključiti da ishod može biti povoljniji (*upside risk*) i nepovoljniji od očekivanog (*downside risk*).

Pojedinac koji raspolaže nekim novcem u jednom periodu može doneti tri odluke: da sve čime raspolaže potroši u istom periodu, da sve ili deo toga investira ili da se pozajmi na

račun budućeg perioda i u ovom periodu potroši više nego što ima. Polazimo od toga da se pojedinac koji raspolaže određenim novcem u određenom trenutku opredelio da taj novac investira. Samim ulaskom u investiciju investitor sebe izlaže finansijskom riziku (preuzima rizik) i nivo finansijskog rizika kome investitor može biti izložen zavisi najviše od vrste i kvaliteta investicionih odnosa u koje je ušao. Svaki ulazak u investiciju prati određeno očekivanje investitora, koje se ogleda u tome da će pozajmljeni novac povratiti i ostvariti određeni prinos, i rizik, koji se meri verovatnoćom da će ishod investicije biti nepovoljniji od očekivanog ishoda. U ovom slučaju za investitora je prisutan rizik jedino u slučaju kada je ishod investicije nepovoljniji od njegovog očekivanja (*downside risk*). Finansijski rizici predstavljaju mogućnost da investitor ostvari gubitak po osnovu svog ulaganja i to može biti posledica ispoljavanja neke od vrsta finansijskih rizika: kreditni rizik, rizik kamatne stope, devizni rizik i sl. U nastavku se fokusiramo na obrazloženje kreditnog rizika.

1.2.1. Pojmovno određenje kreditnog rizika

Kreditni rizik predstavlja prateću pojavu svakog dužničko-poverilačkog odnosa i kao takav dosta je širi pojam od pojave koja je karakteristična samo za finansijska tržišta. Svaki dužničko-poverilački odnos u celokupnoj ekonomskoj aktivnosti stvara određenu izloženost kreditnom riziku, kao što i prodaja robe na poček kompaniju iz realnog sektora izlaže kreditnom riziku. Ipak, u finansijskom delu ekonomije ovaj fenomen je daleko prisutniji zbog same prirode finansijske aktivnosti i to možemo izdvojiti kao izraženu karakteristiku finansijskog tržišta. Imajući u vidu temu rada predmet naše analize je kreditni rizik na nivou finansijskih institucija.

Kreditni rizik predstavlja rizik ostvarenja ekonomskog gubitka zbog nemogućnosti druge ugovorne strane da izmiri svoje ugovorne obaveze ili usled smanjenja vrednosti finansijskog instrumenta do koga je došlo zbog slabljenja njegovog kreditnog kvaliteta. Najčešća podela kreditnog rizika je na rizik izvršenja (*settlement risk*) i rizik neizvršenja obaveza (*presettlement risk*). Rizik izvršenja predstavlja rizik da druga ugovorna strana

neće izvršiti svoju obavezu na određeni dan predviđen za izvršenje obaveze (npr. dan isporuke ili dan izvršenja transakcije). Rizik neizvršenja obaveze predstavlja rizik da druga ugovorna strana tokom definisanog perioda trajanja transakcije (npr. tokom otplate kredita, perioda trajanja obveznice i sl.) neće izvršavati svoje ugovorne obaveze ili da će poverilac ostvariti gubitak po osnovu posedovanja određene vrste aktive kod koje je došlo do slabljenja kreditnog kvaliteta.

U slučaju rizika izvršenja reč je o riziku koji se ispoljava u kratkoj jedinici vremena, najčešće u vremenskoj jedinici – danu, kada su ugovorne strane dogovorile izvršenje obaveza iz ugovora. Definirano je da ugovorne strane u toj jedinici vremena jedna drugoj nešto izvrše, poput zamene jedne valute za drugu, isporuku valute i kontraisporuku hartije od vrednosti i sl. Rizik se realizuje kada izvršenje jedne od ugovornih strana izostane. Najpoznatiji slučaj rizika izvršenja u novijoj istoriji predstavlja Herštat banka iz 1974. godine (Basel Committee on Banking Supervision, 2004). Herštat banka nije uspela na dogovoreni dan da izvrši svoje obaveze i zbog toga je izazvala ne samo izloženost kreditnom riziku banke kojoj je po ugovoru morala da izvrši obavezu već čitav lanac nelikvidnosti širom bankarskog sektora. U novije vreme razvili su se brojni mehanizmi za borbu protiv ove vrste rizika: bilateralni neting, multilateralni neting, RTGS (*RTGS –Real Time Gross Settlement*) sistem i sl.

Rizik neizvršenja obaveze predstavlja rizik koji se ispoljava u dužem vremenskom periodu jer predstavlja mogućnost koja prati čitav životni vek finansijske transakcije. Svako neizvršenje obaveza tokom perioda otplate kredita ili perioda na koji je izdat finansijski instrument potpada pod ovu vrstu rizika, kao i svako smanjenje kreditnog kvaliteta hartije od vrednosti usled pogoršanja njenog kreditnog rejtinga (porasta premije rizika). Rizik neizvršenja obaveza delimo na rizik neizvršenja obaveza utvrđen na osnovu istorijskih podataka o urednosti izmirenja obaveza dužnika (*default risk*) i rizik promene kreditnog kvaliteta finansijskog instrumenta na osnovu očitavanja informacija sa tržišta (*downgrade risk ili credit spread risk*). Rizik neizvršenja obaveza izračunat na osnovu istorijskih podataka o urednosti izmirenja obaveza dužnika karakterističan je za klasične finansijske

aktive, poput kredita, i finansijske instrumente na nerazvijenim finansijskim tržištima gde ne postoji dovoljno aktivnosti i informacija na tržištu da bi se tržišna cena jasno i pouzdano očitala, poput obveznica kojima se ne trguje na tržištu i sl.. Rizik neizvršenja obaveza dužnika utvrđen na osnovu očitavanja informacija sa tržišta karakterističan je za finansijske instrumente čija se cena kontinuirano formira na tržištu, poput akcija, obveznica, derivata i sl.. U kontekstu ovog rada korišćićemo samo pojam rizik neizvršenja obaveza dužnika u užem smislu tj. rizik neizvršenja obaveza izračunat na osnovu istorijski podataka o urednosti u izmiranju obaveza dužnika.

1.2.1. Relevantnost upravljanja kreditnim rizikom – teorijski koncept

Ukoliko pođemo od toga da je kreditni rizik nezaobilazna i prateća pojava svih kreditnih aktivnosti nizostavno se nameće potreba sagledavanja potrebe za upravljanjem kreditnim rizikom kod učesnika na finansijskim tržištima. Ekonomska teorija, kroz svoj razvoj, nudila je različite odgovore u pogledu relevantnosti upravljanja rizicima.

Moderne korporativne finansije, predstavljene između ostalog i teorijom Modiljanija i Milera (Modigliani, Miller, 1958), čvrsto su zasnovane na neoklasičnom teorijskom stanovištu koje definiše da su tržišta savršena i potpuna. Prema teoriji Modiljanija i Milera, struktura izvora finansiranja (desna strana bilansa stanja) nema uticaja na vrednost kompanije te vrednost kompanije zavisi samo od dobrih investicionih projekata (leva strana bilansa stanja)¹.

Savršena i kompletna tržišta ne zahtevaju prisustvo posrednika već se kontakt između učesnika uspostavlja direktno (Schroeck, 2002, pp. 55-72). Upravo to predstavlja osnovu Arrow-Debreu ravnoteže koja podrazumeva da postoji skup cena pri kojima je ponuda jednaka tražnji za svaku robu prisutnu na tržištu. Reč je o Pareto optimalnom rešenju koje

¹ Osnovne pretpostavke na kojima se zasniva ova teorija su da transakcioni troškovi na postoje, svi učesnici na tržištu su jednako informisani, firme imaju tačno definisan investicioni program, imaju slobodan pristup tržištu kapitala, ne postoji troškovi bankrosta firme, porezi imaju neutralan uticaj i sl.

ne zahteva postojanje posrednika na tržištu koji bi svojim prisustvom mogli uvećati bogatstvo.

Prema teoriji Modiljanija i Milera, kao i u prethodno navedenim okolnostima, upravljanje rizicima je irelevantno za kreiranje vrednosti (Stulz, 1999, Stulz 2000). U najgorem slučaju, ukoliko aktivnosti upravljanja rizicima prouzrokuju određene troškove to čak može umanjivati ekonomsku vrednost kompanije (Jorion, 2003, pp. 20-22). Imajući u vidu stav da vrednost kompanije zavisi samo od leve strane bilansa, odnosno, samo od kvaliteta investicionih projekata, centralno mesto u proceni vrednosti kompanije zauzima novčani tok i njegovo diskotovanje kako bi se dobila sadašnja vrednost. Irving Fišer (Fisher, 1930) je u svom radu iz istakao da se odluka o investicijama treba posmatrati odvojeno od individualnih preferencija. Konstatacija o potrebi respektovanja sadašnje vrednosti buduće potrošnje, opredelila je da se pod optimalnom investicionom odlukom podrazumeva ona odluka koja omogućuje maksimiziranje korisnosti tokom definisanog perioda investiranja, što je ekvivalentno konceptu diskontovanih novčanih tokova. Stoga, možemo reći da se u kontekstu neoklasične finansijske teorije pod kreiranjem vrednosti podrazumeva maksimiziranje diskontovanih novčanih tokova.

Teorije vrednovanja aktive, predstavljene kroz CAPM (*Capital Asset Pricing Model*) i APT (*Arbitrage Pricing Theory*) model, oslonjene su na neoklasičnu teoriju i ne uključuju u model upravljanje rizicima na nivou kompanije. Ove teorije predviđaju da se specifični rizik može diversifikovati, dok je sistemski rizik jedini rizik koji mora biti vrednovan (Jorion, 2011, pp. 16-19). Iako navedeni modeli u obzir uzimaju problematiku upravljanja rizicima, u segmentu sistemskih rizika, rezultati ovakvih modela su održivi jedino u uslovima pretpostavke o savršenosti tržišta.

Iako neoklasična teorija predviđa da finansijske institucije nisu neophodne kao posrednici na tržištu i da ne mogu na tržištu stvoriti vrednost pružanjem finansijskih usluga. Empirijski nalazi svakako opovrgavaju ovakve pretpostavke. U realnom životu, finansijski posrednici postoje na tržištu, nude svoje finansijske usluge, utiču kroz upravljanje rizicima

na smanjivanje volatilnosti na tržištu i stvaraju određenu vrednost za svoje vlasnike. Ovakve okolnosti uticale su na potrebu modifikacije postojećih teorija ili pojavu novih teorija koje će objasniti stvaranje vrednosti u finansijskim institucijama, pre svega bankama. Neophodno je pomenuti određene radove koji su ukazivali da tržište ima neke svoje nesavršenosti (Stulz, 1984 i Smith, Stulz, 1985), što dovodi u pitanje neke postavke neoklasične teorije. Ukoliko se neke od čvrstih pretpostavki neoklasične teorije učine manje rigidnim i na određeni način se relaksiraju, stvara se racionalni osnov da se upravljanje rizicima razmatra kao relevantan pojam u kontekstu kreiranja vrednosti u bankama (Schroek, 2002, pp. 72-80). Upravo u tome i leži potreba da se kreiranje vrednosti u bankama razmatra na nešto drugačiji način od preovlađujućih teorijskih postulata koji se odnose na kreiranje vrednosti u kompanijama. Postulati neoklasične teorije su apsolutno prihvatljivi u nekim idealnim uslovima, poput perfektnog i potpunog tržišta, ali tržišta finansijskih usluga predstavljaju specifičan finansijski fenomen koji nužno zahteva određene modifikacije pretpostavki i postavku novih teorija. Ovakve okolnosti uticale su na pojavu novih teorija, poput neoinstitucionalne teorije².

Jensenova i Meklingova agencijska teorija (Jensen, Meckling, 1976), koja je u osnovi neoinstitucionalna, omogućila je da se relaksiraju određene rigidne pretpostavke bez napuštanja osnovnih ideja neoklasične teorije. Ova teorija jednim delom je potpomognuta teorijskim konceptom informacione asimetrije koji ukazuje na prisustvo različite informisanosti između učesnika na tržištu, što je suprotno pretpostavkama neoklasične teorije da su svi učesnici simetrično informisani. Zapravo, učesnici koji imaju poslovnu ideju i neophodan im je novac za realizaciju iste raspolažu sa mnogo više informacija o mogućnosti realizacije te poslovne ideje od učesnika koji imaju višak novčanih sredstava koji žele putem tržišta da uposle. Finansijski posrednici treba da svojim prisustvom, kao specijalizovane insitucije za pružanje finansijskih usluga, umanje prisutnu informacionu

² Neoinstitucionalna teorija nastala je modifikacijom i proširivanjem neoklasične teorije. Ova teorija predstavlja inkorporiranje teorije insitucija u ekonomiju tj. mikroekonomskog stanovišta o ulozi insitucija u ekonomskog rastu, što uključuje pitanja transakcionih troškova, imovinskih prava, političke ekonomije, hijerarhije i organizacije, kao i javnog izbora.

asimetriju. Upravljanja rizicima u bankama predstavlja racionalan odgovor banaka u uslovima prisutne informacione asimetrije (Stiglitz, Weiss, 1981).

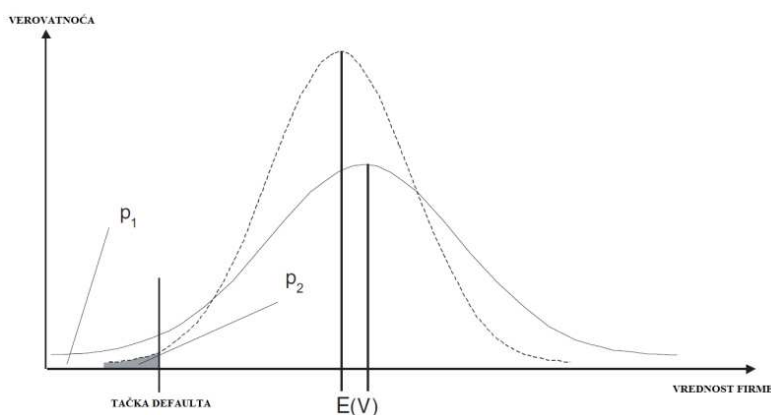
Neoinstitucionalnu teoriju čini veliki broj pravaca. Ipak, ideje neoinstitucionalne teorije se mogu grupisati u dva osnovna pristupa: pristup zasnovan na podsticajima i pristup zasnovan na transakcionim troškovima (Williamson, 1985). Pristup zasnovan na podsticajima zasniva se na ideji o potrebi odvojenog posmatranja motiva i interesa vlasnika od motiva i interesa donosioca odluka (menadžmenta) unutar sistema korporativnog upravljanja i postizanja usklađenosti između motiva i interesa vlasnika i menadžmenta. Primer pristupa je agencijska teorija koja ukazuje na moguće posledice prisustva informacione asimetrije između vlasnika - principala i menadžmenta - agenta. Primer pristupa zasnovanog na podsticajima je i puna primena imovinskih prava - teorije imovinskih prava, odnosno, situacija da je kompanija internalizovala sve negativne i pozitivne eksternalije (Schroeck, 2002, pp. 74-129). Pristup zasnovan na transakcionim troškovima (teorija transakcionih troškova) podrazumeva da se prisustvom specijalizovanih institucija kao posrednika na tržištu mogu umanjeti troškovi obavljanja finansisjskih transakcija u odnosu na trošak pojedinačnog i direktnog nastupa učesnika.³

Uz zadržavanje nekih osnovnih paradigmi neoklasične teorije, možemo zaključiti da su modifikacije osnovnih pretpostavki i nastanak nekih novih teorija zasnovanih na tim modifikacijama, pod okriljem neoinstitucionalne teorije, išle u prilog potvrdi o značaju upravljanja rizicima u postupku kreiranja vrednosti u bankama (Schroeck, 2002, pp. 74-129). Idealna situacija koju predviđa neoklasična teorija, koja se pre svega zasniva na postojanju perfektnog i potpunog tržišta, daje za pravo da se izvede zaključak da je upravljanje rizicima nepotrebno u postupku kreiranja vrednosti u bankama. Međutim, nesavršenost tržišta, koja se teorijski i empirijski lako može potkrepiti, posebno ukoliko

³ Teorija transakcionih troškova pokušava da objasni zašto kompanije postoje, kao i kada je za kompaniju ekonomski opravdano da aktivnosti izmesti na tržište (*outsource*). U slučajevima kada su spoljni transakcioni troškovi veći od internih troškova, kompanija će imati rast jer iste aktivnosti može da obavlja jeftinije nego da se te aktivnosti obavljaju na tržištu, dok će u protivnom kompanija biti primorana da redukuje svoje aktivnosti.

pod tim mislimo na prisutnu informacionu asimetriju, nužno nameće potrebu za postojanjem upravljanja rizicima u bankama i prepoznaje uticaj upravljanja rizicima na kreiranje vrednosti u bankama.

Neka istraživanja (Stulz, 2000) pokazuju da verovatnoća default-a igra centralnu ulogu u kreiranju vrednosti, kao i da svaki porast leveridža povećava verovatnoću default-a klijenata banke. U tom smislu, upravljanje rizicima ima ključnu ulogu u smanjivanju verovatnoće default-a, pa samim tim i u kreiranju vrednosti u bankama. Na koji način upravljanje rizicima utiče na kreiranje vrednosti u bankama ilustrovano na slici 1.2., na kojoj je sa p_1 obeležana stopa defolta u odsustvu upravljanja rizicima, sa p_2 stopa defolta u slučaju postojanja upravljanja rizicima i sa $E(V)$ očekivana vrednost banke.



Slika 1. 2. Promene u vrednosti kompanije i tačka default-a

Izvor: Schroeck, 2002.

Kao što se iz grafičkog prikaza može videti, prisustvo upravljanja rizicima u bankama, predstavljeno isprekidanom linijom, omogućuje redukovanje stope defaulta (p_2) u odnosu na stopu defaulta (p_1) u odsustvu upravljanja rizicima, predstavljeno punom linijom. Postojanje upravljanja rizicima u banci vodi ka nastanku troškova upravljanja rizicima što dovodi do smanjenja očekivane vrednosti banke. Istovremeno, smanjenje stope defaulta sa p_1 na p_2 ne utiče direktno na kreiranje vrednosti ali dovodi do smanjenja agencijskih troškova i troškova bankrota, što ukazuje na određene indirektno koristi od upravljanja

rizicima i mogući uticaj na kreiranje vrednosti. Usled prisustva upravljanja rizicima dolazi do porasta verovatnoće realizacije očekivane vrednosti banke i smanjenja verovatnoće defaulta.

Upravljanje rizicima može imati uticaj na kreiranje vrednosti za banku na sledeće načine: 1) smanjivanjem sadašnje vrednosti agencijskih troškova tako što bi se bankama bilo moguće povećanje leveridža koje ne bi bilo praćeno povećanjem verovatnoće defaulta, 2) smanjivanjem sadašnje vrednosti agencijskih troškova duga korišćenjem veština upravljanja rizicima kao svojevrsne zamene za sigurnost koja se obezbeđuje kapitalom, 3) smanjivanjem sadašnje vrednosti troškova finansijskih naprilika i 4) smanjivanjem sadašnje vrednosti poreskih plaćanja (Schroeck, 2002, pp. 80-129). Smanjivanje sadašnje vrednosti navedenih troškova doprinosi povećanju vrednosti u bankama. Ipak, umanjenje direktnih i indirektnih troškova koji mogu doći po osnovu finansijskih naprilika predstavlja najvažniji razlog koji potvrđuje značaj upravljanja rizicima u kreiranju vrednosti u bankama. Upravljanje rizicima ima za cilj da približi banku nekoj optimalnoj strukturi izvora finansiranja koja dozvoljava da se minimiziraju troškovi kapitala i tako maksimizira vrednost banke. U postizanju nižih troškova kapitala, kao svojevrsnog cilja, obavezno se mora voditi računa o nivou troškova finansijskih neprilika i troškova upravljanja rizicima. Otuda je maksimizacija vrednosti u bankama prisutna onda kada su marginalni troškovi uvođenja dugova u strukturu kapitala tj. štete od dugova (troškovi finansijskih neprilika i agencijski troškovi duga) jednaki marginalnim koristima finansiranja iz dugova (poreskim uštedama po osnovu kamata i smanjenju agencijskih troškova). Ova vrsta balansiranja predstavlja teoriju statičkog kompromisa.

I pored velikog doprinosa neoinstitucionalne teorije u objašnjavanju modela kreiranja vrednosti, ne može se u potpunosti odbaciti da postoje tržišta kapitala na kojima pretpostavke neoklasične teorije nisu nerealne i na kojima se likvidnom aktivom aktivno trguje (Froot, Stein, 1998). U takvim okolnostima relevantan je samo sistemski rizik. Kompanija ima neku vrstu averzije prema rizicima, tako da je opravdano odvojeno posmatranje upravljanja rizicima od investicionog odlučivanja. Ipak, reč je o dobro

izgrađenim tržišnim mehanizmima koji gravitiraju ka idealnom modelu koji je u osnovi neoklasične teorije. U uslovima tržišne nesavršenosti, koja je prisutna na finansijskim tržištima, mnogo lakše je potvrditi ideje neoinstitucionalne teorije. Takve okolnosti nužno nalažu da se sagledava ukupan rizik, koji uključuje i sistemski i specifični rizik. Ne postoji opravdanost odvajanja aktivnosti kapitalnog budžetiranja, strukturiranja kapitala i upravljanja rizicima. Takođe, u uslovima tržišnih nesavršenosti kao bolji pristup za merenje korporativnih ciljeva nemetnulo se maksimiziranje vrednosti preduzeća umesto maksimiziranja vrednosti za akcionare (Schroeck, 2002, pp. 239-268).

Navedene promene u finansijskoj teoriji, do kojih je došlo sa neoinstitucionalnom teorijom, opredelile su da se kreiranje vrednosti u bankama posmatra dosta šire i sveobuhvatnije od maksimizacije diskontovanih novčanih tokova. U merenju performansi banaka i analizi kreiranja vrednosti za vlasnike, u teorijskom i empirijskom smislu, primenjena su merila koje sagledavaju performanse banke korigovane za procenjene rizike - RAPM (*Risk Adjusted Performance Management*). U teoriji i praksi, najpoznatiji pokazatelj performansi banke korigovanih za procenje rizike je riziku prilagođena stopa prinosa na kapital - RAROC (*Risk Adjusted Return On Capital*). Određeni autori (Resti, Sironi, 2007, p. 750) navode da se vrednost u bankama kreira jedino u slučaju kada je ispunjen sledeći uslov:

$$RAROC > r_e \quad (1.5.)$$

gde je r_e oznaka za cenu kapitala ili očekivanu stopu prinosa za akcionara banke. Upravljanje rizicima utiče na kreiranje vrednosti u bankama i to je kvantitativna potvrda relevantnosti upravljanja rizicima za učesnike na finansijskom tržištu.

Nakon definisanja pojma kreditni rizik i razmatranja koncepta relevantnosti upravljanja rizicima na finansijskim tržištima, dalji tok rada biće usmeren na teorijsko-metodološku analizu pokazatelja nivoa kreditnog rizika i faktora koji determinišu nivo kreditnog rizika. Pre nego što se pristupi detaljnom sagledavanju najčešće korišćenih kvantitativnih pokazatelja nivoa kreditnog rizika i sistemskih i specifičnih faktora kreditnog rizika, usredsedićemo se na analizu koliko određene opšte karakteristike finansijskog tržišta, poput

informacione asimetrije, i karakteristična ponašanja tržišnih učesnika, poput različitog odnosa prema rizicima u zavisnosti od faze poslovnog ciklusa, mogu opredeliti nivo kreditnog rizika finansijske institucije.

1.3. Upravljanje kreditnim rizikom – racionalni pristup u uslovima informacione asimetrije

U prethodnom delu rada videli smo da je finansijska teorija u početku odbacila, a kasnije prihvatila relevantnost upravljanja rizicima za učesnike na finansijskim tržištima, tako što su pruženi odgovarajući teorijski i empirijski argumenti da prisustvo upravljanja rizicima ima uticaja na stvaranje vrednosti u finansijskim institucijama. U ovom delu rada fokusiraćemo se na teorijski koncept informacione asimetrije kao prirodne karakteristike finansijskih tržišta, ukazati na upravljanje rizicima kao racionalan odgovor u uslovima informacione asimetrije, kako se razvoj pristupa za upravljanje kreditnim rizikom može posmatrati kao neprekidna borva sa informacionom asimetrijom. Posebnu pažnja je posvećena pitanju u kojoj meri informaciona asimetrija može uticati na nivo kreditnog rizika, koja je uloga regulatora u smanjenju nivoa informacione asimetrija na finansijskom tržištu i značaju koncepta informacione asimetrije u objašnjenju uzroka nastanka finansijskih kriza.

1.3.1. Informaciona asimetrija i funkcija finansijskih institucija

Osnovna funkcija finansijskih institucija je da dovedu u vezu sektore za viškom likvidnih sredstava - suficitarni sektori, i sektore koji imaju dodatne potrebe za likvidnim sredstvima -deficitarni sektori. Svoju funkciju finansijske institucije realizuju na dva načina: posredovanjem između suficitarnih i deficitarnih sektora - indirektno povezivanje, i pružanjem usluga dovođenja u direktan kontakt suficitarnih i deficitarnih sektora - direktno povezivanje. Posredovanje između suficitarnih i deficitarnih sektora se ostvaruje tako što finansijske institucije prikupljaju višak likvidnih sredstava od suficitarnih sektora i tako

prikupljena sredstva plasiraju u deficitarne sektore. Dovođenje u direktnu vezu suficitarnog i deficitarnog sektora je model koji predviđa da suficitarni sektori direktno investiraju višak likvidnih sredstava u deficitarne sektore dok se finansijske institucije javljaju samo kao pružaoci usluga dovođenja u direktnu vezu i savetovanja u postupku investiranja. Direktnim i indirektnim povezivanjem suficitarnih i deficitarnih sektora formira se finansijsko tržište.

Finansijsko tržište karakteriše prisustvo informacione asimetrije koja se manifestuje tako da imaooci viška likvidnih sredstava imaju manje informacija o kvalitetu posla u koji mogu investirati od subjekata koji planiraju da taj posao započnu. Asimetričnost informacija na finansijskim tržištima se ispoljava u dva oblika: negativna selekcija i moralni hazard. Negativna selekcija je karakteristična za period do donošenja odluke o ulaganju slobodnih sredstava. Ogleda se u tome da investitor raspolaže sa manje informacija o poslu u koji može uložiti svoj novac u odnosu na subjekta koji posao planira započeti. Nejednaka informisanost učesnika kao osnovna karakteristika negativne selekcije nije posledica različitih preferencija učesnika već isključivo razlike u objektivnoj dostupnosti informacija. Moralni hazard je karakterističan za period nakon ulaganja slobodnih sredstava i ispoljava se kao zloupotreba od strane subjekta koji je dobio sredstva od investitora tako što sredstva može upotrebiti za neku drugu namenu u odnosu na namenu koju je dogovorio sa investitorom. Kao osnovna karakteristika moralnog hazarda javlja se promena odnosa učesnika prema rizicima odnosno, povećava se njihova sklonost prema rizicima. Zbog prisustva negativne selekcije i moralnog hazarda investitori mogu doći u dve teške situacije, da zbog straha od rizika odustanu od investiranja - odumiranje tržišta, ili da budu previše slobodni i sredstva plasiraju bez obzira na nemogućnost celovitog sagledavanja rizika - urušavanja tržišta usled ostvarenih gubitaka investitora. Finansijske institucije treba da predstavljanjem sebe kao specijalizovane institucije za finansijske aktivnosti ubede vlasnike slobodnih sredstava da je bolje da sredstva ulože posredstvom njih nego da same plasiraju. Upravo zbog toga osnovni zadatak finansijskih institucija je da svojim angažovanjem umanje negativnu selekciju i moralni hazard, kao i da minimiziraju transakcione troškove. U kojoj će meri finansijska institucija svojim prisustvom umanjiti

negativnu selekciju i moralni hazard upravo zavisi od kvaliteta njenog sistema za upravljanje rizicima. Iako su ovo zakonitosti koje važe za celokupno finansijsko tržište i sve finansijske institucije, za potrebe ovog istraživanja pažnju ćemo usmeriti na tržište kredita kao deo finansijskog tržišta i banke kao najznačajnije finansijske institucije na tržištu kredita.

Imajući u vidu da tržište kredita predstavlja primer indirektnog povezivanja suficitarnih i deficitarnih sektora posredstvom banaka, asimetričnost informacija može biti prisutna u dva segmenta: u odnosima između deponenta i banke, i u odnosima između banke i dužnika. U odnosu između deponenta i banke negativna selekcija se ispoljava u činjenici da deponenti ne poseduju sve informacije o bankama u koje planiraju položiti depozit, dok se moralni hazard javlja u mogućnosti da banka primljene depozite iskoristi za kreditiranje neprihvatljivo rizičnih poslova. U odnosu između banke i dužnika negativna selekcija se manifestuje u tome što banka ne raspolaže svim informacijama o kvalitetu klijenta kome može odobriti kredit, dok se moralni hazard ogleda u tome da klijent nakon dobijanja kredita sredstva može iskoristiti za neprihvatljivu namenu u odnosu na namenu za koju je kredit odobren.

Džozef Stiglic u svom radu iz 1980-tih (Stiglitz, Weiss, 1981) iznosi zaključak da se na tržištu kredita u uslovima informacione asimetrije tržišna ravnoteža između ponude i tražnje za kreditima ne uspostavlja samo nivelisanjem kamatne stope već i određenim racionalnim rasuđivanjem u postupku odobravanja kredita. U situacijama kada je tražnja za kreditima veća od ponude tržišna ravnoteža se ne ostvaruje podizanjem visine kamatne stope što je već potvrđeni mehanizam delovanja na drugim tržištima. Ravnotežna kamatna stopa se uspostavlja na nivou koji je niži od nivoa koji bi kamatna stopa zabeležila kada bi ona služila da apsorbuje celokupnu tražnju. Zbog toga banke neće opslužiti kreditima sve potencijalne tražioce i pored toga što bi većina njih bila spremna da prihvati višu kamatnu stopu od ravnotežne kamatne stope. To pokazuje da banke u postupku odobravanja kredita primenjuju neku vrstu selekcije klijenata kao svojevrsni vid racionalnog rasuđivanja i da to može biti implicitni dokaz da banke na određeni način upravljaju kreditnim rizikom.

Prisustvo racionalnog rasuđivanja može se zabeležiti u dva slučaja: 1) tražnja za kreditima je veća od ponude ali deo klijenata biva odbijen i pored toga što je spreman da plati višu kamatnu stopu i 2) ponuda kredita je veća od tražnje za kreditima ali deo klijenata biva odbijen tako da ni tražnja za kreditima koja je manja od ponude ne biva u potpunosti pokrivena odobrenim kreditima. Upravo zbog prisustva racionalnog rasuđivanja prilikom odobravanja kredita deo tražilaca kredita će biti odbijen i ravnotežna kamatna stopa se neće formirati na nivou koji izjednačava ponudu i tražnju za kreditima. Uspešnost banaka u razdvajanju dobrih i loših klijenata predstavlja osnov dobrog upravljanja kreditnim rizikom.

Ukoliko pođemo od informacione asimetrije kao prirodne karakteristike tržišta kredita i prihvatimo da postoji određeno racionalno rasuđivanje banaka u postupku kreditiranja koje treba da umanja prisutnu informacionu asimetriju, nužno se otvara pitanje karakteristika i efikasnosti metoda i modela za procenu kreditnog rizika. Očigledno je da koliko god bili kvalitetni modeli za procenu kreditnog rizika informaciona asimetrija se ne može u potpunosti eliminisati. Međutim, konkretni događaji, poput finansijskih kriza, postavljaju pred nas određene izazove – da li su konkretni modeli mogli uzeti u obzir još neke informacije koje bi dodatno umanjile rizik negativne selekcije, da li je opredeljenje za određeni pristup upravljanju kreditnim rizikom posledica namere banke i pored mogućnosti da se neki rizici izbegnu⁴, da li se pristup banke kreditiranju u uslovima privredne ekspanzije može podvesti pod definiciju sklonosti banke prema rizicima i da li se pristup banke kreditiranju u uslovima krize može podvesti pod averziju prema rizicima.

1.3.2. Upravljanje kreditnim rizikom – razvoj pristupa

Određena vrsta upravljanja kreditnim rizikom postoji od kada postoji i davanje kredita. Mogu se pronaći izuzetno stari pisani tragovi, poput Hamurabijevih zakonika, koji ukazuju na mogućnost uzimanja kolaterala prilikom davanja kredita iz čega se posredno može zaključiti da je reč o nekoj vrsti zaštite od kreditnog rizika i prisutnoj svesti o potrebi

⁴ Moralni hazard.

upravljanja kreditnim rizikom. Ipak, sa pojavom banaka kao specijalizovanih finansijskih institucija, kojima je jedan od osnovnih zadataka kreditna aktivnost, pitanje upravljanja rizicima je dobilo institucionalni okvir. Od pojave banaka do danas, celokupna istorija bankarskog posla obeležena je razvojem načina i pristupa za upravljanje rizicima, kao i brojnim finansijskim krizama i pojedinačnim slučajevima propasti banaka koji su ukazivali na određene nedostatke u upravljanju kreditnim rizikom. Razvoj pristupa za upravljanje rizicima u poslovnim bankama postaje primetan u prvoj polovini XX veka i posebno intenzivan u drugoj polovini XX veka i to ponajviše pod uticajem nekoliko razvojnih pokretača: nagli napredak statističko-matematičke metodologije koja se može primeniti u ovoj oblasti, razvoj informatike i sl. Neposredna krizna iskustva podsticala su poslovne banke, pre svega one najveće, da preispitaju i unaprede svoj pristup za upravljanje kreditnim rizikom.

Deponenti poveravaju svoja slobodna novčana sredstva banci i očekuju da kao specijalizovana institucija može bolje od njih sagledati rizike plasiranja sredstava. Ukoliko dođe do poslovnih problema ili propasti banke, što je najčešće posledica neadekvatnog upravljanja rizicima, ne samo da će se ostvariti određeni finansijski gubici za vlasnike, deponente i ostale poverioce banke - kratkoročni negativni efekti, već može doći i do gubitka poverenja deponenata - dugoročni negativni efekti. Ukoliko se navedeni negativni efekti zadrže samo na banci i ne prošire se na ostatak bankarskog sektora govorimo o izolovanim efektima. U slučaju da propast jedne banke kroz dužničko-poverilački lanac izazove krizu u drugim bankama i/ili ukoliko nepoverenje deponenata izazove efekat panike deponenata u drugim delovima bankarskog sistema, reč je o sistemskim efektima. Sistemski efekti dovode do urušavanja tržišta kao posledica naknadnog uverenja deponenata da se neke banke ne ponašaju odgovorno i ne pružaju poverenje da će odgovarajućim pristupom upravljanju kreditnim rizikom umanjiti mogućnost negativne selekcije i moralnog hazarda. Upravo zbog navedenih razloga kvalitetno upravljanje kreditnim rizikom tokom istorije preraslo je od pojma koji je bio vezan za banke u pojam kojim se bave nacionalni regulatori.

Nacionalni standardi za upravljanje rizicima najpre su se pojavili u razvijenim zemljama, pre svega u SAD, odakle su se prenosili na druge zemlje, uglavnom razvijene. Pojavu nacionalnih standarda za upravljanje rizicima karakteriše jedna zajednička osobina – smatralo se da je otpornost banke na krize i gubitke po osnovu rizika direktno vezana za nivo kapitala banke. Upravo zbog toga prvi nacionalni standardi za upravljanje kreditnim rizikom zahtevaju da banka održava određeni racio kapitala kao pokazatelj koji meri odnos kapitala i ukupne aktive banke. Najveći problem je bilo definisati koji nivo racija kapitala je adekvatan posebno zbog činjenice da banke sa istim nivoom racija kapitala mogu imati različit nivo rizičnosti samo zbog toga što je jedna od njih svoja sredstva plasirala u rizičniju aktivu. Zbog toga su pojedini nacionalni regulatori, poput SAD, počeli uvoditi nov pokazatelj koji se dobija kao odnos kapitala i rizične aktive. U početku se pod rizičnom aktivom podrazumevala aktiva koja se dobije kada se od ukupne aktive oduzme gotovina i plasmani u državne hartije od vrednosti. Naknadno se uvidela potreba da se napravi razlika u rizičnosti između zajmova i hartija od vrednosti privatnih emitenanta i hartija od vrednosti države i to je bila izuzetno atraktivna tema u SAD neposredno pred uvođenje prvih međunarodnih standarda. Paralelno sa unapređenjem i razvojem racija kapitala, u SAD je kao regulatorna mera rizičnosti uvedena obaveza procene banaka po CAMELS (C – Capital Adequacy, A – Asset quality, M – Management Quality, E – Earnings, L – Liquidity, S – Sensitivity to Market Risk) metodologiji.

Nastupi banaka na međunarodnom tržištu su istakli problem razlika u nacionalnim regulativama jer su banke sa većim regulatornim zahtevima u pogledu pokazatelja adekvatnosti kapitala bile u nepovoljnijem položaju. To je bio jedan od razloga zbog koga se počelo razmišljati o potrebi definisanja međunarodnih standarda za upravljanje rizicima. Pojedina krizna iskustva samo su još dodatno podstakla i ubrzala proces nastanka međunarodnih standarda za upravljanje rizicima. Proces globalizacije samo je dodatno podržao potrebu da se uspostave međunarodni standardi za upravljanje rizicima.

Velika ekonomska kriza 1930-tih godina XX veka smatra se da je opredelila prve međunarodne aktivnosti na polju regulacije jer se upravo tada pod okriljem grupe deset

najrazvijenijih zemalja (G10) formira Banka za međunarodne obračune - BIS (*Bank for International Settlements*) u Bazelu. Nakon događaja sa Herštat bankom 1974. godine u okviru Banke za međunarodne obračune u Bazelu formira se Bazelski komitet za bankarsku superviziju. Iskustva iz dužničke krize 80-tih godina, pojava novih finansijskih instrumenata, izražena kolebljivost na finansijskim tržištima i proces globalizacije usloveli su da Bazelski komitet za bankarsku superviziju 1988. godine definiše prvi međunarodni standard o kapitalu banaka – poznatiji kao „Bazel I standard“. Ovaj standard definisao je set regulatornih pravila koja se odnose samo na upravljanje kreditnim rizikom. Centralno mesto zauzima pokazatelj adekvatnosti kapitala koji se dobija kao odnos kapitala i rizične aktive gde se rizična aktiva dobija ponderisanjem pojedinačnih pozicija aktive i pripadajućeg pondera rizičnosti. Standard je prepoznavao nekoliko različitih pondera rizičnosti kojim se meri rizičnost aktive.

Krizna dešavanja 1990-tih godina, poput azijske krize i nestabilnosti finansijskih tržišta, kao i uvođenje novih kompleksnijih finansijskih instrumenata, ukazali su na određene nedostatke Bazel I standarda i potrebu njegove dopune. Dopuna Bazel I standarda izvršena je 1996. godine uvođenjem određenih standarda za tržišne rizike. Bazel II standard definisan je u januaru 1999. godine, objavljen u junu 2004. godine i stupio na snagu u decembru 2006. godine. Ovaj standard definiše pravila za upravljanje rizicima i standarde kapitala kroz tri stuba. U prvom stubu definiše pozicije koje mogu ući u kapital i definiše pravila za izračunavanje kapitalnih zahteva za tri najvažnije vrste rizika: kreditni, tržišni i operativni rizik. U delu kojim definiše pravila za izračunavanje kapitalnih zahteva za rizike dozvoljava bankama da biraju između standardizovanog pristupa i pristupa zasvanog na internom rejtingu. Standardizovani pristup podrazumeva da banka pri obračunu kapitalnih zahteva mora primenjivati pravila za određivanje rizičnosti pozicija koja je kroz standard definisao regulator. Pristup zasnovan na internom rejtingu podrazumeva da banka pri obračunu kapitalnih zahteva može koristiti interno razvijene modele za procenu rizičnosti i uvažavati samo osnovna pravila regulatora koja se odnose na primenu ovog pristupa. U drugom stubu standarda definisana je obaveza banaka da sprovedu internu procenu adekvatnosti kapitala koja podrazumeva da banka svojim internim metodologijama definiše

pojam internog kapitala i internih kapitalnih zahteva gde u interne kapitalne zahteve mora da uključi i sve druge rizike koji nisu obuhvaćeni prvim stubom, kao što su strateški, reputacioni rizik, rizik kamatne stope i dr. Drugi stub definiše obavezu regulatora da razvije metodologiju i vrši procenu rizičnog profila banaka i sprovodi supervizorski dijalog kroz koji ukazuje na potrebe unapređenja internog procesa obračuna adekvatnosti kapitala. U trećem stubu definiše se obaveza banaka da objavljuju podatke o obračunu adekvatnosti kapitala i upravljanju rizicima kako bi zainteresovana javnost mogla da ima uvid u kvalitet upravljanja rizicima banke. U segmentu upravljanja kreditnim rizikom, Bazel II standard u odnosu na Bazel I standard, u okviru standardizovanog pristupa, nudi dosta razvijeniji način za procenu rizičnosti pojedinačnih pozicija aktive jer uvodi daleko veći broj klasa rizičnosti sa različitim ponderima, razlikuje rizičnost plasmana državi, privredi, stanovništvu i finansijskim institucijama, i obavezuje na primenu rejtinga međunarodnih rejting agencija u sagledavanju rizičnosti pojedinačnih pozicija aktive. Takođe, Bazel II standard, u okviru internog pristupa, daje mogućnost bankama da razviju sopstvene modele za procenu rizičnosti pojedinih pozicija aktive, što omogućava da se primeni izuzetno bogata kvantitativna metodologija iz teorije i prakse.

Evropska unija je donošenjem i primenom direktiva 2006/48/ES i 2006/49/EC, poznatijih kao Capital Requirements Directive (*CRD*), opredelila jasnu obavezu članica da Bazel II standard primene. Članice Evropske unije Bazel II standard primenjuju od 01.01.2007. godine. Narodna banka Srbije je usvajanjem paketa propisa u julu 2011. godine omogućila primenu Bazel II standarda u našoj zemlji. Bazel II standard u bankarskom sektoru Republike Srbije se primeljuje od 31.12.2011. godine (www.nbs.rs).

Nakon izbijanja globalne finansijske krize 2007. godine otkrivene su brojni nedostaci u standardima koji definišu upravljanje rizicima i proces obračuna adekvatnosti kapitala. U julu 2009. godine Bazelski komitet za bankarsku superviziju predložio je određene izmene Bazel II standarda i navedene izmene u stručnoj javnosti su poznate kao „Bazel II.5 standard“. U decembru 2010. godine objavljen je paket dokumenata koji je od tada nosi naziv Bazel III standard i predviđa ključne izmene u odnosu na prethodni standard u dve

oblasti: novi standardi u vezi regulatornog kapitala i minimalni standardi u pogledu upravljanja rizikom likvidnosti. Usvajanjem direktiva poznatih pod nazivom *CRD 2* i *CRD3* u Evropskoj uniji uveden je „Bazel II.5 standard“. U julu 2013. godine usvojene su dve nove direktive, *CRR (Capital Requirements Regulation)* i *CRR IV*, čime su članice Evropske unije obavezane na primenu Bazel III standarda (www.eba.europa.eu). Usvojene direktive predviđaju da se uspostavi jedinstveni supervizorski mehanizam koji će omogućiti jednakost u primeni pravila na nivou cele Evropske unije i neće dozvoliti neku veću mogućnost nacionalnim regulatorima za primenu diskrecionih prava u regulisanju bankarskog sistema. U decembru 2013. godine Narodna banka Srbije je objavila strategiju uvođenja Bazel III standarda u našu zemlju koja predviđa da se u narednih nekoliko godina sprovedu pripreme i izrade propisi koji će omogućiti primenu ovog standarda.

Paralelno sa razvojem nacionalnih i međunarodnih standarda za upravljanje rizicima, Komitet za međunarodne računovodstvene standarde, a potom Odbor za međunarodne računovodstvene standarde, razvijali su međunarodne računovodstvene standarde – *MRS*, koji za cilj imaju definisanje principa za priznavanje i odmeravanje finansijskih instrumenata - *MRS 39* i principa za priznavanje i odmeravanje rezervisanja, potencijalnih obaveza i potencijalne imovine - *MRS 37*. *MRS 39* primenjuje se za obezvređivanje tj. ispravke vrednosti bilansnih pozicija, dok se *MRS 37* koristi za rezervisanja po osnovu vanbilansnih pozicija banke. Dugo vremena međunarodni računovodstveni standardi i međunarodni standardi za upravljanje rizicima nisu imali harmonizovan pristup u pogledu procene gubitaka koji mogu nastati po osnovu kreditnog rizika. Međunarodni računovodstveni standardi su gubitak priznavali samo ukoliko je on realizovan i moguće ga je dokazati, dok su međunarodni standardi za upravljanje rizicima pod gubitkom podrazumevali i gubitke koji mogu nastati sa određenom verovatnoćom nastanka. Posle dugom razmimoilaženja izrada međunarodnog standarda za finansijsko izvješćavanje 9 - *MSFI 9* je pokušaj da se napravi kompromis između ove dve vrste standarda. *MSFI 9* treba da zameni *MRS 39* i planirano je da stupi na snagu 01. januara 2018. godine ali je moguće da se on primeni i ranije. Finansijske institucije su u obavezi da primenjuju *MSFI 7*, standard koji definiše oblasti objavljivanja podataka o finansijskim instrumentima.

Posebno pitanje od značaja za sagledavanje fenomena informacione asimetrije predstavlja analiza uticaja kvaliteta finansijskih izveštaja. U tom smislu, izdvajamo rad koji se bavi tematikom analize uticaja načina sastavljanja finansijskih izveštaja u finansijskim institucijama na nastanak krize (Todorović, Pantelić, 2010).

Prethodna analiza pokazala je da je razvoj pristupa za upravljanje kreditnim rizikom doveo do toga da ovo pitanje pored značaja za banke postane od izuzetne važnosti i za nacionalne regulatore, kao i kreatore međunarodnih standarda. Primena međunarodnih standarda u praksi se sprovodi tako što nacionalni regulatori primenjuju međunarodne standarde i tako im daju pravni legitimitet. Iz svega proizilazi da nacionalni regulator ima izuzetno značajnu ulogu u razvoju i promeni standarda za upravljanje kreditnim rizikom.

1.3.3. Informaciona asimetrija i uloga regulatora

U modernoj finansijskoj teoriji i radovima na temu informacione asimetrije često se može pronaći konstatacija da je regulacija konstantna borba sa informacionom asimetrijom. Informaciona asimetrija je prirodna osobina finansijskih tržišta i nije moguće je u potpunosti eliminisati. Ipak, osnovna uloga regulatora je da, koliko je to moguće, minimizira i ublaži efekte prisutne informacione asimetrije na finansijskim tržištima.

Uloga regulatora realizuje se kroz funkciju regulacije i funkciju supervizije. Funkcija regulacije odnosi se na definisanje regulatornih standarda koje finansijske institucije moraju primenjivati u svom poslovanju sa posebnim akcentom na standarde koji se odnose na upravljanje rizicima. Funkcija supervizije se odnosi na proveru ispunjenosti uslova da se finansijskoj instituciji odobri licenca za rad na tržištu, neposrednu i posrednu kontrolu zakonitosti i boniteta finansijske institucije i izricanje mera finansijskim institucijama u slučaju utvrđenih nepravilnosti u poslovanju. Kroz navedene dve funkcije regulator definiše okruženje za poslovanje finansijskih institucija koje ih usmerava na primenu određenih

standarda za upravljanje rizicima. Osnovni zadatak definisanih standarda za upravljanje rizicima je da se obezbedi odgovarajući racionalni odgovor finansijskih institucija na prisutnu informacionu asimetriju. Adekvatno uspostavljen sistem za upravljanje rizicima u finansijskoj instituciji je odgovarajući put da se obezbedi dovoljno efikasna identifikacija, procena i upravljanje rizicima, čime se, koliko je to moguće, minimizira i umanjuje prisutna informaciona asimetrija. Uloga regulatora nije samo pasivna – propisivanje regulatornih standarda, već podrazumeva i superviziju primene propisanih regulatornih standarda. Zapravo, uloga regulatora je dvostruka: potrebno je da propiše dovoljno efikasne standarde kao racionalan odgovor na prisutnu informacionu asimetriju, i da se kroz supervizorski postupak postara da se propisani standardi na odgovarajući način primenjuju od strane finansijskih institucija.

Imajući u vidu da je informaciona asimetrija prirodna osobina finansijskih tržišta, osnovni zadatak regulatora je da obezbedi kontrolabilno i stabilno okruženje za poslovanje finansijskih institucija, odnosno dovoljno efikasno okruženje da održava u zonama prihvatljivosti moguće negativne efekte informacione asimetrije. Sa regulatornog gledišta, do problema na finansijskom tržištu može doći zbog nedovoljno efikasnih regulatornih standarda ili zbog nedovoljno efikasne supervizije u uslovima relativno efikasnih regulatornih standarda.

Pored zahteva za primenom odgovarajućih regulatornih standarda za upravljanje rizicima, kao poseban regulatorni alat od značaja za upravljanje informacionom asimetrijom, regulator koristi obavezu finansijskih institucija da objavljuju i obelodanjuju najvažnije informacije u vezi sa svojim poslovanjem, načinom upravljanja i nivoom izloženosti rizicima. Regulator propisuje informacije koje je finansijska institucija dužna da objavljuje kako bi zainteresovani učesnici na tržištu mogli da dobiju sve neophodne činjenice od značaja za procenu kvaliteta finansijske institucije, posebno njenog sistema upravljanja rizicima i ispravnosti vrednovanja bilansnih pozicija. Navedeni podaci imaju za cilj da pruže potencijalnim i trenutnim poveriocima neophodne informacije o finansijskoj instituciji i tako umanje informacionu asimetriju na finansijskom tržištu. Izuzetno je važno

da regulator uspešno ostvari ovaj zadatak i koliko je moguće obezbedi ravnopravnu raspodelu raspoloživih informacija svim tržišnim učesnicima.

Posebno se može analizirati kolika je uloga regulatora u pojedinim zemljama, pre svega, razvijenim zemljama. Ulogu regulatora u novijoj istoriji SAD možemo posmatrati kroz dve faze. Prva faza, poznata kao faza regulacije, nastupila je nakon Velike ekonomske krize 30-tih godina i karakteriše je izrazito regulatorno mešanje države u finansijsko tržište, uz uvođenje brojnih ograničenja i zabrana. Kao zvanični početak ove faze smatra se usvajanje Glass-Steagall zakona iz 1933. godine u SAD. Ovim zakonom strogo je razdvojeno komercijalno i investiciono bankarstvo, uvedeno je obavezno osiguranje depozita i komercijalnim bankama zabranjeno učestvovanje ili povezivanje sa aktivnostima koje za predmet imaju trgovinu hartijama od vrednosti, osim državnih hartija od vrednosti. Druga faza, poznata kao faza deregulacije, započela je 1980 –tih godina, podrazumevala je povlačenje države kao regulatora i obezbeđenje većih sloboda za tržišne učesnike. Početak druge faze vezuje se za SAD i usvajanje Zakona o modernizaciji finansijskih usluga kojim su van snage stavljene pojedine odredbe Glass-Steagall zakona iz 1933. godine. Poseban doprinos jačanju procesa deregulacije dao je Gramm-Leach-Bliley zakon iz 1999. godine koji je eliminisao poslednje ograničavajuće odredbe iz Glass-Steagall zakona. Proces deregulacije omogućio je veću tržišnu slobodu učesnicima i manju ulogu regulatora, pojavu brojnih inovacija i kompleksnih finansijskih instrumenata bez posebnog regulatornog nadzora, manju kontrolu finansijskih institucija i njihovog tržišnog ponašanja i sl. Činjenica je da brojni učesnici na tržištu nisu mogli biti dovoljno informisani o karakteristikama pojedinih finansijskih instrumenata i karakteristikama finansijskih institucija sa kojima posluju.

Stiglic (Stiglic, 2010, pp. 7-23, 31-57) u svojoj analizi iznosi dokaz da je deregulacija finansijskih tržišta uzrokovala produbljivanje informacione asimetrije na finansijskom tržištu i da se to može smatrati stvarnim uzrokom poslednje finansijske krize. Upravo to nam otvara prostor da se zapitamo koliko regulator i izražena sloboda finansijskih

institucija, može doprineti porastu informacione asimetrije i da li informaciona asimetrija može biti uzrok porasta nivoa kreditnog rizika u bankarskom sistemu.

Regulacija predstavlja konstantnu borbu sa informacionom asimetrijom, a finansijske krize predstavljaju svojevrsne testove koliko su regulatorni pristupi bili efikasni u upravljanju rizicima i u borbi sa informacionom asimetrijom.

1.3.4. Informaciona asimetrija i finansijske krize

Iskustva iz Svetske finansijske krize otvorila su ponovo pitanje veze između informacione asimetrije i nastanka finansijske krize (Stiglic, 2010, pp. 31-57). Miškin u svojim radovima iz 1990-tih obrađuje odnos između asimetričnosti informacija i finansijskih kriza, gde posebnu pažnju posvećuje pitanju anatomije finansijskih kriza i ulozu asimetričnosti informacija u mehanizmu nastanka finansijskih kriza (Mishkin, 1992).

Pre uvođenja koncepta zasnovanog na asimetričnosti informacija, Miškin ukazuje na do tada prisutne teorije koje su se bavile uzrocima finansijskih kriza: teorija monetarista i kejnzijanska teorija. Prema monetaristima, čiji su istaknuti protagonisti Fridman i Švarc, glavni uzrok finansijske krize je bankarska panika koja dovodi do kontrakcije novčane mase, što posledično dovodi do kontrakcije privredne aktivnosti. Zagovaraju primenu kredita poslednjeg utočišta (*lender of last resort*) od strane centralnih banaka kao instrumenta za preventivno delovanje na bankarske panike. Osim bankarske panike, ne priznaju ni jedan drugi uzrok za smanjenje bogatstva učesnika i nastanak finansijske krize. Empirijske dokaze o postojanju drugih vrsta uzroka finansijskih kriza kategorišu kao pseudo finansijske krize.

Kindleberger i Minski, kao predstavnici kejnzijanske teorije, ističu da su finansijske krize u velikom broju slučajeva posledica delovanja nekoliko vrsta uzroka: pad cena aktive, neuspeh velikih finansijskih i nefinansijskih firmi, deflacija, potresi na deviznom tržištu ili

kombinacija prethodnih faktora. Proširujući spisak mogućih uzroka krize, ova teorija, daje dosta širi osnov za intervencije centralnih banaka. Upravo zbog preterane mogućnosti upotrebe intervencija centralne banke Švarc kritikuje iznete teorijske postavke Kindlebergera i Minskog.

Upravo ovaj sukob monetarista i protivnika monetarističke teorije finansijske krize, otvorio je vrata za uključivanje koncepta asimetrija informacija u objašnjenju uzroka i mehanizma nastanka finansijskih kriza. Prethodne dve teorije nisu se posebno bavile mehanizmom širenja krize i efektima pojačanja udara, tako da je uvođenje koncepta asimetričnosti informacija pomoglo upravo da se pomenuta dva fenomena adekvatno teorijsko obrade. Koncept asimetričnosti informacija daje osnova da se proširi teorijsko sagledavanje uzroka nastanka finansijskih kriza u odnosu na monetarističku i kejnzijansku teoriju ali je istovremeno predstavlja i komplementarnu teoriju koja dozvoljava da se lakše i prirodnije objasni uticaj bankarske panike na nastanak i produblјivanje finansijskih kriza.

Upravo to je dalo osnova da se postavi jedna široka definicija finansijski kriza. „Finansijske krize predstavljaju poremećaje finansijskog tržišta u kojem negativna selekcija i moralni hazard postaju još izraženiji, tako da finansijska tržišta nisu u mogućnosti da nađu efikasne kanale za usmeravanje raspoloživih novčanih fondova ka onima koji imaju produktivne investicione prilike“ (Mishkin, 1992). Ova postavka daje osnova da se celovito sagleda kako poremećaji finansijskog tržišta dovode do pada agregatne ekonomske aktivnosti.

Pored analize teorijskih koncepata, Miškin sagledava istoriju finansijskih kriza u SAD dugu oko 150 godina, prepoznaje određene obrasce u njihovom nastanku i navodi nekoliko uzroka finansijskih kriza: 1) porast kamatnih stopa, 2) porast neizvesnosti (zbog propasti neke finansijske ili nefinansijske institucije ili kraha na tržištu), 3) uticaj promena na tržištu aktive na bilanse stanja 4) problemi u bankarskom sektoru i bankarska panika i 5) budžetski debalansi (Mishkin, 2004, pp. 169-199). Svi nabrojani faktori utiču na povećanje problema informacione asimetrije, kroz porast negativne selekcije i moralnog hazarda, i posledično

dovode do pada kreditne, investicione i privredne aktivnosti. U nastavku ćemo ukratko elaborirati navedene faktore.

Porast kamatnih stopa dovodi do povećane zainteresovanosti za kreditima kompanija sa rizičnijim projektima i smanjene zainteresovanosti za kreditima kompanija sa nižim nivoom kreditnog rizika. Na dalje se sve može razvijati na dva načina. Sa jedne strane, svesnost banaka da u strukturi tražnje dominiraju lošiji klijenti nužno zahteva da banke umanje kreditnu aktivnosti, što dovodi do smanjenja investicione aktivnosti i posledičnog pada privredne aktivnosti. Sa druge strane, omekšavanje kriterijuma banaka vodi većem plasiranju kredita lošijim zajmotražiocima što dovodi u srednjem i kratkom roku do pogoršanja bilansa banaka. U oba slučaja potezi koje su odigrale banke posledica su prisustva izražene informacione asimetrije.

Do porasta neizvesnosti na tržištu dolazi usled propasti neke velike i poznate finansijske ili nefinansijske institucije, recesije ili kraha tržišta akcija. Porast neizvesnosti dovodi do porasta informacione asimetrije na tržištu, što prirodno vodi suzdržanosti banaka u kreditiranju i padu kreditne aktivnosti, nakon čega dolazi do pada investicione i privredne aktivnosti.

Pad vrednosti na tržištu akcija, inflacija ili pad vrednosti domaće valute dovode do pogoršanja bilansa stanja i pada neto vrednosti imovine kompanija. Ove promene dovode do porasta informacione asimetrije na tržištu, banke su sve manje spremne da finansiraju određene kompanije koje su u lošijem finansijskom stanju ili čije je stanje teško proceniti usled prisutne informacione asimetrije. To dovodi do pada kreditne, a potom investicione i privredne aktivnosti.

Problemi u bankarskom sektoru, poput pogoršanja bilansa stanja banaka, dovode do smanjenja sredstava za kreditiranje i porasta informacione asimetrije na tržištu. Novonastale okolnosti utiču na pad kreditne aktivnosti koja dovodi do pada investicione i privredne aktivnosti.

Budžetski debalansi mogu da stvore strah od neispunjavanja obaveza države. To će usloviti smanjeno interesovanje investitora za kupovinu državnih obveznica i dovesti po porasta informacione asimetrije i pada kreditne i privredne aktivnosti.

Ispoljavanje prethodno navedenih faktora predstavlja tipičnu finansijsku krizu. Ukoliko finansijska kriza pređe u stadijum koji podrazumeva neočekivan pad opšteg nivoa cena govorimo o deflaciji dugova. Deflacija dugova uzrokuje izraženije povećanje problema negativne selekcije i moralnog hazarda, pa su kreditna, investiciona i privredna aktivnost u zastoju duži period.

Najznačajniji element koncepta informacione asimetrije u objašnjenju nastanka i funkcionisanja finansijskih kriza je da svi faktori rizika u svom delovanju ispoljavaju zajedničku karakteristiku da produbljuju nivo informacione asimetrije. Primenom koncepta informacione asimetrije može se bliže objasniti tok kriznog procesa i razumeti efekat pojačanja udara tokom kriznog procesa. Na ovaj način pojačana informaciona asimetrija ostavlja određene posledice na finansijsko tržište.

Osnovne posledice negativne selekcije su sledeće (Živković, Urošević, 2011):

- 1) plaćanje kamata na kredite koje ne odražavaju stvarni nivo rizika jer kvalitetniji zajmoprimci plaćaju više kamatne stope u odnosu na preuzeti nivo rizika dok manje kvalitetni zajmoprimci plaćaju niže kamatne stope u odnosu na preuzeti nivo rizika;
- 2) promena strukture tražnje za kreditima jer kvalitetni zajmprimci napuštaju tržište kredita i traže alternativne izvore finansiranja,
- 3) promena strukture rizika kreditnog portfolija jer dolazi do odlaska kvalitetnih zajmotražilaca sa tržišta, porasta učešća rizičnijih zajmotražilaca i kreditne suzdržanosti određenih zajmodavaca,
- 4) porast manje kvalitetnih zajmotražilaca utiče na rast kamatnih stopa, što u kombinaciji sa smanjenjem ponude kredita zbog odbojnosti prema rizicima

pojedinih zajmodavaca, vodi do pada kreditne, inesticione i ekonomske aktivnosti, što dalje doprinosi rastu neizvesnosti i informacione asimetrije,

- 5) kolateral u normalnim okolnostima ima funkciju ublažavanja informacione asimetrije, dok u slučaju pada vrednosti kolaterala dolazi do ponovnog vraćanja efekata informacione asimetrije i
- 6) širenje raspona kamatnih stopa između kvalitetnih i manje kvalitetnih zajmoprimaca.

Osnovne posledice moralnog hazarda su sledeće:

- 1) sam nagoveštaj mogućnosti da zajmoprimac zloupotrebi sredstva može izazvati bankarsku paniku, tako da banka u strahu od mogućih gubitaka počinje da povlači svoja sredstva ili rasprodaje imovinu,
- 2) činjenica da postoji sistem osiguranja depozita može ponekad bankama pružiti mogućnost za hazardersko ponašanje jer su svesne da će njihovi gubici biti pokriveni iz javnih izvora (socijalizacija gubitaka),
- 3) prisustvo moralnog hazarda može dovesti do izraženog konflikta banaka i klijenata ili vlasnika i menadžmenta banaka (agencijski problem).

U prethodno pomenutim Miškinovim radovima kao najčešći uzroci finansijskih kriza u SAD navodi se pogoršanje bilansa stanja banaka, porast kamatnih stopa, pad cena na tržištu akcija i porast neizvesnosti usled propasti velikih finansijskih i nefinansijskih kompanija. Kao važan uzrok finansijske krize u Meksiku tokom 1990-tih navodi se pogoršanje bilansa banaka, dok se kao izuzetno bitan uzrok finansijske krize u Argentini navodi budžetski problem koji je doveo do pogoršanja bilansa stanja banaka. Naravno, u zemljama Južne Amerike bili su prisutni i drugi faktori krize sa manjim relativnim značajem: rast kamatnih stopa u inostranstvu tj. porast njihovih kamatnih stopa usled rasta kamatnih stopa Federalnih rezervi, porast neizvesnosti na tržištu i sl. Međutim, svim navedenim krizama i svim identifikovanim faktorima rizika zajedničko je da se informaciona asimetrija u uslovima krize izraženo pogoršava, što je potvrđeno i tokom poslednje finansijske krize.

1.4. Kreditni rizik: preuzimanje rizika i odnos prema riziku

Nakon što smo razmotrili u kojoj meri informaciona asimetrija može opredeliti nivo kreditnog rizika na finansijskom tržištu, fokusiraćemo se na analizu da li različito ponašanje učesnika na finansijskom tržištu u zavisnosti od faze poslovnog ciklusa može uticati na preuzeti nivo kreditnog rizika. Polazimo od toga da do preuzimanja rizika dolazi uvek kada učesnik na tržištu preuzima aktivnosti kojima su imanentne određene vrste rizika. Zbog toga kažemo da učesnik na tržištu preuzimanjem određenih aktivnosti preuzima rizike koji su svojstveni toj aktivnosti. Upravo zbog toga je izuzetno bitno definisati odnos učesnika prema aktivnostima i rizicima koji tu aktivnost prate. Preuzimanje rizika i odnos prema rizicima prikazaćemo kroz objektiv odnosa pojedinačnog učesnika na tržištu prema rizicima - mikroekonomsko stanovništvo, kako bih polazeći od navedene teorijske osnove razmotrili preovlađujući odnos učesnika prema rizicima u određenoj fazi poslovnog ciklusa - makroekonomsko stanovništvo.

1.4.1. Preuzimanje rizika i odnos učesnika prema rizicima

Za potrebe ovog rada usredsredićemo se samo na rizike koji proističu iz finansijske aktivnosti, kao dela ukupnih ekonomskih aktivnosti. Stoga korisnost nećemo obraditi u najširem smislu, kao pojam koji se u mikroekonomiji prvobitno pojavio da definiše odnos pojedinca prema korpi određenih potrošnih dobara, što predstavlja mikroekonomski aspekt u realnoj ekonomiji, već kao pojam vezan za odnos pojedinca prema novcu – bogatstvu, što predstavlja mikroekonomski aspekt u finansijskoj ekonomiji. Na dalje ćemo uzeti pretpostavku da se pojedinac koji raspolaže nekim novcem opredelio za investiranje, posmatraćemo njegov odnos prema rizicima koji proizilaze iz investicione odluke koju je doneo, i ishod preduzete investicione aktivnosti meriti nivoom bogatstva.

Korisnost ishoda odluke predstavlja pojam kojim definišemo koliku subjektivnu vrednost ima neki ishod za pojedinca. Korisnost ishoda matematički možemo iskazati kao $u(y)$.

Različiti ishodi mogu značiti različitu ili podjednaku –indiferentnu - korisnost za učesnika. U uslovima neizvesnosti, učesnik ima određeno očekivanje u pogledu korisnosti ishoda i to se definiše kao očekivana korisnost, $E[u(y)]$.

Najjednostavnije, očekivanu korisnost možemo predstaviti kao zbir proizvoda pojedinačnih ishoda i verovatnoće realizacije pojedinačnog ishoda:

$$E[u(y)] = \sum_{i=1}^n \pi_i y_i \quad (1.6.)$$

Prethodni izraz može se smatrati potpunim jedino u uslovima kada učesnik ima neutralan stav prema rizicima, odnosno, kada učesnik nije sklon ka rizicima niti ima averziju prema rizicima. Praktičan primer za potvrdu nepotpunosti ovog izraza predstavlja Peterburški paradoks koji je formulisao švajcarski matematičar Danijel Bernouli u svom eseju iz 1738. godine (Alexander, Sheedy, 2004). Ukoliko se započne igra pismo-glava i jedan igrač drugom igraču ponudi nagradu u vrednosti 2^n ukoliko dobije „glavu“, gde je n je broj bacanja novčića a $1/2^n$ verovatnoća realizacije ishoda u n -tom bacanju, primenom izraza 1.6. dobila bi se očekivana vrednost tj. očekivana korisnost koja je beskonačna. Svaki racionalan učesnik spreman je da plati učešće u ovoj igri samo dok je taj iznos niži od očekivane vrednosti ali se postavlja pitanje da li je spreman da plati toliko veliki iznos za učešće ukoliko iznos za učešće treba da bude isti ili približno jednak očekivanoj vrednosti. Ovaj paradoks može se prevazići modifikovanjem formule za očekivanu korisnost na sledeći način:

$$E[u(y)] = \sum_{i=1}^n \pi_i u(y_i) \quad (1.7.)$$

Navedena funkcija očekivane korisnosti je definisana dvesta godina nakon formulacije Peterburškog paradoksa u radovima Džon Fon Nojmana i Oskara Morgenšterna iz 1944. godine (Neumann, Morgenstern, 1944). Definisanjem šest aksioma nezavisnosti izbora i primenom istih na funkciju očekivane korisnosti postavljeni su osnovi (klasične) teorije

očekivane korisnosti u uslovima neizvesnosti. Funkcija očekivane korisnosti definisana na ovakav način u literaturi je poznata kao S kriva očekivane korisnosti.

U formulu naknadno uneta funkcija korisnosti (u) je konkavna ukoliko učesnik ima averziju prema riziku, konveksna ukoliko učesnik ima sklonost ka rizicima i linearna ukoliko je neutralan u odnosu na rizike. Navedene pravilnosti koje dovode u vezu oblik funkcije korisnosti sa stavom učesnika prema riziku prvi put su obradili Fridman i Sevidž u svojim radovima iz 1948. godine (Friedman, Savage, 1948).

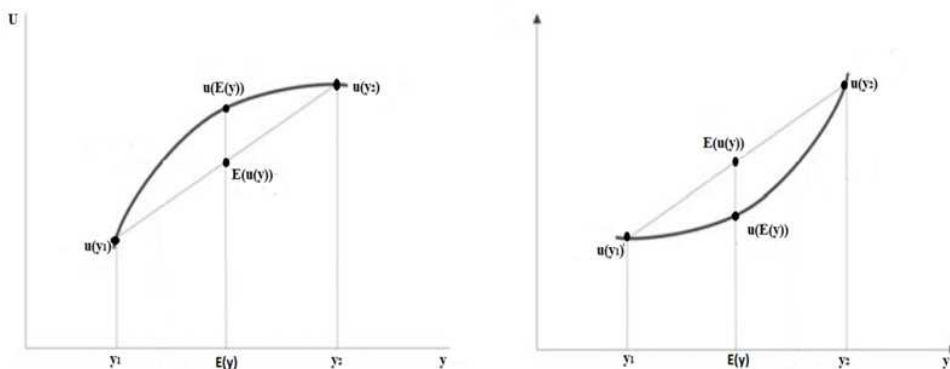
Pretpostavimo da se učesnik događaja, koji se u mikroekonomiji i finansijskoj ekonomiji naziva učesnik lutrije, suočava samo sa dva moguća ishoda događaja – ishod y_1 sa verovatnoćom π i ishod y_2 sa verovatnoćom $1-\pi$. Ukoliko važi da je $y_1 < y_2$ očekivanu korisnost možemo prikazati na sledeći način:

$$E[u(y)] = \pi \cdot u(y_1) + (1 - \pi) \cdot u(y_2) \quad (1.8.)$$

Istovremeno, očekivana vrednost ishoda se može predstaviti na sledeći način:

$$E(y) = \pi \cdot u_1 + (1 - \pi) \cdot u_2 \quad (1.9.)$$

Nakon iskazivanja funkcija očekivane korisnosti i očekivane vrednosti ishoda, možemo grafički prikazati slučajeve averzije prema rizicima i sklonosti prema rizicima:



Slika 1. 3. Averzija prema rizicima (levi prikaz) i sklonost prema rizicima (desni prikaz)

Izvor podataka: kompilacija autora na osnovu rada Fridmana i Sevidža (Friedman, Savage, 1948).

Iz prethodnih grafičkih prikaza možemo videti da je funkcija koja opisuje korisnost neka nelinearna funkcija koja ima konkavan oblik u slučaju averzije prema riziku i konveksan oblik u slučaju sklonosti prema riziku. Imajući u vidu empirijsku potvrdu da se mogu pojaviti pojedinci koji u različitim situacijama mogu iskazati drugačiji stav prema riziku, Fridman i Sevidž su definisali funkciju korisnosti sa dve prelomne tačke tako da može biti konkavna u jednom intervalu i konveksna u drugom intervalu koja je u literaturi poznata kao F-S kriva očekivane korisnosti.

Markovic u svom radu iz 1952. godine (Markowitz, 1952) ukazuje na određene nedostatke funkcije sa dve prelomne tačke. Kritikujući ideju Fridmana i Sevidža da siromašni pojedinci čiji je dohodak ispod prve prelomne tačke y_1 i bogati pojedinci čiji je dohodak iznad druge prelomne tačke y_2 ne učestvuju u lutriji jer je u tim zonama funkcija konkavna tj. prisutna je averzija prema rizicima. Iz toga proizilazi da samo pojedinci sa srednjim dohodkom učestvuju u lutriji. Upravo zbog toga Markovic na bazi svojih eksperimentalnih istraživanja predlaže da funkcija korisnosti ima tri prelomne tačke. Markovic problematiku korisnosti primenjuje na finansijskim tržištima, analizira odnos prinosa i rizika i dokazuje da se postupkom diversifikacije ulaganja može redukovati rizik. Funkciju očekivane korisnosti posmatra u odnosu na dobitak i gubitak, umesto prethodne postavke koja funkciju očekivane korisnosti definiše kao funkciju novca - bogatstva. Markoviceva funkcija predstavlja funkciju koja podrazumeva prisustvo racionalnog ponašanja pojedinca,

u velikoj meri je zasnovana na matematičkom modelu izbora i minimalno odstupa od koncepta koji su postavili Fon Nojman i Morgenštern.

Herbert Simon u svom radu iz 1955. godine (Simon, 1955) dovodi u pitanje racionalnost u ponašanju pojedinca, smatra da postoji bolji model koji bi mogao opisati ponašanje pojedinca od maksimizacije korisnosti i predlaže da se koncept potpune racionalnosti zameni konceptom ograničene racionalnosti, što se čini primerenijim s obzirom na informacije kojima pojedinac raspolaže i sl. Uvodi funkciju vrednosti koja može imati samo dve moguće vrednosti, vrednost 1 – zadovoljavajuća i vrednost 0 – nezadovoljavajuća, tako da funkcija poprima oblik stepene funkcije.

Prema ovoj postavci pojedinci postavljaju brojne zahteve u postupku donošenja odluka i potrebno je pronaći sofisticirane načine da se algoritamski opiše ponašanje pojedinca i njihovo opredeljivanje između dva ponuđena stanja. Ova funkcija vrednosti posebno je značajna za opisivanje odluka i aktivnosti koje nemaju materijalni ishod, kao što su, recimo, pitanje časti i prestiža. Simonova funkcija vrednosti smatra se jednim od prvih pokušaja uvođenja psihologije u analizu odlučivanja u uslovima neizvesnosti koja nije dobro prihvaćena jer u to vreme postojala generalna tendencija u nauci da se većina problema pokuša opisati matematičkim putem.

U svom radu iz 1964. godine Pret (Pratt, 1964) definiše meru apsolutne averzije prema riziku i do identičnog rezultata dolazi Erou u svom radu iz 1965. godine (Arrow, 1965). U literaturi se navedena mera pojavljuje kao Erou-Pretov (Arrow-Pratt) koeficijent apsolutne averzije prema riziku:

$$r(y) = -\frac{u''(y)}{u'(y)} \quad (1.10.)$$

Ukoliko koeficijent ima vrednost nula reč je o neutralnom stavu prema riziku. Averzija prema riziku postoji ukoliko je vrednost koeficijenta pozitivna tj. u slučaju kada je vrednost $u''(y)$ negativna. Sklonost prema riziku postoji ukoliko je vrednost koeficijenta negativna tj. u slučaju kada je vrednost $u''(y)$ pozitivna.

U svom radu iz 1981. godine Steven Ros (Ross, 1981) ističe da je Erou-Pratov koeficijent mera lokalne odbojnosti prema riziku za jedan nivo dohotka i da je potrebno uvesti meru globalne odbojenosti prema riziku za više nivoa dohotka. Globalna odbojnost prema riziku treba da pokaže da je pojedinac *A* odbojniji prema riziku od pojedinca *B* ukoliko za svaki nivo dohotka pojedinac *A* odbojniji prema riziku od pojedinca *B*. Matematički to možemo iskazati na sledeći način:

$$-\frac{u_A''(y)}{u_A'(y)} \geq -\frac{u_B''(y)}{u_B'(y)} \quad (1.11.)$$

U svom radu iz 1979. godine Kaneman i Tverski (Kahneman, Tversky, 1979) dolaze do zaključaka da pojedinci nisu baš tako racionalni kako pretpostavlja teorija očekivane korisnosti i da se zapravo veliki broj odluka donosi na osnovu intuicije. Zalažu se za značajnije uključivanje psihološke komponente u analizu ali za razliku od Simona oni su se zadržali na konceptu maksimizacije očekivane korisnosti u pokušaju da pronađu kognitivne mehanizme za utvrđivanje odstupanja od definisanih postulata. Predlažu teoriju očekivanog izbora (*Prospect Theory*) kao način da se prevaziđu identifikovani nedostaci teorije očekivane korisnosti. Umesto o očekivanoj korisnosti, u teoriji očekivanog izbora se govori o vrednosti (*V*) koju učesnik daje svakom prospektu tj. lutriji.

Funkcija očekivane korisnosti je funkcija ukupnog bogatstva pojedinca, dok je funkcija vrednosti determinisana promenama bogatstva, tako da se svaka odluka posmatra kao nezavisan događaj. Funkcija vrednost je strmija u zoni gubitaka nego u zoni dobitaka što ukazuje na različitost u stavovima pojedinca prema riziku zavisno od toga da li se nalazi u zoni dobitka ili zoni gubitka.

Uvođenje nelinearne funkcije verovatnoće najveća je razlika koju je postavila teorija očekivanog izbora u odnosu na teoriju očekivane korisnosti jer se nelinearna funkcija verovatnoće formira na osnovu laboratorijskih eksperimenata i treba da objasni individualne osobine pojedinca koji donosi odluke. Mora se uvek imati u vidu da su

funkcija verovatnoće i funkcija vrednosti aproksimativne funkcije, tako da dobijeni koeficijenti iz ovih funkcija mogu varirati od osobe do osobe i ne mogu se uzeti kao zakonitost za sve pojedince. Ove funkcije ne nude precizan matematički okvir za predikciju odluke pojedinca u uslovima neizvesnosti ali mogu služiti kao efikasan osnov za procenu da li će pojedinac doneti rizičniju ili sigurniju odluku.

Klasična teorija očekivane korisnosti podrazumevala je da preferencije pojedinca prema nekom ishodu ne zavise od načina na koji je predstavljen ishod onome ko donosi odluku. Kaneman i Tverski u svom radu upravo ukazuju na to da odluka pojedinca zavisi od toga da li je ishod predstavljen pozitivno ili negativno. Primer koji su oni naveli u literaturi je poznat kao problem „azijske bolesti“, gde je potrebno izabrati jednu od opcija borbe protiv bolesti i eksperimentalno potvrditi kako se opredeljuju pojedinci u zavisnosti od toga da li je ishod predstavljen brojem onih koji će biti spašeni ili brojem onih koji moraju umreti.

Navedeni rad Kanemana i Tverskog nije jedini rad koji je osporio neke od aksioma teorije očekivane korisnosti. Jedan od najpoznatijih eksperimentalnih primera osporavanja teorije očekivane korisnosti predstavlja Aleov paradoks (*Allais paradox*), rad na čije rezultate se nadovezuju Kaneman i Tverski u svojoj teoriji očekivanog izbora (Kahneman, Tversky, 1979). Ipak, bez obzira na sve kritike i osporavanja, teorija očekivane korisnosti opstala je i predstavlja jednu od najvažnijih teorija u oblasti konvencionalnih finansija koje se primenjuju pri analizi ponašanja u uslovima rizika. Paralelno sa tim, teorija očekivanog izbora zadržava svoje prisustvo u nauci, uz određene kritike ali i sledbenike koji je dodatno razvijaju, tako da zajedno sa teorijom očekivane korisnosti ostaje izuzetno bitan osnov za analizu donošenja odluka u uslovima neizvesnosti.

U ovome delu rada analizirali smo fenomen neizvesnosti i rizika, ponašanje pojedinačnog investitora i njegov odnos prema rizicima i tako sagledali ovu temu sa mikroekonomskog stanovišta. Odnos pojedinačnog učesnika prema rizicima i pored mogućnosti da se matematički definiše i izrazi, u sebi nosi dosta intuitivnih i psiholoških elemenata koji zahtevaju da se svaki od učesnika posebno empirijski analizira i matematički predstavi.

Prethodno izloženi teorijski koncepti daju osnova za sagledavanje odnosa prema rizicima na nivou celokupnog tržišta i na raznim nivoima agregacije na tržištu i da se na osnovu upotrebe makroekonomskih varijabli sagleda pitanje odnosa učesnika na tržištu prema rizicima.

1.4.2. Poslovni ciklus kao determinanta nivoa kreditnog rizika

Dosta dugo u ekonomskoj teoriji, u okviru klasičnog modela realnih poslovnih ciklusa i Kejnzijanskog IS-LM modela, preovladavalo je mišljenje da, osim uticaja vremenske strukture kamatnih stopa i očekivanja u vezi plaćanja na cene realne aktive, ostali uslovi na finansijskom i kreditnom tržištu nemaju uticaja na realnu ekonomiju (Bernanke, Gertler, Gilchrist, 1999). Alternativa ovom mišljenju bio je stav nekih drugih autora, počevši od rada Fišera iz 1933. godine (Fisher, 1933), da uslovi na finansijskom tržištu imaju uticaja na ciklične fluktuacije u realnoj ekonomiji. U svom radu analizira pad ekonomske aktivnosti u vreme Velike ekonomske krize, dovodi u vezu pad ekonomske aktivnosti i prezaduženost, i daje objašnjenje u kojom meri se negativni efekat krize pojačava – akcelerira - usled efekta deflacije dugova. Efekat deflacije dugova se interpretira kao opšti pad nivoa cena i dohodaka koji dovodi do porasta bremena realnih dugova, što posledično izaziva stečaj dužnika, tako da dolazi do umanjjenja agregatne tražnje i daljeg pada nivoa cena, praveći spiralni efekat. Mala smanjenja cena, zbog porasta vrednosti dugova, vode u preraspodelu bogatstva sa dužnika na poverioca, dok velike promene cena uzrokuju najčešće bankrotstvo dužnika i negativne implikacije na kvalitet bilansa banaka kao poverioca, što izaziva kreditnu kontrakciju, pad investicija i potrošnje, tako da dovodi do smanjenja agregatne tražnje i nivoa cena, i pokretanja novog spiralnog ciklusa. Posle Fišerove teorije deflacije dugova teško se mogla odbraniti do tada prisutna teorijska postavka o nepostojanju veze između finansijskih kretanja i kretanja u realnoj ekonomiji. Ipak, ekonomska teorija je dugo vremena, sve do poslednje dve decenije XX veka, ignorisala teoriju deflacije dugova i donekle je držala u drugom planu.

Brojni empirijski slučajevi novijeg doba, poput krize u Latinskoj Americi, istočnoj Aziji ali i SAD-u, pokazali su da uticaj uslova na kreditnom tržištu na realnu ekonomiju ne treba zanemariti u teorijskim modelima i makroekonomskim politikama. Upravo zbog toga pojavili su se radovi u kojima se predlaže da se uslovi na tržištu kredita obavezno uključe u teorijski model koji se bavi analizom fluktuacija u realnoj ekonomiji (Bernanke, Gertler, Gilchrist, 1999). U pomenutim radovima, međusobna zavisnost finansijskih kretanja i poslovnog ciklusa definisana je kao fenomen finansijske akceleracije. Pojam finansijske akceleracije prvi put je upotrebljen u radu prethodno pomenutih autora iz 1996. godine (Bernanke, Gertler, Gilchrist, 1996), gde se mehanizam finansijske akceleracije analizira na nivou pojedinačne kompanije. Kroz navedene radova potvrđeno je da neto bogatstvo kompanije ima prociklične osobine, tako što u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa neto bogatstvo kompanije raste i banke su spremnije da se kreditno izlože takvim kompanijama, i obrnuto. Takođe, ukazano je na inverzno ponašanje troškova eksternog zaduživanja kompanija u odnosu na kretanje neto bogatstva kompanije, koji u periodu uspona bivaju niži, da bi u periodu ekonomskog pada postajali viši. Jednostavno, finansijski izveštaji kompanija, kao slika njenog neto bogatstva, u fazama prosperiteta bivaju privlačni bankama i opredeljuju niže troškove zaduživanja, dok u fazi recesije, kao slika slabljenja neto bogatstva kompanija, uslovljavaju kreditnu kontrakciju banaka i porast troškova zaduživanja (Bernanke, Gertler, 1989). Kreditna kontrakcije od strane banaka prouzrokuje pad investicija i agregatne tražnje, što objašnjava negativni povratni uticaj na realnu ekonomiju.

Fenomen „kreditnih ciklusa“, kao primer međuzavisnost u kretanju kreditne aktivnosti i realne ekonomske aktivnosti tokom poslovnog ciklusa, sa posebnim akcentom na limite kreditnog zaduživanja zbog vrednosti kolaterala, postoje prisutan u radovima iz druge polovine 1990-tih (Kiyotaki, Moore, 1997).

Analize determinanti kreditnog rizika na primeru španskih komercijalnih banaka i štedionica u periodu 1985-1997. godina (Salas, Saurina, 2002), potvrđuje da stopa rasta bruto domaćeg proizvoda (BDP), kao pokazatelj kretanja poslovnog ciklusa, predstavlja veoma važnu varijablu koja objašnjava ostvareni nivo kreditnog rizika. Empirijska

istraživanja sprovedena u bankarskom sektoru Indije (Rajan, Dahl, 2003) i bankarskim sektorima subsaharske Afrike (Fofack, 2005), takođe, prepoznaju makroekonomska kretanja kao jednu od bitnih odrednica u objašnjenju nivoa problematičnih kredita.

Povezivanjem modela za procenu kreditnog rizika zasnovanog na Mertonovom modelu i makroekonometrijskog modela, kako bi se izolovali sistemski i idiosinkratski šokovi, na primeru SAD, Velike Britanije, Nemačke, Francuske, Italije, zapadne Evrope, Srednjeg istoka, Jugoistična Azije, Japana i Latinska Amerike, dokazali su da je poslovni ciklus osnovna determinanta kreditnog rizika (Pesaran et al. 2006).

Rezultati analize makroekonomskih determinanti kvaliteta kreditnog portfelja u Srbiji u periodu od trećeg kvartala 2008. do drugog kvartala 2012. godine (Otašević, 2013), pokazuju da su poslovni ciklus i kretanje deviznog kursa najvažnije determinante kvaliteta kreditnog portfolija, merenog stopom učešća rezervi za procenjene gubitke u ukupnoj aktivi.

1.4.3. Faze privrednog ciklusa i odnos prema rizicima

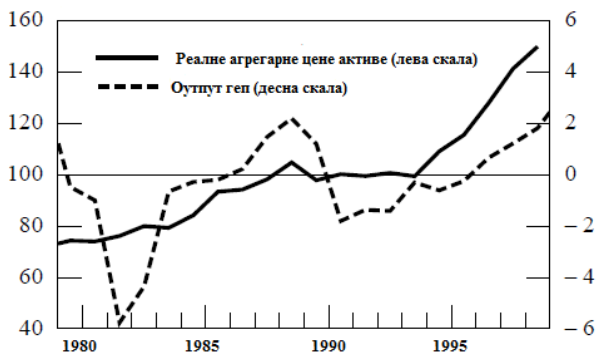
Kretanje varijable finansijskog sistema koje u znatnoj meri prati trend kretanja neke druge ekonomske varijable tokom ekonomskog ciklusa predstavlja fenomen procikličnosti finansijskih kretanja. Procikličnost finansijskog sistema je u korenu finansijske nestabilnost. Izražena procikličnost finansijskih kretanja je svojevrsna mera rizika finansijskog sistema. Često se koristi objašnjenje da procikličnost finansijskog sistema ima svoje osnove u prisutnoj informacionoj asimetriji. Kada su ekonomski uslovi u silaznoj fazi prisutna informaciona asimetrija dovodi do toga da učesnici sa dobrim projektima teško na tržištu nalaze izvore za finansiranje i tada pad ekonomske aktivnosti prati kontrakcija kreditne aktivnosti. U uslovima uspona ekonomskih aktivnosti, učesnici sa dobrim projektima lako mogu doći do eksternih izvora finansiranja na tržištu i čak tom prilikom dobiti određene ekonomske stimulanse za zaduživanje i tada uspon ekonomske aktivnosti prati intenzivna kreditna ekspanzija.

U analizama na temu procikličnosti, istraživači tim iz Banke za međunarodne obračune iz Bazela, na čelu sa Klaudiom Boriom (Borio, Furfine, Lowe, 2001.), iznosi tezu da pored koncepta informacione asimetrije u objašnjenju procikličnosti finansijskih kretanja kao materijalno značajan faktor može se izdvojiti neodgovarajući odgovor učesnika na tržištu na promene rizičnosti kroz vreme. Ovaj fenomen je poznat kao vremenska dimenzija rizika i vodi tome da rizici u periodu ekspanzije budu potcenjeni, a u periodu recesije precenjeni. Nabrojani razlozi, u pojedinim slučajevima, dovode do produženju krize i pojačavanju njenih efekata. Navedeni autori ističu da se ovi negativni efekti mogu ublažiti ukoliko „povećamo priznavanje nagomilanih rizika u periodu ekonomskog napretka i prepoznavanje da materijalizacija loših kredita u periodu recesije ne mora da podrazumeva povećanje rizika“. Na empirijskim podacima razvijenih zemalja tokom 1980-tih i 1990-tih godina, istraživači uočavaju procikličnost kreditne aktivnosti prateći odnos kreditne aktivnosti prema privatnom sektoru i nivoa bruto domaćeg proizvoda (BDP), uz istovremeno poređenje sa nivoom autput gepa.



Slika 1. 4. Procikličnost kreditne aktivnosti u SAD

Izvor: Borio, Furfine, Lowe, (2001).



Slika 1. 5. Prociklično kretanje realnih agregatnih cena aktive u SAD

Izvor: Borio, Furfine, Lowe, (2001).

Dosta slične rezultate moguće je videti u radu navedenih istraživača i na primeru nekih drugih razvijenih zemalja - Japan, zemlje centralne i zapadne Evrope, skandinavske zemlje i sl.. Takođe, isti istaživači potvrđuju procikličnost i u slučaju kretanja realnog agregatnog nivoa cena aktive u razvijenim zemljama, što je ponajviše posledica kretanja cena nekretnina.

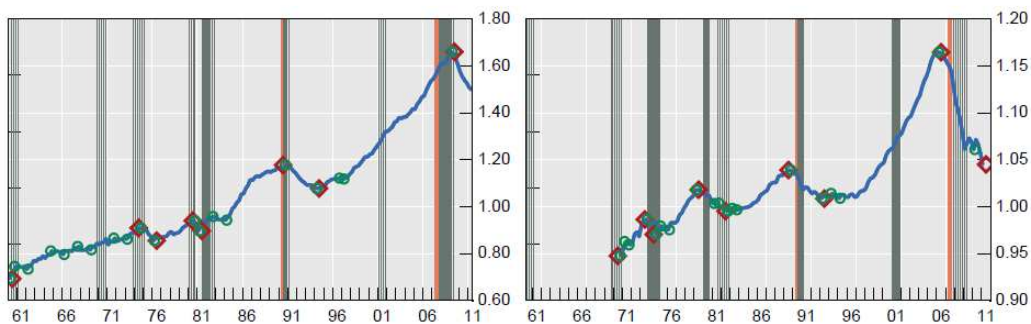
U poslednje vreme pojavljuju se istraživanja koja ukazuju da izražen kreditni rast, sa određenim vremenskim kašnjenjem, ima značajan uticaj na nivo kreditnog rizika (Salas, Saurina, 2002, Jimenez, Saurina, 2005). Nameće se potreba da prilikom obračuna rezervi za procenjene gubitke banka mora voditi računa o tački vremena u kreditnom ciklusu kada se odobrava kredit jer se zapravo tada i generišu rizici koji se ispoljavaju kasnije.

Očigledno je da banke u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa preuzimaju određene rizike koji se materijalno manifestuju u silaznoj fazi poslovnog ciklusa, što se može pripisati liberalizaciji primenjenih kreditnih politika i većoj sklonosti prema rizicima. U postupku donošenja odluke o odobravanju kredita, banke procenjuju značaj greške tipa 1 - dobar klijent neće dobiti kredit i potcenjuju greške tipa 2 - loš klijent će dobiti kredit (Jimenez, Saurina, 2005). U silaznoj fazi poslovnog ciklusa, ponašanje banaka je suprotno od prethodno opisanog. Prethodno pomenuti autori ističu da u literaturi postoji nekoliko izdvojenih razloga koji donekle mogu objasniti ponašanje banaka u određenoj fazi poslovnog ciklusa i

to su: sklonost ka potcenjivanju verovatnoće dešavanja katastrofičnih događaja (*disaster myopia*), mentalitet stada, agencijski problem i hipoteza institucionalne memorije. Sklonost ka potcenjivanju verovatnoće dešavanja katastrofičnih događaja nastupa zbog nemogućnosti banaka da procene mogućnost za realizaciju nekog nepovoljnog događaja u budućnosti, što može uticati da se verovatnoća realizacije takvog događaja potceni i to prouzrokuje određene gubitke za banku u slučaju da u budućnosti dođe do realizacije takvog događaja (Guttentag, Herring 1984, i Guttentag, Herring 1986). Mentalitet stada je pojava koja se manifestuje u sklonosti menadžmenta banaka da finansiraju rizičnije poslove u periodu privrednog uspona zbog toga što je to opšta tendencija na tržištu, podstaknuta je doživljajem da se težina pojedinačne greške relativizuje zbog identičnog ponašanja cele grane i činjenicom da bi smanjenje tržišnog učešća banke zbog kreditne suzdržanosti vodilo ka mogućnosti promene menadžmenta. Pomoću mentaliteta stada može se objasniti zašto su menadžeri u bankama skloni da finansiraju projekte koji imaju negativne izgleda u fazi izražene kreditne ekspanzije, primenjujući liberalnije kreditne politike (Rajan, 1994). Agencijski problem, kao primer prisustva neusaglašenih interesa između akcionara i menadžmenta banke, može biti još jedan od razloga zbog čega banke u periodu kreditne ekspanzije preuzimaju veće rizike. Pored maksimizacije bogatstva za akcionara, menadžeri su dosta često zainteresovani da ostvare i određene nagrade za sebe, koje se ostvaruju kroz visok kreditni rast i rast tržišnog učešća, socijalnu promociju banke i menadžmenta i sl. U tom trenutku se ne razmišlja previše o rizicima, koji će se ispoljiti kasnije. Hipoteza institucionalne memorije polazi od toga da banka poseže za primenom blažih kriterijuma pri odobravanju kredita zbog izostanka institucionalne memorije koja bi službenike banke podsećala na loša iskustva iz prošlosti, najčešće zbog zamene starih iiskusnih službenika novim službenicima ili zbog vremenske udaljenosti od nepovoljnog iskustva iz prošlosti. U pojedinim istraživanjima obrađena je veza između hipoteze insitucionalne memorije i procikličnosti kreditne aktivnosti banaka (Berger, Udell, 2003).

1.4.4. Relevantnost analize finansijskih ciklusa

Cikličnost je prirodna karakteristika ekonomskih kretanja. Dugo vremena, od rada Vesli Mičela i Artura Brnsa iz 1946. godine preko sistematične studije Viktora Zarnovica (Zarnowitz, 1992.) i nekih kasnijih radova na ovu temu, ekonomska teorija je pod proučavanjem cikličnosti ekonomskih kretanja uglavnom podrazumevala proučavanje karakteristika poslovnih ciklusa. Smatralo se da su finansijska i poslovna kretanja blisko povezana ali je do novijih dana empirijsko istraživanje finansijskih ciklusa ostalo nedovoljno pokriveno (Drehmann, Borio, Tsatsaronis, 2012). Iskustva iz poslednje finansijske krize pokazala su koliko finansijski sistem može da igra značajnu ulogu u ukupnim ekonomskim kretanjima i evidentno potvrdila visok stepen međusobnog uticaja finansijskih kretanja i kretanja u realnoj ekonomiji. U poslednje vreme interaktivnost finansijskog sistema i realne ekonomije postaje izuzetno važno pitanje u ekonomskoj teoriji i praksi. Sagledavanje interaktivnosti finansijskog sistema i realne ekonomije zahteva istovremeno koordiniranje više ciljeva: finansijsku stabilnost, cenovnu stabilnost i ekonomski rast. Međutim, dosta često su prisutni konflikti zato što poslovni i finansijski ciklus nisu uvek sinhronizovani jer finansijski ciklusi teže da budu duži i imaju veću amplitudu nego poslovni ciklusi (Drehmann, Borio, Tsatsaronis, 2012). Prema rezultatima ovog istraživanja, finansijski ciklusi se primetno produžavaju od sredine 1980-tih, što se poklapa sa finansijskom liberalizacijom i promenama okvira monetarne politike. Takođe, ukoliko pojave posmatramo u srednjem roku finansijske krize se u znatnoj meri podudaraju sa lomovima vremenskih serija koje prikazuju finansijske cikluse. Navedeni autori ističu sledeći zaključak: „faza recesije poslovnog ciklusa je dosta dublja ukoliko koincidira sa fazom kontrakcije finansijskog ciklusa“.



Slika 1. 6. Odnos krediti/BDP (levo) i cene rezidencijalnih nekretnina (desno) u SAD

Izvor: Drehmann, Borio, Tsatsaronis, (2012).

U prethodno navedenom istraživanju (slika 1.6.), na podacima u periodu od 1961 do 2011. godine, praćeno je kretanje varijabli krediti/BDP i cene rezidencijalnih nekretnina u odnosu na momente finansijskih kriza i recesija. Na grafičkom prikazu narandžaste vertikalne linije označavaju finansijske krize, a sive vertikalne linije faze recesije. Mali crveni kvadrati na prelomima serije označavaju tačke finansijskih ciklusa, dok zeleni krugovi označavaju tačke poslovnog ciklusa. Kao što se može videti tačke preloma finansijskih ciklusa se u velikoj meri podudaraju sa momentima finansijskih kriza. Osim toga može se uočiti da su finansijskih ciklusi u poslednjih nešto više od dve decenije počeli da budu sve duži u odnosu na poslovne cikluse. To u prvi plan ističe fenomen „nezavršene recesije“. Ovo istraživanje pokazuje da kreatori ekonomskih politika zbog prevelike usredsređenosti na mere vezene za poslovni ciklus, poput cene akcija, zanemaruju ponašanje finansijskih ciklusa u srednjem roku. Ova vrsta zanemarivanja dozvoljava da se racio krediti/BDP i cene nekretnina nastave kontinuirano uvećavati tako da za nekoliko godina u slučajevima narednih finansijskih bumova dođe do daleko dubljih urušavanja u realnoj sferi ekonomije. Fokuseranost na cene akcija u toku krize 1987. i 2001. godine predstavlja pravi primer za ovaj fenomen. Kreatori ekonomske politike će zanemariti rast racija krediti/BDP i rast cene nekretnina, navedeni pokazatelji nesmetano će nastaviti rast i to će naknadno imati dalekosežne posledice kada narasli baloni dostignu kritične vrednosti.

1.4.5. Mikroprudencijalna i makroprudencijalna politika

Pouzdanost se ne može utvrditi kada je termin makroprudencijalna politika uveden u ekonomsku teoriju i praksu ali se uzima da je to prvi put bilo u junu 1979. godine na sastanku odbora u okviru Banke za međunarodne obračune u Bazelu, koji je bio preteča Bazelskom komitetu za bankarsku superviziju (Clement, 2010.). Dosta dugo nakon toga ovaj izraz je zadržan samo u uskim stručnim krugovima, svoj značaj je dobijao vremenom iz narasle potrebe za ovakvom vrstom regulatorne uloge, posebno nakon iskustava iz poslednje finansijske krize. Sve do intenzivnije upotrebe izraza makroprudencijalna politika i jasnog prepoznavanja potrebe za regulatornim angažovanjem koje će biti usmereno na sistemske rizike, regulatorna i supervizorska aktivnost regulatornih tela dominantno je bila usmerena na pojedinačne banke -mikroprudencijalni aspekt.

Mikroprudencijalna politika obuhvata regulatorne i supervizorske aktivnosti koje se odnose na pojedinačnu finansijsku instituciju i fokusirana je na rizike pojedinačne institucije. Makroprudencijalna politika podrazumeva regulatorne aktivnosti i mere koje se odnose na celokupni finansijski sistem i usmerena je na sistemske rizike. Obe navedene politike imaju za cilj očuvanje i jačanje stabilnosti finansijskog sistema ali koriste različite pristupe. Iako makroprudencijalna politika pokriva samo sistemski aspekt i nužno je oslonjena na saradnju sa mikroprudencijalnom politikom na zajedničkom poslu očuvanja i jačanja stabilnosti finansijskog sistema, dosta često se u teoriji i praksi može susresti da se pod pojmom funkcija očuvanja stabilnosti finansijskog sistema podrazumeva samo makroprudencijalna politika. Uporednu analizu makroprudencijalne i mikroprudencijalne politike dao je Borio u svom radu (Borio, 2003).

Tabela 1. 1. Poređenje makroprudencijalne i mikroprudencijalne perspektive

	Makroprudencijalna politika	Mikroprudencijalna politika
Neposredni cilj	Limitiranje rizika finansijskog sistema - sistemskih rizika	Limitiranje rizika pojedinačnih finansijskih institucija
Krajnji cilj	Izbegavanje negativnih uticaja na BDP	Zaštita deponenata
Rizični model	Endogeni model (delimično)	Ezogeni model
Povezanost institucija i zajednička nadležnost	Relevantna	Irelevantna
Kalibracija prudencijalne kontrole	U smislu sistemskih poremećaja - "top down" pristup	U smislu rizika pojedinačnih finansijskih institucija - "bottom up" pristup

Izvor: Borio, (2003).

Pre poslednje finansijske krize i prepoznavanja potrebe za izdvajanjem makroprudencijalne politike kao posebnog dela makroekonomske politike, preovladavala je paradigma da je očuvanje cenovne stabilnosti, kao cilj monetarne politike, dovoljno za postizanje makroekonomske stabilnosti (Blanchard, Dell’Ariccia, Mauro, 2013). Međutim, lekcije iz krize su pokazale da uprkos ostvarenoj cenovnoj stabilnosti, ukoliko postoji izražen i nekontrolisan rast cena nekretnina i rast kreditne aktivnosti, može doći do makroekonomske nestabilnosti (IMF, 2013). Upravo to je uticalo da se preispita prethodno važeća paradigma i prepozna potreba za posebnom vrstom makroekonomske politike koja će biti fokusirana na pitanja finansijske stabilnosti. Ciljevi monetarne politike i makroprudencijalne politike su različiti, ali komplementarni u dugom roku. Cenovna stabilnost kao cilj monetarne politike ne može biti ostvarena bez stabilnog finansijskog sistema, kao što se stabilnost finansijskog sistema ne može ostvariti bez cenovne stabilnosti. Monetarna politika i makroprudencijalna politika mogu se međusobno slagati ali u nekim slučajevima mogu biti i izraženo divergentne i to zahteva razvoj posebnog okvira za makroprudencijalnu politiku kako bi se navedeni konflikt rešio (IMF, 2013). Monetarna politika deluje preko blagih ili restriktivnih mera kojima deluje na agregatne vrednosti i tako utiče na kretanje poslovnog ciklusa, služeći se referentnom kamatnom stopom kao jednim od najvažnijih instrumenata. Primer istovremenog postizanja ciljeva obe politike je visoka referentna kamatna stopa koja može istovremeno može uticati na smanjenje inflacije i redukciju kreditnog rasta. Međutim, u određenim slučajevima mere monetarne politike mogu proizvesti nepovoljne efekte po makroprudencijalnu politiku -

niska kamatna stopa koja je adekvatan odgovor na nisku inflaciju može pospešiti rast kreditne aktivnosti i rast vrednosti imovine kao rane indikatore ulaska u finansijsku nestabilnost, izražen rast kamatne stope kao mera protiv inflacije može privući vruć strani kapital i usloviti određenu finansijsku nestabilnost i sl. U pojedinim istraživanjima ukazano je da se u okviru mehanizma transmisije premalo pažnje posvetilo odnosu monetarne politike i percepcije rizika i da je potrebno posebno razmotriti uticaj monetarne politike na kanal preuzimanja rizika, posebno u uslovima izražene finansijske liberalizacije i intenzivnih finansijskih inovacija (Borio, Zhu, 2008). Zbog navedenih i sličnih razloga vremenom je prepoznata potreba da se makroprudencijalna politika osamostali kao poseban deo makroekonomske politike. Stoga, možemo reći da monetarna politika i makroprudencijalna politika svaka na svoj način, kroz međusobnu interakciju i komplementarnost, daju doprinos očuvanju i jačanju stabilnosti finansijskog sistema.

Makroprudencijalna politika predstavlja prudencijalni alat čije je osnovni cilj da ograniči sistemski rizik u finansijskom sektoru (IMF, 2011). Potreba za makroprudencijalnom politikom opravdava se prisustvom tri vrste negativnih eksternalija tj. negativnih eksternih dobara u finansijskom sistemu: 1) tendencija finansijskog sistema da pojača negativne agregatne šokove, 2) makro-finansijskog povratnog mehanizma koji rezultira u preteranoj izloženosti sistema određenim vrstama negativnih agregatnih šokova i 3) povezanosti unutar finansijskog sistema koja povećava osetljivost sistema na idiosinkratske ili agregirane šokove. Sistemski rizik se definiše kao rizik od prekida finansijskih usluga koji je uzrokovan pogoršanjem stanja u delu ili celokupnom finansijskom sistemu i koji može imati određene ozbiljne negativne efekte na realnu ekonomiju (IMF, FSB, BIS, 2009). Makroprudencijalna politika ima tri važna zadatka: 1) da poveća otpornost finansijskog sistema na agregirane sistemske šokove stvaranjem zaštitnih slojeva (buffer) koji mogu da apsorbuju njihov uticaj i pomognu da se održi sposobnost finansijskog sistema da obezbedi kredite za realnu ekonomiju, 2) da umanja vremensku dimenziju rizika tj. rizike koji proističu iz procikličnosti 3) da umanja rizike koji mogu proisteći iz značajne povezanosti finansijskih institucija (IMF, 2012). Vremenska cikličnost je svojstvena finansijskom sistemu i ispoljava se u tome da u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa postoji preterana

prethodnom grafikonu praćen je efekat na BDP u slučaju primene makroprudencijalnih mera. Sa α je označen trošak primene mera, sa p verovatnoća krize u slučaju odsustva mera, sa p^* verovatnoća krize u slučaju primene makroprudencijalnih mera, sa l gubitak u slučaju odsustva mera, sa l^* gubitak u slučaju primene mera, i sa Y^* označen BDP u slučaju odsustva krize. Iz prethodne analize može se zaključiti da primena makroprudencijalnih mera utiče da efekat krize na BDP bude manje nepovoljan. Verovatnoća nastanka krize direktno je srazmerna rastu racija krediti/BDP i rastu cena nekretnina, što se evidentno može potvrditi u slučaju poslednje finansijske krize. Makroprudencijalnim instrumentima se može uticati na pomenute pokazatelje (krediti/BDP i cene nekretnina) i tako umanjiti verovatnoća nastanka krize (p). Uvođenjem određenih makroprudencijalnih mera, poput limitiranja pojedinih aktivnosti i međupovezanosti u sistemu, moguće je uticati i na veličinu gubitka BDP (l) u slučaju krize.

Prepoznata potreba za postojanjem makroprudencijalne politike, nastala na naučenim lekcijama iz finansijske krize, uticala je na sadržinu regulatornih standarda što se može lako prepoznati i u slučaju Bazel III standarda ali i izrade brojnih analiza i standarda na ovu temu od strane drugih međunarodnih institucija, poput Međunarodnog monetarnog fonda, Evropske centralne banke i sl.. Iako Bazel III standard (www.bis.org) i dalje predstavlja prvenstveno regulatorni set mikroprudencijalnog karaktera, ovaj standard predstavlja veliki iskorak u pravcu uvođenja makroprudencijalnih elemenata jer su pored mikroprudencijalnih zahteva u pogledu kvaliteta i kvantiteta elemenata kapitala uvedeni kontraciklični i sistemski baferi kao primer makroprudencijalnih instrumenata.

Za razliku od makroprudencijalne politike koja dugo vremena nije posmatrana kao posebna politika, do tada prisutne aktivnosti u vidu regulatornog i supervizorskog angažovanja nacionalnog regulatora predstavljaju skup aktivnosti koji od pojave pojma makroprudencijalna politika dobijaju naziv mikroprudencijalna politika. Dok se regulatorna funkcija deli na deo koji pripada mikroprudencijalnoj politici i deo koji pripada makroprudencijalnoj politici, supervizorska funkcija u celosti pripada mikroprudencijalnom aspektu. Samo zajedničkim delovanjem i tesnom saradnjom

mikroprudencijalne i makroprudencijalne politike može se uspešno delovati u pravcu očuvanja i jačanja stabilnost finansijskog sistema.

Zajedničkim delovanjem monetarne, makroprudencijalne i mikroprudencijalne politike teži se obezbediti finansijska stabilnost, uz poseban osvrt na značaj obezbeđenja jednake dostupnosti informacija svim tržišnim učesnicima i eliminaciji inforacione asimetrije, kao i značaj umanjenja sistemskih rizika. Ipak, iskustva iz finansijskih kriza, posebno ove poslednje, nalažu potrebu da se preispita efikasnost primenjenih politika i dodatno analizira da li su iskorišćene sve mogućnosti koje navedene politike nude.

1.5. Pokazatelji nivoa kreditnog rizika

U prethodnom delu rada analizirane su teorijske postavke koje ukazuju da prisutna informaciona asimetrija i ponašanje učesnika na tržištu, u smislu njihovog odnosa prema rizicima, imaju značajan uticaj na nivo kreditnog rizika finansijske institucije. U ovom delu rada pažnja će biti posvećena definisanju kvantitativnih pokazatelja nivoa kreditnog rizika, sa posebnim osvrtom na pokazatelje nivoa kreditnog rizika koji su karakteristični za bankarski sektor Republike Srbije kao predmet ovog istraživanja.

1.5.1. Definisane pokazatelja nivoa kreditnog rizika

Izbor pokazatelja nivoa kreditnog rizika zavisi od vrste finansijske aktive koja je predmet investicija, tako da je neophodno napraviti razliku između finansijske aktive kojom se ne trguje aktivno na finansijskom tržištu i finansijske aktive kojom se aktivno trguje na finansijskom tržištu. U slučaju finansijske aktive kojom se aktivno trguje na finansijskom tržištu, poput akcija, obveznica i sl., informacije bitne za procenu kreditnog rizika se mogu kontinuirano očitavati sa tržišta. Prinos na finansijsku aktivu kojom se aktivno trguje na finansijskom tržištu može biti input na osnovu koga se mogu definisati očekivanja u pogledu ishoda investicije, odnosno, očekivani prinos, kao i finansijski rizici koji prate

investiciju, mereni standardnom devijacijom od očekivanog prinosa. Zbog toga se očekivanje u pogledu ishoda investicije, u slučaju finansijske aktive kojom se aktivno trguje, može redukovati na očekivanje u pogledu prinosa jer on istovremeno daje informaciju i o prinosu i o mogućnosti da se povrati uloženi novac. U slučaju finansijske aktive kojom se ne trguje aktivno, poput kredita ili obveznica kojima se ne trguje, potrebno je definisati nešto drugačiji pristup. Imajući u vidu da bankarski sektor u Republici Srbiji, kao predmet ovog rada, predstavlja primer tržišta na kome dominiraju klasični oblici finansijske aktive, nakon kratkog izlaganje pokazatelja nivoa kreditnog rizika aktiva kojima se aktivno trguje na tržištu, u nastavku rada, fokusiraćemo se na razmatranje pokazatelja nivoa kreditnog rizika aktiva kojima se aktivno ne trguje na tržištu.

Pokazatelji nivoa kreditnog rizika aktive kojom se aktivno trguje na tržištu. Ukoliko se ponovo vratimo na pojedinca koji se opredelio da raspoloživa sredstva investira, njegovo očekivanje u pogledu ishoda investicije možemo definisati kao očekivani prinos od investicije, a rizik kao standardnu devijaciju prinosa (Jorion, 2003, p. 5). Upotrebom standardne devijacije može se proceniti finansijski rizik koji prati ulaganje u jednu vrstu finansijske aktive ali i uporediti rizičnost ulaganja u konkretnu aktivu u odnosu na određenu referentnu vrednost - benčmark. Na osnovu izračunatih vrednosti očekivanog prinosa i standardne devijacije mogu se doneti odluke o izboru između ulaganja u jednu ili drugu vrstu finansijske aktive.

Ukoliko se investitor opredeli za istovremeno ulaganje u dve ili više vrsta finansijske aktive i tako formira portfolio svojih ulaganja, nameće se potreba sagledavanja međuzavisnosti njihovih prinosa. Sagledavanje rizičnosti na nivou portfolija za investitora znači posmatranje dve bitne mere: standardne devijacije i korelacije (Markowitz, 1952). Razmatranje korelacije daje mogućnost investitoru da kombinovanjem aktiva koje su negativno korelisane utiče da nivo rizičnosti portfolija bude niži od prostog zbira rizičnosti aktiva koje u portfolio ulaze. Na ovaj način se postiže efekat diversifikacije rizika.

Varijabilnost prinosa pokazuje meru rizičnosti portfolija, u njoj se sublimira dejstvo svih vrsta finansijskih rizika, među kojima i kreditnog rizika. U kontekstu ovog rada, posebnu pažnju ćemo posvetiti definisanju pokazatelja nivoa kreditnog rizika koji se koriste za aktive kojima se ne trguje aktivno na tržištu.

Pokazatelji nivoa kreditnog rizika aktive kojom se aktivno ne trguje na tržištu.

Ukoliko je finansijsko tržište nerazvijeno i ne postoji dovoljno aktivno trgovanje finansijskom aktivom nije moguće primeniti pristup zasnovan na tržišnom prinosu. Upravo to zahteva da se redefiniše očekivanje investitora. Očekivanje investitora i dalje će biti vezano za ostvarenje određenog prinosa ali podatke o tom prinosu ne možemo eksplicitno očitavati sa tržišta. Umesto toga očekivanje investitora definisaćemo kao mogućnost (verovatnoću) da investitor povрати uloženi novac i ostvari određeni prinos, što ćemo obeležiti kao $(1 - \pi)$. Pošto je najbitnija odrednica prethodnog izraza zapravo verovatnoća neizvršenja obaveza dužnika (π), očekivanje investitora će biti zapravo očekivanje da investicija nosi neku prosečnu, odnosno, očekivanu stopu verovatnoće neizvršenja obaveza $E(\pi)$. Pošto je sama verovatnoća neizvršenja obaveza mera kreditnog rizika, standardna devijacija preuzima ulogu mere verovatnoće da se π vrednost pojavi u nekom rasponu $E(\pi) \pm \alpha\sigma$.

Imajući u vidu da gubitak koji investitor može ostvariti po osnovu kreditnog rizika može biti manji zbog efekta stope naplate od investicije koja je stupila u status neizvršenja obaveza (φ), očekivanje možemo prošireno posmatrati kao očekivanje u pogledu gubitka od investicije – očekivani gubitak ($EL - Expected Loss$).

$$EL = \pi \cdot (1 - \varphi) \quad (1.12.)$$

Očekivani gubitak predstavlja prosečan gubitak kome je investitor izložen, a neočekivani gubitak ($UL - Unexpected Loss$) predstavlja gubitak kome investitor može biti izložen u vanrednim i iznenadnim okolnostima.

$$UL = 1 - EL \quad (1.13.)$$

Izbor pokazatelja nivoa kreditnog rizika u kontekstu ovog istraživanja. Poći ćemo od pristupa koji smo prethodno definisali da se očekivanje investitora posmatra kao očekivanje u pogledu prihvatljivog gubitka od investicije i da se meri očekivanim gubitkom. Očekivani gubitak (EL) u relativnom iznosu se dobija kao proizvod $\pi \cdot (1-\varphi)$. Da bi smo dobili očekivani gubitak u apsolutnom iznosu, kao meru nivoa kreditnog rizika, neophodno je uvesti i kategoriju izloženosti kreditnom riziku.

Stoga, možemo reći da su osnovne komponente za određivanje očekivanog gubitka u apsolutnom iznosu:

- izloženost kreditnom riziku - EAD (*Exposure at Default*),
- verovatnoća neizvršenja obaveza dužnika - PD (*Probability of Default*) koju smo do sada obeležavali sa π ,
- stopa obnove vrednosti kredita – RR (*Recovery Rate*) koju smo do sada obeležavali sa φ tj. gubitak u slučaju nemogućnosti izvršenja obaveza - LGD (*Loss Given Default*) koji se dobija kao $1 - \varphi$.

Očekivani gubitak podrazumeva jednu od kompleksnijih mera nivoa kreditnog rizika. Kasnije ćemo pored očekivanog gubitka razmotrićemo i koncept neočekivanog gubitka, stopu verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika kao dinamički pokazatelj nivoa kreditnog rizika i važnu komponentu u izračunavanju očekivanog gubitka, kao i nivo i stopu problematičnih kredita kao statički pokazatelj nivoa kreditnog rizika. U nastavku rada usredsredićemo se na kreditni rizik kojim su izložene banke. Svim pokazateljima nivoa kreditnog rizika zajednička karakteristika je da su opredeljeni rizikom koji je banka preuzela, odnosno, strukturom i karakteristikama njene aktive, što predstavlja njenu izloženost kreditnom riziku.

1.5.2. Aktiva banke i izloženost kreditnom riziku

Na samom početku uvodimo generalnu oznaku za izloženost banke kreditnom riziku (E) i postavljamo opštu formulu za kreditnu izloženost (Jorion, 2003):

$$E = \max(A_k, 0) \quad (1.14.)$$

gde je A_k – vrednost finansijskog instrumenta.

Iz navedene formule jasno vidimo da izloženost kreditnom riziku može biti jednaka vrednosti finansijskog instrumenta ukoliko je njegova vrednost pozitivna, kada je u pitanju izloženost po osnovu kredita, i jednaka nuli ukoliko je vrednost finansijskog instrumenta negativna tj. kada je u pitanju izloženost po osnovu derivata. Ipak, neophodno je pojedinačno navesti vrste finansijske aktive i finansijske instrumente, gde ulaganje u njih stvara izloženost banke kreditnom riziku. Savremeno finansijsko tržište nudi razne vrste finansijske aktive i finansijskih instrumenata po osnovu kojih može doći do izloženosti banke kreditnom riziku:

a) klasični oblici finansijske aktive:

- krediti,
- garancije i sl.;

b) osnovni dugovni finansijski instrumenti – obveznice;

v) izvedeni finansijski instrumenti - derivati:

- svopovi,
- forvardi i
- opcije.

Sada možemo postaviti formulu za izračunavanje izloženosti kreditnom riziku na nivou portfolija:

$$E_p = \sum_{i=1}^n \max(A_{ki}, 0) \quad (1.15.)$$

Na prethodno prikazani način od pojedinačne izloženosti kreditnom riziku došli smo do ukupne izloženosti kreditnom riziku na nivou portfolija. Ukoliko pođemo od ukupne aktive banke možemo doći do dela aktive banke koja je izložena kreditnom riziku. Savremena standardi u praksi definišu da se ukupna aktiva banke mora podeliti na dva dela: knjigu trgovanja i bankarsku knjigu. U knjigu trgovanja (A_T) banka raspoređuje one pozicije aktive koje su namenjene trgovanju na finansijskom tržištu, gde se ostvarenje profita zasniva na očekivanju kratkoročnih fluktuacija tržišnih cena i koje će u svom posedu držati u kratkom roku. Stoga, u knjigu trgovanja ulaze finansijski instrumenti i drugi plasmani koji su namenjeni trgovanju i držanju u portfoliju na kratak rok, poput FX spot transakcija, svap transakcija i sl. Sve ostale pozicije plasmana predstavljaju bankarsku knjigu (A_B) gde pored kredita i ostalih klasičnih instrumenata kreditiranja ulaze i finansijski instrumenti koji se drže do dospeća.

$$A_B = A - A_T \quad (1.16.)$$

Sve pozicije raspoređene u bankarsku knjigu, kada se od njih oduzmu pozicije aktive koje ne predstavljaju plasmane banke, poput osnovnih sredstava, gotovina i sl., daju portfolio banke. Stoga, portfolio banke predstavlja detaljan analitički pregled plasmana banke raspoređenih u bankarsku knjigu. Ukoliko sa A_O označimo pozicije aktive koje ne predstavljaju plasmane banke, portfolio banke (A_P) možemo prikazati kao:

$$A_P = A_B - A_O \quad (1.17.)$$

U bilansnom smislu portfolio banke jednak je zbiru vrednosti pojedinačnih plasmana:

$$A_P = \sum_{i=1}^n A_{ki} \quad (1.18.)$$

Samo u slučaju kada je vrednost svih pojedinačnih plasmana banke pozitivna portfolio banke u bilansnom iskazu jednak je ukupnoj izloženosti kreditnom riziku (E_P) i vrednost pojedinačnog plasmana banke (A_{ki}) može se iskazati kao pojedinačna izloženost kreditnom riziku (E_i).

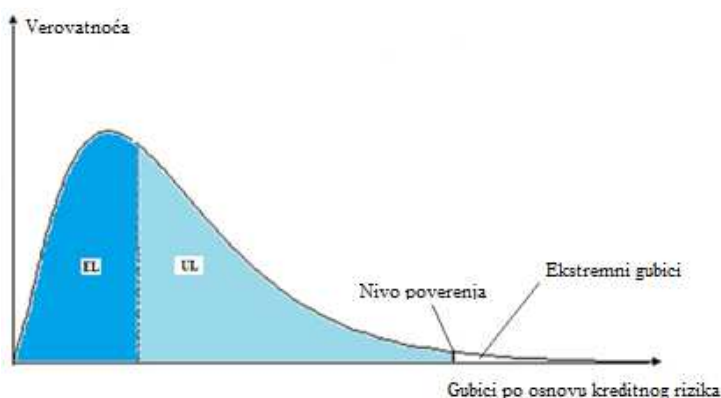
Klasični oblici finansijske aktive po svojoj prirodi predstavljaju finansijsku aktivu kojom se aktivno ne trguje na finansijskom tržištu, i procena kreditnog rizika koji u vezi sa ovom aktivom, ne može biti zasnovana na tržišnim podacima već zahteva primenu pristupa zasnovanih na istorijskim podacima. U slučaju dugovnih finansijskih instrumenta pristup proceni kreditnog rizika zavisi od nivoa razvijenosti finansijskog tržišta, tako da se u slučajevima razvijenog tržišta primenjuju pristupi zasnovani na tržišnim podacima i u slučaju nerazvijenog tržišta pristup zasnovan na aktuarskim podacima. Međutim, postoje slučajevi gde tržišni segment vezan za obveznice nije razvijen dok istovremeno postoji aktivno i intenzivno trgovanje akcijama. Tada se primenjuju indirektni pristupi za utvrđivanje prinosa na obveznice koji se izvode iz tržišnih informacija o kretanju akcija, poput Mertonovog modela (Jorion, 2011). Samo prisustvo izvedenih finansijskih instrumenata na tržištu najčešće je signal da je reč o razvijenom finansijskom tržištu tako da se u slučaju ovih instrumenata primenjuje pristup zasnovan na tržišnim informacijama.

Naše finansijsko tržište predstavlja primer bankocentričnog tržišta jer prema podacima Narodne banke Srbije (NBS) za 2014. godinu oko 92% bilansne aktive finansijskog sektora čini bilansna aktiva banaka (www.nbs.rs). Dominantan oblik plasmana predstavljaju klasični oblici finansijske aktive - krediti i garancije. Imajući u vidu predmet ovog istraživanja usmerićemo se na pitanje izloženosti kreditnom riziku u bankarskom sektoru Republike Srbije. U skladu sa domaćom regulativom banka je u obavezi da definiše internom politikom kriterijume po kojima svoju aktivu deli na knjigu trgovanja i bankarsku knjigu. Banka je u mogućnosti da specifičnim kriterijumima definisanim internom politikom razvrstavanja pozicija u knjigu trgovanja i bankarsku knjigu detaljnije definiše dodatne kriterijume za raspoređivanje.

Plasiranjem sredstava u kredite i druge vrste finansijske imovine banka sebe izlaže kreditnom riziku. Nastanak izloženosti kreditnom riziku predstavlja osnov za ostvarivanje određenog očekivanog i neočekivanog gubitka po osnovu kreditnog rizika, čija visina pokazuje nivo kreditnog rizika koji je banka preuzela.

1.5.3. Očekivani i neočekivani gubici po osnovu kreditnog rizika

Koncept očekivanog i neočekivanog gubitka. Ukoliko definišemo određeni nivo statističkog poverenja pri merenju gubitka (recimo od 98 ili 99%), ukupan gubitak koji banka može ostvariti po osnovu izloženosti kreditnom riziku sastoji se od očekivanog gubitka (*EL*) i neočekivanog gubitka (*UL*). Verovatnoća da banka ostvari gubitak iznad definisanog nivoa poverenja ima malu verovatnoću i predstavlja ekstremni gubitak koji se realizuje u izuzetno retkim situacijama, odnosno samo u 2 ili 1% slučajeva, zavisno od odabranog nivoa poverenja.



Slika 1. 8. Gubici po osnovu kreditnog rizika

Izvor: kompilacija autora.

Očekivani gubitak predstavlja prosečan ili najverovatniji gubitak koji banka može ostvariti po osnovu izloženosti kreditnom riziku. U apsolutnom iznosu, očekivani rizik se može izračunati na sledeći način:

$$EL = PD \cdot (1 - RR) \cdot E \quad (1.19.)$$

Kao što možemo vidite glavne komponente za utvrđivanje očekivanog gubitka predstavljaju verovatnoća neizvršenja obaveza dužnika (*PD*), stopa obnove vrednosti kredita (*RR*) (odnosno, gubitak u slučaju neizvršenja obaveza - $1 - RR$) i izloženost kreditnom riziku (*E*). Prvi deo izraza, ($PD \times (1 - RR)$), predstavlja očekivani gubitak u

relativnom iznosu, a njegovim množenjem sa iznosom izloženosti kreditnom riziku dobija se očekivani gubitak u apsolutnom iznosu.

Kao što smo ranije rekli, izloženost kreditnom riziku i mogućnost njenog redukovanja na nivo prihvatljiv za banku zavisi od očekivanog gubitka u relativnom smislu koji konkretna izloženost nosi. Stoga, privremeno ostavljamo po strani pitanje izloženosti kreditnom riziku i potrebe njenog redukovanja i limitiranja, i posvećujemo se metodama i tehnikama za izračunavanje pokazatelja nivoa kreditnog rizika, sa posebnim osvrtom na komponente očekivanog gubitka i nivo problematičnih kredita.

Neočekivani gubitak predstavlja gubitak koji se realizuje vanredno i retko, tako da poseduje manju verovatnoću realizacije u odnosu na očekivani gubitak. Ukoliko sa L označimo ukupan gubitak koji banka može ostvariti pri datom nivou poverenja, neočekivani gubitak se može predstaviti na sledeći način:

$$UL = L - EL \quad (1.20.)$$

Kroz Bazel II standard date su matematički izrazi za izračunavanje neočekivanog gubitka po osnovu kreditnog rizika u sklopu standarda kojima se definiše primena internog pristupa za upravljanje kreditnim rizikom. Iznosimo jedan od izraza koji se po Bazel II standardu koristi za izračunavanje očekivanog gubitka kod izloženosti privrednim društvima:

$$UL = K = \left[LGD \times N \left[(1 - R)^{-0,5} \times G(PD) + \left(\frac{R}{1 - R} \right)^{0,5} \times G(0,999) \right] - PD \times LGD \right] \times (1 - 1,5 \times b)^{-1} \times (1 + (M - 2,5) \times b)$$

$$R = 0,12 \times \frac{1 - EXP(-50 \times PD)}{1 - EXP(-50)} + 0,24 \times \left[1 - \frac{1 - EXP(-50 \times PD)}{1 - EXP(-50)} \right]$$

$$b = (0,11852 - 0,05478 \times \ln(PD))^2 \quad (1.21.)$$

gde:

$N(x)$ – predstavlja funkciju kumulativne distribucije za standardnu proizvodljnu varijablu tj. verovatnoća da je standardna proizvoljna varijabla 0, a varijansa od 1 je manja ili jednaka x ,

$G(z)$ – predstavlja inverznu funkciju kumulativne distribucije za standardnu normalnu proizvodnu varijablu tj. vrednost x tako da je $N(x)=z$,

R – pokazatelj korelacije između uključenih komponentni u formulu,

b – formula za prilagođavanje ročnosti.

Očekivani gubitak je potrebno pokriti iz periodičnog rezultata banke, dok se neočekivani gubitak pokriva iz kapitala banke (K). Zbog toga u prethodno izloženom izrazu K predstavlja iznos neočekivanog gubitka koji istovremeno treba da bude jednak kapitalu banke (kapitalnom zahtevu banke po osnovu izloženosti preduzećima). Iz formule za neočekivani gubitak jasno se vidi da je iznos neočekivanog gubitka determinisan vrednostima verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika (PD) i stopom gubitka u slučaju neizvršenja obaveza (LGD), što nam ukazuje da su pomenute dve komponente ključni činiooci za izračunavanje očekivanog i neočekivanog gubitka banke. Izračunate vrednosti verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika i stope gubitka u slučaju neizvršenja obaveza dužnika ne samo da predstavljaju pojedinačne pokazatelje nivoa kreditnog rizika već su istovremeno komponente na osnovu kojih se mogu izračunati drugi pokazatelji nivoa kreditnog rizika, poput očekivanog i neočekivanog gubitka. Za potrebe ovog rada kao dinamički pokazatelj nivoa kreditnog rizika biće korišćena stopa verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika.

1.5.4. Stopa verovatnoće neizmirenja obaveza dužnika

Procena verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika se zasniva na upotrebi istorijskih podataka o neizvršenju obaveza dužnika i primeni odgovarajućih kvantitativnih metoda. Na dalje ćemo se usredsrediti na metode koje se koriste na izračunavanje verovatnoće neizvršenja obaveza za ceo portfolio, izračunavanje verovatnoće neizvršenja obaveza po rejting kategorijama, sa posebnim osvrtom na primenu istorijske (kohort) metode i metode zasnovane na trajanju, uz ukazivanje na značaj pojma nezavisnosti u migracionim kretanjima.

Verovatnoća neizvršenja obaveza za ceo portfolio. Ukoliko pođemo od toga da se verovatnoća neizvršenja obaveza dužnika izračunava na nivou celokupnog portfolija bez podele po nivoima kreditnog kvaliteta (podela portfolija na rejting kategorije), postupak izračunavanja verovatnoće neizvršenja obaveza za ceo portfolio možemo najjednostavnije predstaviti pomoću sledeće formule:

$$PD_t = \frac{m(D)_t}{m(ND)_{t-1}} \quad (1.22.)$$

gde je:

PD_t – stopa verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika u periodu t ,

$m(D)_t$ – broj klijenata koji je tokom posmatranog perioda završio u statusu neizvršenja obaveza dužnika tj. u statusu difolta (D – *Default*) ukoliko status difolta pratimo tokom posmatranog ciklusa (TTC – *Trough The Cycle*), odnosno broj klijenata koji je na kraju posmatranog perioda (na kraju perioda t) završio u statusu difolta ukoliko difolt pratimo u nekoj tački vremena (PIT – *Point in Time*),

$m(ND)_{t-1}$ – broj klijenata koji se na početku posmatranog perioda nalazio van statusa defulta (ND – *Non Default*).

Prethodno navedena formula podrazumeva da se verovatnoća neizvršenja obaveza izračunava samo za jedan period, najčešće godinu dana. Stopa verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika se standardno iskazuje kao jednogodišnja stopa. Teorijski pristupi i standardi iz struke zahtevaju da se jednogodišnja stopa neizvršenja obaveza dužnika mora izračunati na osnovu opserviranja većeg broja godina, najmanje četiri do pet godina koliko traje jedan poslovni ciklus, što su i zahtevi Bazel II standarda. U tom slučaju jednogodišnja stopa verovatnoće neizvršenja obaveza primenom istorijskog metoda izračunata na osnovu opserviranja više vremenskih perioda se može iskazati na sledeći način:

$$PD = \frac{\sum_{i=1}^t m(D)_i}{\sum_{i=1}^t m(ND)_{i-1}} \quad (1.23.)$$

Verovatnoća neizvršenja obaveza po rejting kategorijama. Prethodno izložene definicije stope verovatnoće neizvršenja obaveza podrazumevaju da se ukupan portfolio banke samo deli na portfolio u difoltu i portfolio van statusa defolta i da ne postoji nikakva podela portfolija van statusa defolta po nivoima kreditnog kvaliteta. Međutim, u praksi preovladava slučaj da banke svoj portfolio, koji se ne nalazi u statusu difolta, dele po rangovima kreditnog kvaliteta upotrebom rejtinga eksternih rejting agencija ili upotrebom interno razvijene rejting skale. Podela portfolija po rejting kategorijama zahteva da se stopa verovatnoće neizvršenja obaveza izračuna za svaku rejting kategoriju. Za neku proizvoljno uzetu j rejting kategoriju možemo izračunati stopu verovatnoće neizvršenja obaveza na sledeći način:

$$PD_j = \frac{\sum_{i=1}^t m(D)_{ij}}{\sum_{i=1}^t m(ND)_{(i-1)j}} \quad (1.24.)$$

Poseban metodološki alat za izračunavanje stope verovatnoće neizvršenja obaveza po rejting kategorijama predstavlja migraciona matrica. Migraciona matrica pokazuje migraciju klijenata iz jedne u drugu kategoriju rejtinga i iz određene rejting kategorije u rejting kategoriju koja označava status defolta tokom posmatranog perioda. U zavisnosti od

toga koliki je period uzet za izračunavanje migracionih stopa i stopa verovatnoće neizvršenja obaveza, razlikujemo jednogodišnje i višegodišnje migracione matrice.

Ukoliko pođemo od toga da banka raspolaže interno razvijenom rejting skalom koja ima sedam rejting kategorija za klijente van statusa defolta (*Aaa, Aaa, A, Baa, Ba, B i C*) i jednom rejting kategorijom koja označava status defolta, možemo dati primer jednogodišnje migracione matrice u apsolutnim vrednostima.

Tabela 1. 2. Jednogodišnja migraciona matrica u apsolutnim vrednostima

		Rejting na kraju godine								
		Aaa	Aa	A	Baa	Ba	B	C	Default	Ukupno
Rejting na početku godine	Aaa	951	15	10	8	7	5	3	1	1000
	Aa	15	723	25	11	8	7	6	5	800
	A	7	28	482	27	18	15	13	10	600
	Baa	6	21	31	351	29	25	21	16	500
	Ba	5	11	22	24	256	30	27	25	400
	B	3	9	12	17	21	174	33	31	300
	C	1	3	5	9	13	15	77	27	150

Izvor: kompilacija autora.

Ovako postavljena migraciona matrica predstavlja osnov za izračunavanje migracionih stopa i stope verovatnoće neizvršenja obaveza po svakoj rejting kategoriji. U datom primeru, na početku perioda van difolta nalazilo se 3.750 klijenata, od kojih je na kraju godine završilo u statusu difolta 115 (zbir kolone Default), tako da je stopa verovatnoće neizvršenja obaveze za ceo portfolio 3,067% (dobija se tako što se 115 podeli 3.750). Stopa verovatnoće neizvršenja obaveza za najbolju rejting kategoriju (Aaa) iznosi 0,1% (1/1000), dok za najlošiju rejting kategoriju iznosi 18% (27/150). Na osnovu migracione matrice u apsolutnim vrednostima možemo dobiti migracione stope i stope verovatnoće neizvršenja obaveza za sve rejting kategorije. Stavljanjem u odnos broja klijenata koji su na kraju perioda završili u određenoj rejting kategoriji sa brojem klijenata koji je na početku perioda u određenoj rejting kategoriji dobijamo sve elemente za izračunavanje migracione matrice u relativnim vrednostima.

Tabela 1. 3. Jednogodišnja migraciona matrica u relativnim vrednostima

Rejting na početku godine	Rejting na kraju godine								Ukupno
	Aaa	Aa	A	Baa	Ba	B	C	Default	
Aaa	95,10%	1,50%	1,00%	0,80%	0,70%	0,50%	0,30%	0,10%	100,00%
Aa	1,88%	90,38%	3,13%	1,38%	1,00%	0,88%	0,75%	0,63%	100,00%
A	1,17%	4,67%	80,33%	4,50%	3,00%	2,50%	2,17%	1,67%	100,00%
Baa	1,20%	4,20%	6,20%	70,20%	5,80%	5,00%	4,20%	3,20%	100,00%
Ba	1,25%	2,75%	5,50%	6,00%	64,00%	7,50%	6,75%	6,25%	100,00%
B	1,00%	3,00%	4,00%	5,67%	7,00%	58,00%	11,00%	10,33%	100,00%
C	0,67%	2,00%	3,33%	6,00%	8,67%	10,00%	51,33%	18,00%	100,00%

Izvor: kompilacija autora.

Da bi se povećala preciznost u izračunavanju migracionih stopa i stope verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika potrebno je migraciona kretanja posmatrati u dužem vremenskom periodu, najmanje u periodu koji će obuhvatiti jedan poslovni ciklus. Stopa verovatnoće neizvršenja obaveza izračunava se kao jednogodišnja stopa na osnovu višegodišnjih vremenskih serija. Migraciona kretanja u dužem vremenskom periodu mogu se sagledati primenom višegodišnjih migracionih matrica. Imajući u vidu da se kod višegodišnjih migracionih matrica jedan klijent može posmatrati u dužem vremenskom periodu radi izračunavanja jednogodišnjih stopa, govorimo o migracijama vrednosti koji predstavljaju klijent-godine. Ukoliko pretpostavimo da je ukupan broj klijenata koji posmatramo 1.000 i da je period opserviranja pet godina, tako što posmatranja vršimo svakog meseca upoređivanjem trenutnog stanja difolta sa stanjem u istom mesecu pre godinu dana, dobijamo ukupan broj opservacija od 60.000 (1.000 x 5 x 12). Višegodišnje migracione matrice nastale bi od 60 jednogodišnjih migracionih matrica.

Možemo definisati matematički iskaz kako se od stopa verovatnoće neizvršenja po rejting kategorijama dobija prosečna stopa verovatnoće neizvršenja za ceo portfolio:

$$PD = \sum_{j=1}^7 \frac{1}{w_j} \cdot PD_j = \sum_{j=1}^7 \frac{1}{w_j} \cdot \frac{\sum_{i=1}^t m^{(D)}_{ij}}{\sum_{i=1}^t m^{(ND)}_{(i-1)j}} \quad (1.25.)$$

Očigledno je da se smanjenjem učešća clijenata svrstanih u neku kategoriju (w_j) može uticati na visinu prosečne stope verovatnoće neizvršenja obaveza, tako da to može biti interni instrument banke u upravljanju stopom verovatnoće neizvršenja obaveza na nivou portfolija. Svrstavanje clijenata u rejting kategorije, kao homogene grupe sa sličnim karakteristikama rizičnosti, omogućava nam da bolje sagledamo rizičnost clijenata i koji faktori determinišu nivo rizičnosti. Kvalitet modela za rangiranje clijenata je od izuzetne važnosti u proceni rizičnosti i obezbeđivanju kvaliteta izračunatih migracionih stopa i stopa verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika po rejting kategorijama. Ukoliko izuzmemo pitanje kvaliteta modela za rangiranje i pretpostavimo da kvalitet nije sporan, nivo stope verovatnoće neizvršenja obaveza za određenu rejting kategoriju pod direktnim je uticajem određenih faktora kreditnog rizika. Ipak, razvojem i kvalitetom modela za rangiranje clijenata i ocenu faktora rizičnosti bavićemo se kasnije dok na ovom mestu isključivu pažnju ćemo posvetiti samo izračunavanju stope verovatnoće neizvršenja obaveza.

Istorijska (kohort) metoda. Prethodno izložen postupak izračunavanja stope neizvršenja obaveza, zasnovan na migracionim matricama, predstavlja primer izračunavanja ove stope primenom istorijske metode. Najznačajniji termini za definisanje istorijske metode predstavljaju: marginalna stopa verovatnoće neizvršenja obaveza, kumulativna stopa verovatnoće neizvršenja obaveza i prosečna godišnja stopa verovatnoće neizvršenja obaveza.

Marginalna stopa verovatnoće neizvršenja obaveza za neku određenu rejting kategoriju j u trenutku t može se predstaviti na sledeći način:

$$PD_{tj} = \frac{m^{(D)}_{tj}}{m^{(ND)}_{(t-1)j}} \quad (1.26.)$$

Kumulativna stopa verovatnoće neizvršenja obaveza za rejting kategoriju j u trenutku t može se predstaviti na sledeći način:

$$PD_{(cum)j} = \sum_{i=1}^t PD_{ij} \quad (1.27.)$$

Prosečna godišnja stopa verovatnoće neizvršenja obaveza za neku određenu rejting kategoriju j može se predstaviti na sledeći način:

$$PD_j = \frac{PD_{(cum)j}}{t} \quad (1.28.)$$

Na osnovu prethodno navedenih izraza možemo definisati stopu opstanka (SR – *Survival Rate*). Marginalna stopa opstanka (SR_{ij}) za određenu rejting kategoriju u vremenu t se dobija kada se od jedan oduzme marginalna stopa verovatnoće neizvršenja obaveza:

$$SR_{tj} = 1 - PD_{tj} \quad (1.29.)$$

Sledstveno, prosečena godišnja stopa opstanka za određenu rejting kategoriju (SR_j) se može dobiti kada se od jedan oduzme prosečna godišnja stopa verovatnoće neizvršenja obaveza za tu rejting kategoriju (PD_j).

Upotrebom marginalne stope opstanka za određenu rejting kategoriju možemo dobiti izraz koji dovodi u vezi marginalnu stopu verovatnoće neizvršenja obaveza i marginalnu stopu opstanka.

$$PD_{tj} = \frac{m(D)_{tj}}{SR_{(t-1)j}} \quad (1.30.)$$

Marginalna stopa opstanka iz prethodnog perioda uz broj klijenta koji je završio u statusu nemogućnosti izvršenja obaveza u tekućem periodu predstavljaju činioce koji opredeljuju stopu verovatnoće neizvršenja obaveza u tekućem periodu. Takođe, stopa opstanka u određenom periodu opredeljena je marginalnom stopom verovatnoće neizvršenja obaveza.

Pristup zasnovan na trajanju (*Duration-based Approach*). Ovaj pristup je zasnovan na upotrebi Markovljevih procesa u postupku izračunavanja stope verovatnoće neizvršenja obaveza. Osnovna pretpostavka od koje se polazi je da migraciona kretanja imaju karakteristike vremenski homogenog Markovljevog procesa. Ukoliko pođemo od stacionarnih Markovljevih procesa, potrebno je da stopu verovatnoće neizvršenja obaveza izračunamo na osnovu t-godišnje matrice M_t , koja se može izračunati na osnovu obične jednogodišnje migracione matrice u godini $t=1$, M_1 .

$$M_t = (M_1)^t \quad (1.31.)$$

Osnov od koga se polazi predstavlja jednogodišnja migraciona matrica. Ukoliko želimo da izračunamo dvogodišnju migracionu matricu primenom Markovljevih procesa, matematički to možemo predstaviti na sledeći način:

$$M_2 = (M_1)^2 \quad (1.32.)$$

Upotrebom podataka iz jednogodišnje migracione matrice datih u tabeli 1.3. možemo izračunati stopu neizvršenja obaveza za neku određenu rejting kategoriju (Aa). Na osnovu navedene jednogodišnje migracione matrice vidimo da stopa verovatnoće neizvršenja obaveza za rejting kategoriju Aa iznosi 0,63%. Stopa neizvršenja obaveza za rejting kategoriju Aa na osnovu dvogodišnje matrice primenom pristupa zasnovanog na trajanju se dobija na sledeći način:

$$PD_{Aa} = M_{1,Aa \rightarrow Aaa} \cdot PD_{1,Aaa} + M_{1,Aa \rightarrow Aa} \cdot PD_{1,Aa} + \dots + M_{1,Aa \rightarrow C} \cdot PD_{1,C} \quad (1.33.)$$

gde je:

PD_{Aa} - prosečna godišnja stopa verovatnoće neizvršenja obaveza,

$M_{1,Aa \rightarrow Aaa}$ - element iz jednogodišnje migracione matrice koji pokazuje stopu migracije klijenata iz Aa kategoriju u Aaa kategoriju,

$PD_{1,Aaa}$ - element iz jednogodišnje migracione matrice koji pokazuje stopu verovatnoće neizvršenja obaveza za Aaa rejting kategoriju.

Ukoliko primenimo podatke iz Tabele 1.3. dobijamo sledeći izraz:

$$PD_{Aa} = 1,88\% \cdot 0,10\% + 90,38\% \cdot 0,63\% + \dots + 0,75\% \cdot 18\% = 0,96\% \quad (1.34.)$$

Stopa verovatnoće neizvršenja obaveza izračunata primenom pristupa zasnovanog na trajanju predstavlja prosečnu godišnju stopu i primetno je da je ona nešto viša u odnosu na stopu dobijenu iz jednogodišnjih migracionih matrica. Identičan postupak se koristi i za dobijanje prosečenih godišnjih stopa verovatnoće neizvršenja obaveza za ostale rejting kategorije.

Nezavisnost migracionih kretanja. Osnovna pretpostavka koja je korišćena prilikom prethodne analiza migracionih matrica i izračunavanja migracionih stopa i stope verovatnoće neizvršenja obaveza je da postoji nezavisnost migracionih kretanja za jednu rejting kategoriju u odnosu na migraciona kretanja za neku drugu rejting kategoriju. Ipak, u praksi je teško zamisliti da svako migraciono kretanje prouzorkovano nekim nezavisnim razlogom i da taj razlog nema ništa sa nekim drugim migracionim kretanjem, i upravo to zahteva da se kvantitativno sagleda problematika međusobne povezanosti i uslovljenosti stopa verovatnoće neizvršenja obaveza. Događaj koji može izazvati ulazak u status neizvršenja obaveza jednog klijenta dosta često u praksi nije izolovan događaj koji se neće odraziti na status drugih klijenata u portfoliju. Upravo to pokazuje da promene više migracionih stopa i stopa verovatnoće neizvršenja obaveza mogu biti generisane istim ekonomskih razlogom što jasno opredeljuje zavisnosti u migracionim kretanjima. Da bi sagledali zavisnost u migracionim kretanjima uvodimo pojam zajedničke verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika.

Možemo razmotriti pitanje da li postoji zavisnost između stope neizvršenja obaveza klijenta klasifikovanog u *Aaa* rejting kategoriju i klijenta razvrstanog u *Baa* rejting kategoriju. Ukoliko između stopa verovatnoće neizvršenja obaveza ova dva klijenta ne postoji zavisnost, to možemo predstaviti na sledeći način:

$$E(PD_{Aaa} \cdot PD_{Baa}) = PD_{Aaa} \cdot PD_{Baa} \quad (1.35.)$$

Koristeći podatke iz tabele 1.3. možemo zaključiti da zajednička verovatnoća neizvršenja obaveza za klijenta sa rejtingom *Aaa* i klijenta sa rejtingom *Baa*, kao proizvod pojedinačnih stopa verovatnoće neizvršenja obaveza, iznosi 0,0032%.

U slučaju da postoji određena vrsta zavisnosti između stopa verovatnoće neizvršenja obaveza za klijente sa rejtingom *Aaa* i klijenta sa rejtingom *Baa*, zajednička stopa verovatnoće neizvršenja obaveza se dobija na sledeći način:

$$E(PD_{Aaa} \cdot PD_{Baa}) = PD_{Aaa} \cdot PD_{Baa} + COV(PD_{Aaa}, PD_{Baa}) \quad (1.36.)$$

$$E(PD_{Aaa} \cdot PD_{Baa}) = PD_{Aaa} \cdot PD_{Baa} + \rho \cdot \sigma_{Aaa} \cdot \sigma_{Baa} \quad (1.37.)$$

Ukoliko postoji pozitivna korelacija između verovatnoće neizvršenja obaveza ova dva klijenta, njihova zajednička verovatnoća neizvršenja obaveza biće veća od prostog proizvoda njihovih pojedinačnih verovatnoća i obrnuto.

Do vrednosti zajedničkih verovatnoća neizvršenja obaveza može se doći samo prikupljanjem istorijskih podataka o verovatnoćama neizvršenja obaveza određenog para dužnika. Izračunavanjem parametara poput standardne devijacije i koeficijenta korelacije, na osnovu tako prikupljenih podataka, može se doći do zaključka da li postoji zavisnost i ukoliko postoji da li je reč o pozitivnoj ili negativnoj korelaciji. Odgovarajućom diversifikacijom portfolija i izborom klijenata među kojima postoji negativna korelisanost banka može uticati na smanjenje zajedničke verovatnoće neizvršenja obaveza.

Ukoliko sagledamo dinamiku kretanja pokazatelja kreditnog rizika tokom niza godina koje prethode trenutku posmatranja, kao rezultat prelaska klijenata u status neizvršenja obaveza i naplate jednog dela tih potraživanja dobijamo ukupno stanje kredita u statusu neizvršenja obaveza na određeni dan. Ukupno stanje kredita u statusu neizvršenja obaveza na određeni

dan predstavlja statički pokazatelj nivoa kreditnog rizika, poznat pod nazivom nivo problematičnih kredita.

1.5.5. Nivo problematičnih kredita kao pokazatelj kreditnog rizika

Nivo problematičnih kredita (*NPL – Non Performing Loans*) predstavlja ukupnu vrednost kredita u portfoliju koji se nalaze u statusu problematičnih kredita. Zajednička odrednica kod svih definicija problematičnih kredita predstavlja kašnjenje preko 90 dana. Pored ovog jasno prepoznatljivog kriterijuma pod problematičnim kreditima podrazumeva se svaki drugi kredit kod koga postoje određene karakteristike koje ukazuju na ozbiljne probleme u naplati (klijent se nalazi u stečaju, smatra se da će kredit teško biti naplaćen i sl.). Nivo problematičnih kredita kao pokazatelj kreditnog rizika biće posebno analiziran u daljem delu rada. U praksi ne postoji jedinstvena definicija problematičnih kredita, tako da je prethodno izložena definicija uglavnom zasnovana na kriterijumima koji su zajednički većini u praksi prisutnih definicija. Zabeleženi nivoi problematičnih kredita od zemlje do zemlje se mogu razlikovati zbog primene drugačijih metodologija. Zbog potrebe jedinstvenog postupanja na nivou Evropske unije, a kao deo stvaranja jedinstvenog supervizorskog prostora, EBA (*EBA – European Banking Authority*) je krajem 2013. godine uvela uniformnu definiciju za problematične kredite. EBA definicija (www.eba.europa.eu) problematičnih kredita je dosta šira od brojnih drugih definicija primenjenih u praksi jer obuhvata problematična potraživanja – izloženosti (*NPE – Non Performing Exposure*), što pored kredita podrazumeva i ostalu bilansnu aktivu i vanbilansne stavke po osnovu kojih postoji izloženost kreditnom riziku (osim pozicija kod kojih postoji namera trgovanja).

Za potrebe ovog rada koristićemo definiciju problematičnih kredita koju propisuje NBS, gde se pod problematičnim kreditima podrazumevaju samo potraživanja po osnovu kredita koja imaju status problematičnog kredita (www.nbs.rs). Definicija koju koristi NBS zasnovana je na dokumentima Međunarodnog monetarnog fonda (www.imf.org - *Financial*

Soundness Indicators: Compilation Guide). Status problematičnog kredita po propisima NBS podrazumeva:

- kredit po kome je dužnik u docnji duže od 90 dana,
- da je kamata po kreditu u visini tromesečnog iznosa (i viša) pripisana dugu, kapitalizovana, refinansirana ili je njeno plaćanje odloženo,
- da je kredit u docnji manjoj od 90 dana ali je banka procenila da je sposobnost dužnika da otplati kredit pogoršana i da je otplata duga dovedena u pitanje (www.nbs.rs/propisi).

Dve najvažnije razlike između definicije problematičnih kredita po propisima NBS i definicije problematičnih kredita po EBA definiciji su:

- EBA definicija je šira jer pored kredita obuhvata i ostale bilansne i vanbilansne izloženosti, osim pozicija razvrstanih u knjigu trgovanja, i
- definicija NBS pod pojmom problematični kredit podrazumeva samo pojedinačni kredit kod koga postoji problem u naplati, dok EBA definiše da se celokupno potraživanje od jednog dužnika smatra problematičnim u slučaju kada kod 20% i više njegovih potraživanja postoji problem u naplati.

Stopa problematičnih kredita je najčešće korišćeni pokazatelj nivoa kreditnog rizika u praksi. Stopa problematičnih kredita ($\%NPL$) utvrđuje se na tačno određeni dan kao odnos između kredita po kojima postoji kašnjenje preko 90 dana od incijalnog dospeća sa jedne strane i ukupnih kredita sa druge strane.

$$\%NPL = \frac{NPL_t}{E_{B(t)}} \times 100 \quad (1.38.)$$

gde je:

$\%NPL$ – stopa problematičnih kredita,

NPL_t – ukupan iznos potraživanja sa statusom problematičnog kredita u trenutku t ,

$E_{B(t)}$ – ukupan iznos portfolija banke po osnovu bilansne izloženosti u trenutku t , uz pretpostavku da se sastoji samo od kredita.

Nakon upoznavanja sa pokazateljima nivoa kreditnog rizika koji će biti korišćeni u ovom radu, nastavku rada pažnju ćemo usmeriti na sistemske i specifične faktore nivoa kreditnog rizika.

1.6. Faktori kreditnog rizika

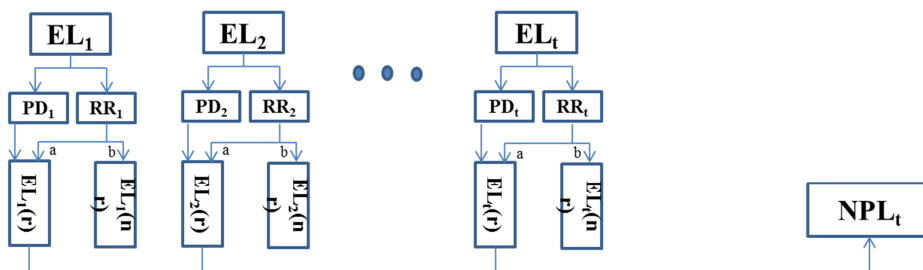
Prethodna analiza nam pokazuje da se sva kretanja u nivou kreditnog rizika na kraju ispoljavaju kroz određeni nivo problematičnih kredita kao statički pokazatelj koji sublimira uticaj svih drugih komponenti kreditnog rizika. Ukoliko pođemo od očekivanog gubitka kao najkompleksnije dinamičke mere nivoa kreditnog rizika i pretpostavimo da nivo problematičnih kredita posmatramo u trenutku t , nivo problematičnih kredita možemo predstaviti kao pokazatelj koji je determinisan vrednostima komponenti očekivanog gubitka. Pre svega moramo napraviti jasnu razliku između gubitka koji je nastao do nekog trenutka posmatranje t i očekivanog gubitka koji se procenjuje u trenutku t kao gubitak do koga može doći na postojećem portfoliju kredita u periodu nakon trenutka t . Iako postoji razlika između ova dva koncepta gubitka po osnovu kreditnog rizika, gubitak koji je nastao do nekog trenutka posmatranja t takođe može biti predstavljen preko očekivanog gubitka kao zbir realizovanih očekivanih gubitaka iz prethodnih perioda. Pod pojmom „realizovan očekivani gubitak“ podrazumevamo sve periodične realizacije stope verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika (PD_i) i deo obnove vrednosti kredita (npr. naplate) do trenutka posmatranja ($RR_{i(a)}$). Očekivani gubitak koji se odnosi na deo koji se realizovao do trenutka posmatranja dobija se kao proizvod verovatnoće neizvršenja obaveza za taj period i dela stope obnove vrednosti kredita koji se odnosi na na period do trenutka posmatranja. Za neki proizvoljni period i , očekivani gubitak koji se odnosi na deo koji se realizovao dobija se na sledeći način:

$$EL_i = PD_i \cdot (1 - RR_{i(a)}) \cdot E_i \quad (1.39.)$$

Nerealizovani deo očekivanog gubitka obuhvata samo deo obnove vrednosti kredita koji je ukalkulisan u očekivani gubitak, a nije realizovan do trenutka posmatranja. Stoga, ukupna stopa obnove vrednosti kredita se sastoji se od dela koji se realizovao do trenutka posmatranja i deo koji se nije realizovao do trenutka posmatranja ($RR_{i(b)}$).

$$RR_i = RR_{i(a)} + RR_{i(b)} \quad (1.40.)$$

Na osnovu sprovedenih analiza možemo grafički ilustrovati vezu između očekivanog gubitka i nivoa problematičnih kredita, tako što ćemo komponente očekivanog gubitka, verovatnoću neizvršenja obaveza i stopu obnove vrednosti kredita, predstaviti kao determinante nivoa problematičnih kredita. Na slici prikazani periodi od 1 do t predstavljaju vremenski period od trenutka kada je nastao neki očekivani gubitak koji se sada evidentira kao problematični kredit do trenutka posmatranja ukupnog nivoa problematičnih kredita.

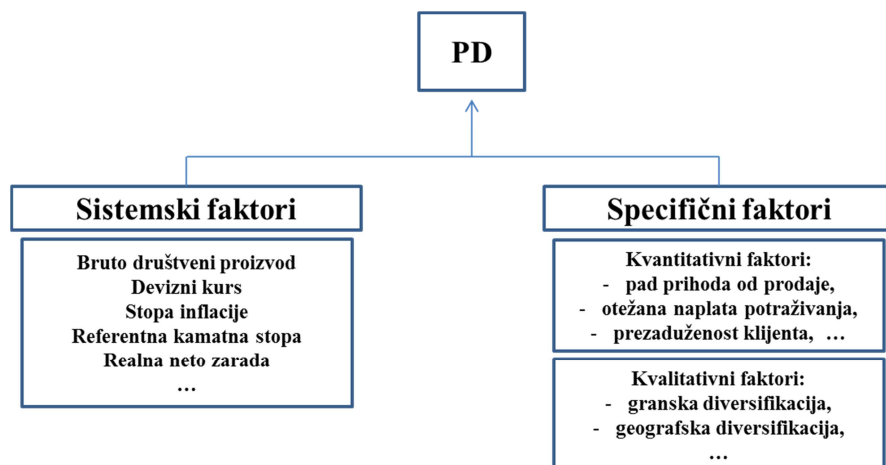


Slika 1. 9. Očekivani gubitak kao determinanta nivoa problematičnih kredita

Izvor: kompilacija autora.

Deo očekivanog gubitka koji nije realizovan do trenutka posmatranja, predstavljen u stopi obnove kredita koja će se ostvariti nakon perioda posmatranja, ne determiniše nivo problematičnih kredita ali može da determiniše mogućnosti prodaje problematičnih kredita u narednom periodu.

Nivo očekivanog gubitka determinisan je uticajem tri njegove najvažnije komponente: verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika, stope obnove vrednosti kredita i kreditne izloženosti u trenutku neizvršenja obaveza. Navedene komponente podrazumevaju određene faktore koji mogu opredeliti njihovu visinu.

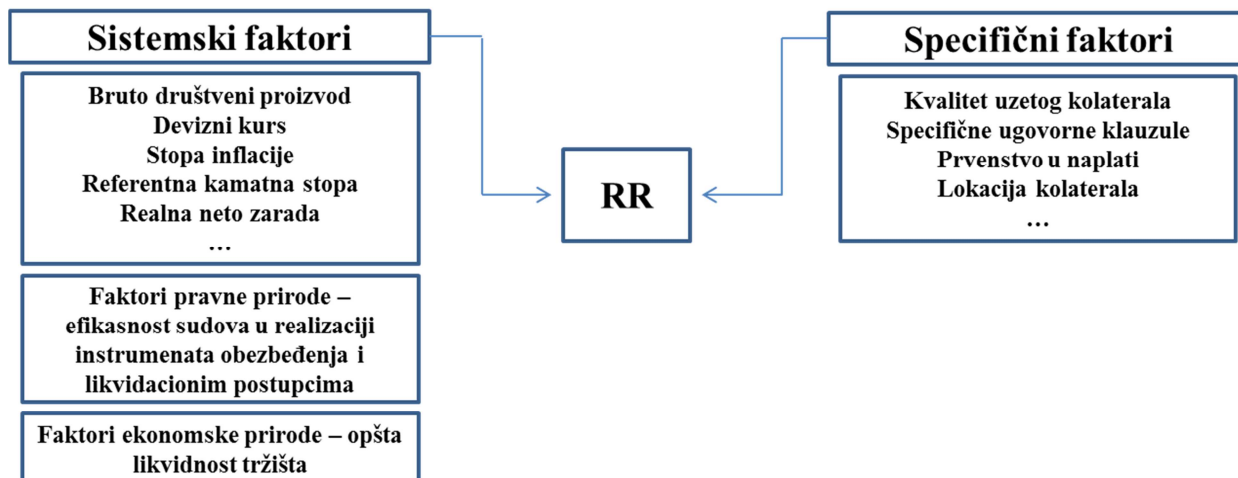


Slika 1. 10. Faktori verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika

Izvor: kompilacija autora.

Na visinu verovatnoće neizvršenja obaveza deluju dve grupe faktora: sistemski i specifični. Sistemski faktori rizika podrazumevaju makroekonomske varijable poput rasta bruto domaćeg proizvoda, kretanja deviznog kursa, nivoa inflacije, visine referentne kamatne stope, prosečne realne neto zarade i sl. Specifični faktori rizika podrazumevaju karakteristike dužnika koje mogu biti kvantifikovane ili kvalitativno iskazane. U slučaju kada je reč o preduzeću kao dužniku kvantitativne karakteristike koje se mogu uzeti kao potencijalni faktori kreditnog rizika su vrednosti dobijene iz njihovih finansijskih izveštaja (ratio pokazatelji, podaci dobijeni iz izveštaja o novčanim tokovima i sl.). U kvalitativne pokazatelje koji mogu opisati nivo rizičnosti preduzeća ubrajamo gransku pripadnost, geografska lokaciju, tip vlasništva, oblik organizovanja i sl. Sve kvantitativne i kvalitativne karakteristike klijenta, kao i sistemske karakteristike, predstavljaju potencijalne faktore

kreditnog rizika sve dok se odgovarajućom analizom ne potvrdi da oni predstavljaju stvarne faktore koji determinišu nivo kreditnog rizika.



Slika 1. 11. Faktori stope obnove vrednosti kredita

Izvor: kompilacija autora.

Nivo stope obnove vrednosti kredita takođe je determinisan delovanjem sistemskih i specifičnih faktora. U sistemske faktore koji deluju na stopu obnove vrednosti kredita pored već pomenutih, uglavnom makroekonomskih faktora, koji deluju na nivo verovatnoće neizvršenja obaveza, dodajemo još neke sistemske faktore pravne prirode, poput efikasnosti sudova u realizaciji instrumenata obezbeđenja i efikasnost likvidacionih postupaka, kao i sistemske faktore ekonomske prirode, poput opšte likvidnost tržišta, finansijske stabilnosti i sl. Specifični faktori koji opredeljuju nivo stope obnove vrednosti kredita su sledeći: kvalitet uzetog kolaterala, specifičnost ugovorenih klauzula, prvenstvo u naplati, lokacija kolaterala i sl.

Množenjem verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika i stope obnove vrednosti kredita dobijamo stopu očekivanog gubitka. Ukoliko stopu očekivanog gubitka pomnožimo sa kreditnom izloženošću u trenutku neizvršenja obaveza dužnika dobijamo nivo očekivanog gubitka. Na visinu kreditne izloženosti u trenutku neizvršenja obaveza dužnika deluju

faktori opšteg i specifičnog karaktera. Faktori opšteg karaktera obuhvataju karakteristike tržišta uopšte: niske kamatne stopa na kredite, procikličnost svojstvena periodu privredne ekspanzije i sl. U faktore specifičnog karaktera svrstavamo samo posebne razloge zbog kojih je pojedinačna banka bila izraženo sklona kreditiranju određenog privrednog društva, grupe privrednih društava ili određenog segmenta privrede. Na primer poljoprivredne banke koja uglavnom ili većinom finansira samo poljoprivredne kredite, banke koja finansira samo mikro privredna društva ili banke koja ima specijalan aranžman da finansijski prati određenu poslovnu grupaciju.

U literaturi postoji veliki broj istraživanja koji je za cilj imao identifikovanje i procenu uticaja određenih faktora na nivo kreditnog rizika. Od prvih radova interesovanje za ovu oblast istraživanja ne jenjava već decenijama. U radu Edvarda Altmana (Altman, 1968) pojavio se jedan od prvih (za to vreme) sofisticiranih pristupa za procenu kreditnog rizika i identifikovanje faktora rizika, zasnovan na upotrebi finansijskih racija i primeni analize diskriminante u cilju dobijanja krajnjeg skora - Z skor. Izloženi model imao je za cilj da zameni i unapredi do tada prisutnu kreditnu analizu kao primer relativno subjektivnog pristupa u proceni kreditnog rizika. Od tada do danas celokupna istorija istraživanja u oblasti kreditnog rizika može biti predstavljena kao razvoj modela za procenu kreditnog rizika i identifikovanje faktora kreditnog rizika. Razvoj tehnologije, pre svega kompjutera, i razvoj novih kvantitativnih metoda, davao je osnova da se dalje razvijaju i unapređuju modeli za procenu kreditnog rizika. Ukoliko zanemarimo istorijski razvoj modela i napravimo trenutni presek, sve radove iz ove oblasti možemo posmatrati kao radove u vezi modela za analizu specifičnih faktora rizika i radove u vezi modela za analizu sistemskih faktora rizika. U literaturi su prisutni i radovi koji se bave kvalitetom modela i specifičnim pitanjima u vezi razvoja i primene modela. Može se jasno prepoznati u literaturi iz ove oblasti dominiraju dve grupe radova: radovi koji se bave tematikom sistemskih determinatni kreditnog rizika i radovi koji se pretežno bave tematikom specifičnih determinanti kreditnog rizika.

Važno mesto u ukupnoj literaturi iz ove oblasti zauzimaju radovi koji se bave problematikom uticaja sistemskih faktora na nivo kreditnog rizika, gde treba istaći radove kojima se analizira uticaj poslovnog ciklusa na nivo kreditnog rizika, najčešće sagledavan kroz nivo i učešće problematičnih kredita. Analiza uticaja poslovnog ciklusa, predstavljenog kroz kretanje bruto domaćeg proizvoda, na nivo kreditnog rizika, meren učešćem problematičnih kredita, pokazala je u razmatranim radovima, da se poslovni ciklus može smatrati najvažnijom sistemskom odrednicom nivoa kreditnog rizika. Izdvajamo rad u kome je pružen kvantitativni dokaz uticaja poslovnog ciklusa na nivo kreditnog rizika na primeru španskog bankarskog sistema (Salas, Saurina, 2002), kao i na primeru bankarskog sistema Indije (Rajan, Dahl, 2003). Analizom poslovnog ciklusa kao faktora za objašnjenje kretanja problematičnih kredita pojedini istraživači (Jimenez, Saurina, 2005) dolaze do zaključaka o značaju ponašanja učesnika na tržištu na preuzeti nivo kreditnog rizika. Neizostavno smo imali u vidu i nešto starije radove na temu odnosa poslovnog ciklusa i finansijskih kretanja, poznatih pod fenomenom finansijska akceleracija (Bernanke, Gertler, 1989, Bernanke, Gertler Gilchrist, 1996, Kiyotaki, Moore, 1997 i Bernanke, Gertler Gilchrist, 1999).

Akadska istraživanja su potvrdila i da na nivo kreditnog rizika uticaj mogu imati i specifični faktori na nivou banke poput: troškovne efikasnosti (Podpiera, Weil, 2008 i Louzis et al., 2010), prisutnog moralnog hazarda kod banaka sa niskim nivoom kapitala (Salas, Saurina, 2002 i Jimenez, Saurina, 2005), kolateralizovanosti portfolija banaka i uticaja kolaterala na smanjenje stepena informacione asimetrije (Chan, Kanatas, 1985) i učestalosti monitoringa portfolija (Townsend, 1979, Diamond, 1984, Broecker, 1990 i Holmström, Tirole, 1997). Pojedina istraživanja pokazuju da izbegavanje prevelike vezanosti za jednu banku ili nepostojanost odnosa sa bankom predstavlja primer izraženog nivoa informacione asimetrije (Petersen, Rajan, 1994, Farinha, Santos, 2000 i DeYoung, Glennon, Nigro, 2008), kao i da male banke imaju veću prisnost sa klijentom i time u određenoj meri izbegavaju informacionu asimetriju (Berger, Demircug-Kunt, Levine, Haubrich, 2004). U određenim radovima dobijene su empirijske potvrde da su mala, mlada

i zadužena privredna društva po prirodi sklona manjem stepenu povezanosti sa bankama (Ongena, Smith, 2001).

U određenom broju razmatranih radova autori se bave istraživanjem pretežno sistemskih determinanti kreditnog rizika u određenim zemljama, grupama zemalja ili regionima, u poslednjih nekoliko godina sa posebnim fokusom na iskustva iz krize. Koristeći panel podatke o problematičnim kreditima u segmentu kredita privredi, potrošačkih kredita i stambenih kredita u Grčkoj grupa istraživača (Louzis, Vouldis, Metaxas, 2010) dolazi do zaključka da su ključne sistemske determinante problematičnih kredita bruto domaći proizvod, stopa nezaposlenosti i kamatna stopa i kvalitet menadžmenta kao specifična determinanta. U komparativnoj analizi problematičnih kredita u zemljama centralne, istočne i jugoistočne Evrope dobijena je potvrda o uticaju bruto domaćeg proizvoda, stope nezaposlenosti i stope inflacije na nivo problematičnih kredita, kao i uticaju nagomilanih problematičnih kredita u bankarskom sektoru na realnu ekonomiju (Klein, 2013). Na osnovu poređenja determinanti kreditnog rizika u razvijenim zemljama – Australija, Francuska, Japan i SAD, i zemljama u razvoju - Indija, Koreja, Malezija, Meksiko i Tajland, zaključeno je da se većina determinanti kreditnog rizika poklapa u obe grupe zemalja, poput visine regulatornog kapitala i kvaliteta menadžmenta (Ahmad, Ariff, 2007). Na primeru bankarskog sektora Slovenije identifikovano je da se kao ključne makroekonomske determinante kreditnog rizika javljaju stopa nezaposlenosti, kamatne stope Centralne banke Slovenije i slovenačkih poslovnih banaka i lokalni indeks kretanja akcija, dok je kretanje bruto domaćeg proizvoda i devizni kurs ocenjeno kao irelevantno (Aver, 2008). Analiza odnosa između makroekonomskih varijabli i verovatnoće neizvšenja obaveza dužnika u bankarskom sistemu Austrije, pored potvrde uticaja bruto društvenog proizvoda na nivo kreditnog rizika, dala je i potvrdu postojanja veze u kretanju poslovnih i finansijskih ciklusa (Boss et al., 2009). Panel analiza uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita u pet evropskih zemalja - Grčka, Irska, Portugalija, Španija i Italija pokazala je se kao značajne determinante kreditnog rizika javljaju pad bruto društvenog proizvoda, pad cene akcija, rast stope nezaposlenosti, rast kamatnih stopa i kreditni rast, kao i da porast deviznog kursa ima značajan uticaj (Castro, 2012). U

istraživanju koje je obuhvatilo određene zemlje u razvoju, zemlje istočne i centralne Evrope i zemlje Zaliva, dobijeni su rezultati koji pokazuju da je kvalitet aktive u bankama pod uticajem pada ekonomske aktivnosti, pada vrednosti lokalne valute, slabiji uslovi za trgovinu i redukcije kreditiranja u uslovima pogoršanja kvaliteta portfolija (De Bock, Demyanets, 2012). Kao determinante problematičnih kredita u zemljama istočne i centralne Evrope izdvajaju se pad bruto društvenog proizvoda, rast stope nezaposlenosti i prevelika zaduženost klijenata (Diaconasu, Popescu, Socoliuc, 2014). Pad bruto društvenog proizvoda i rast kamatnih stopa pokazali su se kao značajan faktor rasta problematičnih kredita u zemljama Zaliva (Espinoza, Prasad, 2010). Zajednički faktor rasta problematičnih kredita u zemljama Baltika je pad bruto domaćeg proizvoda, dok se u slučaju Letonije kao faktor ističe i rapidan kreditni rast, a u slučaju Letnije i Litvanije i rapidni rast cene nekretnina (Fainstein, Novikov, 2011). Analizirajući kretanje problematičnih kredita u više zemalja Evropske unije dobija se potvrda o značajnom uticaju poslovnog ciklusa na nivo problematičnih kredita (Mileris, 2014). Na primeru novih zemalja članica Evropske unije dat je primer kako izražen kreditni rast u periodu privredne ekspanzije može biti determinanta problematičnih kredita, čime se potvrđuje prisustvo procikličnosti kreditne aktivnosti (Festic, Kavkler, Repina, 2011). Primenom vektorskog autoregresionog modela na podacima iz bankarskog sektora Italije razmatra se efekat uticaja promena u monetarnoj politici na nivo kreditnog rizika (Fiori, Foglia, Iannotti, 2007). U bankarskom sektoru zemalja podsaharske Afrike kvantitativno je potvrđeno da se nivo problematičnih kredita povećava usled pada bruto društvenog proizvoda, slabljenja lokalne valute i rasta kamatnih stopa (Fofack, 2005). Pored pada bruto domaćeg proizvoda kao pokazatelja cikličnih kretanja, rasta kamatnih stopa na kredite, pada stranih direktnih investicija, u bankarskom sektoru Malezije kao značajan faktor se izdvajaju eksterni šokovi (Janvisloo, Muhammad, 2013). Ključni faktor rasta problematičnih kredita u Rusiji je slabljenje makroekonomskih uslova, gde se pre svega misli na pad bruto domaćeg proizvoda (Pestova, Mamonov, 2013). U bankarskom sektoru Bugarske identifikovani su sledeći ključni faktori rasta problematičnih kredita u uslovima krize: stopa nezaposlenosti, pad vrednosti domaće valute, pad indeksa u građevinarstvu i pad indeksa industrijske proizvodnje (Vogiazas, Nikolaidou, 2011). Uticaj krize u Grčkoj na bugarski bankarski sistem nije potvrđen. Pored

uticaja stope nezaposlenosti, ekonomskih kretanja u građevini i investicione potrošnje, u rumunskom bankarskom sistemu je prisutan uticaj krize iz Grčke (Vogiazas, Nikolaidou, 2011a).

Takođe, izdvajamo rad koji se bavi pitanjima makroekonomskih determinanti kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije. Preteći uticaj makroekonomskih varijabli na nivo kreditnog rizika meren stepenom u kom je kreditna aktivna pokrivena ispravnima vrednosti autor (Otašević, 2013) dolazi do zaključka da je ova mera kreditnog rizika pod uticajem poslovnog ciklusa i deprecijacije domaće valute. Inflacija se takođe izdvaja kao faktor koji utiče na nivo kreditnog rizika privrede i stanovništva, dok se kratkoročne kamatne stope javljaju kao faktor samo u sektoru stanovništva.

Istraživanja na temu identifikacije i kvantitativne ocene specifičnih faktora kreditnog rizika su uglavnom fokusirana na utvrđivanje determinanti kreditnog rizika privrednih društava. Navodimo rad u kome se primenom logit modela na podacima iz bankarskog sektora Republike Austrije i Nemačke analiziraju se specifični faktori kreditnog rizika u postupku izgradnje scoring i rejting modela (Hayden, 2002). Identifikovani specifični faktori kreditnog rizika u obe zemlje su slični – stepen zaduženosti (kreditne obaveze/aktiva i ukupne obaveze/aktiva), nivo likvidnosti (gotovina/tekuće obaveze) i brzina obrta (obrotna sredstva/neto prodaja i neto prodaja/aktiva), ali je kvalitet nemačkog modela nešto bolji što se objašnjava boljim kvalitetom korišćenih podataka. Isti autor (Hayden, 2003) analizira koliko su modeli kreditnog scoringa oseljivi na promenu definicije defolt-a. Kroz navedena dva rada pruža se mogućnost da se uporede rezultati više scoring modela, kao i pomoću tih modela utvrđene determinante kreditnog rizika za bankarski sektor Austrije i bankarski sektor Nemačke. Posebno izdvajano knjigu koja se bavi tematikom modela za procenu kreditnog rizika, procenom parametara kreditnog rizika u skladu sa Bazel II standardima (Engelman, Rauhmeier, 2006), što predstavlja dragocen metodološki materijal da se kroz postupak procene nivoa kreditnog rizika prevashodno identifikuju ključne specifične determinante kreditnog rizika. U radovima Engelman, B., Hayden, E., Tasche, D. (2003) i Engelman, B., Hayden, E., Tasche, D. (2003) pažnja istraživača je usmerena na

proveru kvaliteta modela za procenu kreditnog rizika, primenom specifičnih tehnika i metoda, poput CAP (*Cumulative Accuracy Profile*) krive i AR (*Accuracy Ratio*) pokazatelja. Na primeru podataka iz bankarskom sektora Turske razvija se scoring model i identifikuju specifične varijable kojima se može objasniti nivo kreditnog rizika u ovoj zemlji (Iscanouglu, 2005). Takođe, na podacima za bankarski sektor Turske razvijen je scoring model, na osnovu koga su prepoznate specifični faktori kreditnog rizika u segmentu privrede – odnos obratnih sredstava i kratkoročnih obaveza, odnos neto prodaje i ukupne aktive, odnos ukupnih obaveza i ukupne aktiva, odnos stalne imovina i ukupne aktive, i odnos kratkoročnih obaveza i neto prodaje (Sezgin, 2006). Grupa domaćih autora (Nikolić, Žarkić-Joksimović, Stojanovski, 2013) primenom specifičnog metoda logističkog skoringa na velikom broju pojedinačnih podataka iz bilansa privrednih društava identifikuju i kvantifikuju uticaj specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika. Navodimo samo neke od identifikovanih faktora primenom ovog pristupa: odnos obaveza korigovanih za gotovinu i ukupne aktive, odnos gotovine i osnovnog kapitala, odnos bruto profita i obaveza korigovanih za gotovinu i sl.

Ističemo i rad na temu zašto se kreditni gubici banaka materijalno razlikuju (Keeton, Morris, 1987) kao jedan od načina da se identifikuju različite determinante kreditnog rizika, kao i rad koji se bavi determinantama kreditnog rizika u uslovima kada se pređe sa modela kreditiranja zasnovanog na jednoj banci na kreditiranje klijenta od više banaka (Farinha, Santos, 2000). Posebno navodimo rad koji se bavi pitanjima kreditne sposobnosti klijenta i šta orpedeljuje kreditnu sposobnost klijenta (Broecker, 1990). Analizom bilansnih podataka određeni autori (Benito, Whitley, Young, 2001) pokušavaju doći do faktora koji utiču na nivo kreditnog rizika na primeru Engleske. Na primeru kompleksnih finansijskih institucija u Evropi autori (Ötker-Robe, Podpiera, 2010) identifikuju determinante difolta. Takođe, ističemo i rad koji obrađuje tematiku verovatnoće neizvršenja obaveza kao bitnog parametra u proceni ukupnog nivoa kreditnog rizika (Sheuermann, Hanson, 2004).

Navodimo istraživanje, objavljeno kao rad koji publikuje Međunarodni monetarni fond, koje se bave modelima i tehnikama za stres testiranje finansijskog sistema, kao dobar

teorijsko-metodološki okvir na osnovu čije primene se mogu izolovati važne sistemske determinante kreditnog rizika (Blaschke, Jones, Majnoni, Peria, 2001).

Upotrebom različitih kvantitativnih modela, o kojima će kasnije biti reči, može se proceniti uticaj sistemskih i specifičnih faktora rizika na odabrani pokazatelj nivoa kreditnog rizika. Imajući u vidu ograničenost podataka o fizičkim licima, u nastavku rada, analiza sistemskih i specifičnih faktora rizika i njihovog uticaja na odabrani pokazatelj nivoa kreditnog rizika biće sprovedena samo sa privredna društva.

1.7. Interaktivnost i (ne)aditivnost rizika

Jedno od pitanja vezanih za kreditni rizik je njegova interaktivnosti sa drugim vrstama finansijskih rizika. Ukoliko pođemo od najčešće prisutnih vrsta finansijskih rizika - tržišni rizici, operativni rizici, rizik kamatne stope i sl., postavlja se pitanje mogućnosti preliivanja drugih vrsta finansijskih rizika u kreditni rizik.

Neadekvatnost procedura prilikom odobravanja kredita ili uspostavljanja kolaterala predstavlja operativni rizik koji se ispoljava u smanjenju mogućnosti naplate kredita od klijenta (porast nivoa kreditnog rizika). Banke koje zbog sopstvene zaštite od deviznog rizika, u uslovima kada su im dominantni izvori finansiranja u stranoj valuti, kredite plasiraju u stranoj valuti. Porast deviznog kursa uvećava periodične obaveze dužnika i može uticati na smanjenje njegove mogućnosti servisiranja kredita. Ukoliko se banka radi zaštite od kamatnog rizika opredeli da kredite plasira sa kamatom koja je determinisana tržišnim kamatnim stopama (EURIBOR, LIBOR i sl.), zbog činjenice da su joj izvori finansiranja vezani za navedene tržišne kamatne stope, može biti izložena porastu nivoa kreditnog rizika ukoliko dođe do rasta tržišnih kamatnih stopa. Imajući u vidu prisutan efekat preliivanja jedne vrste finansijskog rizika u drugu, otvara se pitanje da li prosta aditivnost rizika opravdana ili se u postupku sumiranja efekata svih finansijskih rizika moraju isključiti elementi koji se višestruku manifestuju. S obzirom da je izuzetno teško

kvanitifikovati uticaj određenih vrsta operativnih rizika – neadekvatna primena odgovarajućih procesa i procedura, ljudske greške, pada sistema i sl., na kreditni rizik, posebno izazovno je pitanje interaktivnosti ova dva finansijska rizika.

Regulatorni zahtevi vezani za problem interaktivnosti rizika. Ukoliko pođemo od Bazel II i Bazel III standarda, kao trenutno najviših regulatornih dometa, primetićemo da se pitanja obračuna kapitalnih zahteva za pojedine finansijske rizike posmatraju posebno i da pažnja nije posvećena pitanju interaktivnosti. U prvom stubu Bazel II standarda definisani su posebni kapitalni zahtevi za tri najvažnija finansijska rizika: kreditni rizik, tržišni rizik i operativni rizik. Prvi stub ne propisuje mogućnost sagledavanja interakcije između ova tri najvažnija finansijska rizika i ne postoji mogućnost da se proširenim tumačenjem teme interaktivnosti smesti u prvi stub. Pristup regulatora je takav da se kapitalni zahtevi za najvažnije finansijske rizike iz prvog stuba sumiraju bez sagledavanja međuzavisnosti. U drugom stubu predviđena je obaveza banaka da identifikuju sve rizike kojima je banka izložena i sprovedu interni obračun kapitalnih zahteva za te rizike. Ovakva formulacija daje nam za pravo da implicitno zaključimo da regulator izričito ne zahteva sagledavanje interaktivnosti ali da banka svojom internom metodologijom može razraditi pitanje međusobnog uticaja jedne vrste finansijskih rizika na druge. Takođe, u okviru drugog stuba, banke su u obavezi da sprovode stres testove za kreditni rizik gde bankama stoji na raspolaganju mogućnost da procene koliko određene varijable, koje mogu biti rezultat nekih drugih rizika, utiču na nivo kreditnog rizika. Bazelski komitet za bankarsku superviziju se nije posebno pozabavio pitanjem interaktivnosti rizika ali je širokim formulacijama u okviru drugog stuba ostavio mogućnost da banke po potrebi razrade problem međusobnog uticaja finansijskih rizika i sagledaju pitanje aditivnosti rizika. Sagledavanje interaktivnosti i aditivnosti rizika predstavlja način da banke eliminišu mogućnost prostog sabiranja rizika gde to nije opravdano i da se nasuprot pojedinačnom posmatranju rizika uspostavi celovito sagledavanje rizika.

Problem interaktivnosti rizika u našoj zemlji. Imajući u vidu da je u našoj zemlji u potpunosti primenjen Bazel II standard, sve prethodno pomenuto za opštu regulatornu

praksu važi i za našu zemlju. Međutim, u delu diskrecionih regulatornih standarda domaćeg regulatora, poput Odluke o klasifikaciji bilansne aktive i vanbilansnih stavki, postoji definisana obaveza banaka da poseduju internu metodologiju za procenu kreditno-deviznog rizika kojom će sagledavati uticaj promene deviznog kursa na nivo kreditnog rizika. Regulator ne definiše kako treba da izgleda i šta treba da sadrži metodologija ali obavezuje banke da poseduju internu metodologiju koja omogućuje sagledavanje interaktivnosti deviznog i kreditnog rizika (Odluka o klasifikaciji bilansne aktive i vanbilansnih stavki banke). Narodna banka Srbije u svojim izveštajima navodi kreditno-devizni rizik kao jedan od najznačajnijih sistemskih rizika. Godišnji izveštaj Narodne banke Srbije o finansijskoj stabilnosti sadrži rezultate stres testova koji ukazuju da pojedine makroekonomske varijabile utiču na nivo problematičnih kredita, poput deviznog kursa, realnih neto zarada i sl.. Navedeni podatak potvrđuje da se devizni kurs javlja kao determinanta nivoa problematičnih kredita i da to može ukazivati na efekat preliivanja deviznog rizika u kreditni rizik. Zbog raspoloživosti podataka o problematičnim kreditima samo od 2008. godine pretpostavlja se da je to bio jedini izvor podataka na osnovu koga je izračunata ova vrsta međuzavisnosti.

Celokupna istorija razvoja modela za procenu rizika, obeležena je činjenicom da su modeli podrazumevali odvojeno posmatranje i procenu najvažnijih finansijskih rizika bez posebnog sagledavanja njihove interaktivnosti. Radovi na temu interaktivnosti rizika u modelima za procenu rizika i problematika aditivnosti rizika predstavljaju teme novijeg doba i radova na ovu temu nema previše.

Izdvajamo nalaz iz 2000. godine, kao primer istraživanja na ovu temu koji je podstakao veće interesovanje naučne javnosti, u kome je posebna pažnja posvećena pitanju interaktivnosti kreditnog i tržišnog rizika (Jarrow, Turnbull, 2000). Dat je pregled do tada razvijenih modela za procenu rizika i iznet zaključak da većina modela, poput strukturnih modela⁵ i aktuarskih modela⁶, prilikom procene kreditnog rizika uzimaju pretpostavku da

⁵ Mertonov model, KMV i CreditMetrics model.

⁶ CreditRisk+.

su tržišne varijable (karakteristične za tržišni rizik) konstantne, ne uključuju ih u model, ne generišu ih empirijskim putem već veštačkim putem. Kroz rad iznose zaključak da nabrojani modeli podrazumevaju separaciono sagledavanje kreditnog i tržišnog rizika i ne uključuju moguću interakciju ova dva rizika. Autori navode svoj model, kao primer redukovane forme modela i način za sagledavanje interakcije tržišnog i kreditnog rizika, koji predviđa uvođenje LIBOR-a (*London Interbank Offered Rate*) i procenu njegovog uticaja na nivoa kreditnog spreda.

U nekoliko istraživanja zasnovanih na regresionim analizama podataka sa finansijskog tržišta u SAD-u postoje kvantitativni dokazi o prisustvu korelacije između kamatne stope na državne hartije od vrednosti, kao varijable iz domena tržišnog rizika, i kreditnog spreda, kao pokazatelja nivoa kreditnog rizika (Duffee, 1998. i Longstaff, Schwartz, 1995.). U analizi koja je sprovedena na podacima u Velikoj Britaniji kvantitativno je potvrđeno da je kamatna stopa veoma značajan faktor kvaliteta aktive (Benito, Whitley, Young, 2001).

Kao istraživački papir pod pokroviteljstvom Banke za međunarodne obračune, izašla je analiza na hipotetičkom primeru koja je ponudila integrisano sagledavanje kreditnog i tržišnog rizika uz uvažavanje njihove interaktivnosti prilikom procene uticaja na ekonomsku vrednost banke, buduću profitabilnost i kapitalnu adekvatnost, u normalnim i stresnim okolnostima (Drehmann, Sorensen, Stringa, 2006).

Izdvajamo rad u kome se analizira fenomen preliivanja deviznog rizika u kreditni rizik (Božović, Urošević, Živković, 2009). Autori navode da se u zemljama u razvoju, banke, da bi se zaštitile od deviznog rizika, s obzirom da u izvorima finansiranja dominiraju izvori u stranoj valuti, kredite dominantno odobravaju u stranoj valuti. Deprecijacija lokalne valute uslovljava porast kreditnih obaveza dužnika i slabljenje mogućnosti otplate kredita, povećavajući kreditni rizik. Na prethodno opisan način, u zemljama u razvoju, dolazi do preliivanja deviznog rizika u kreditni rizik u bankarskom sektoru.

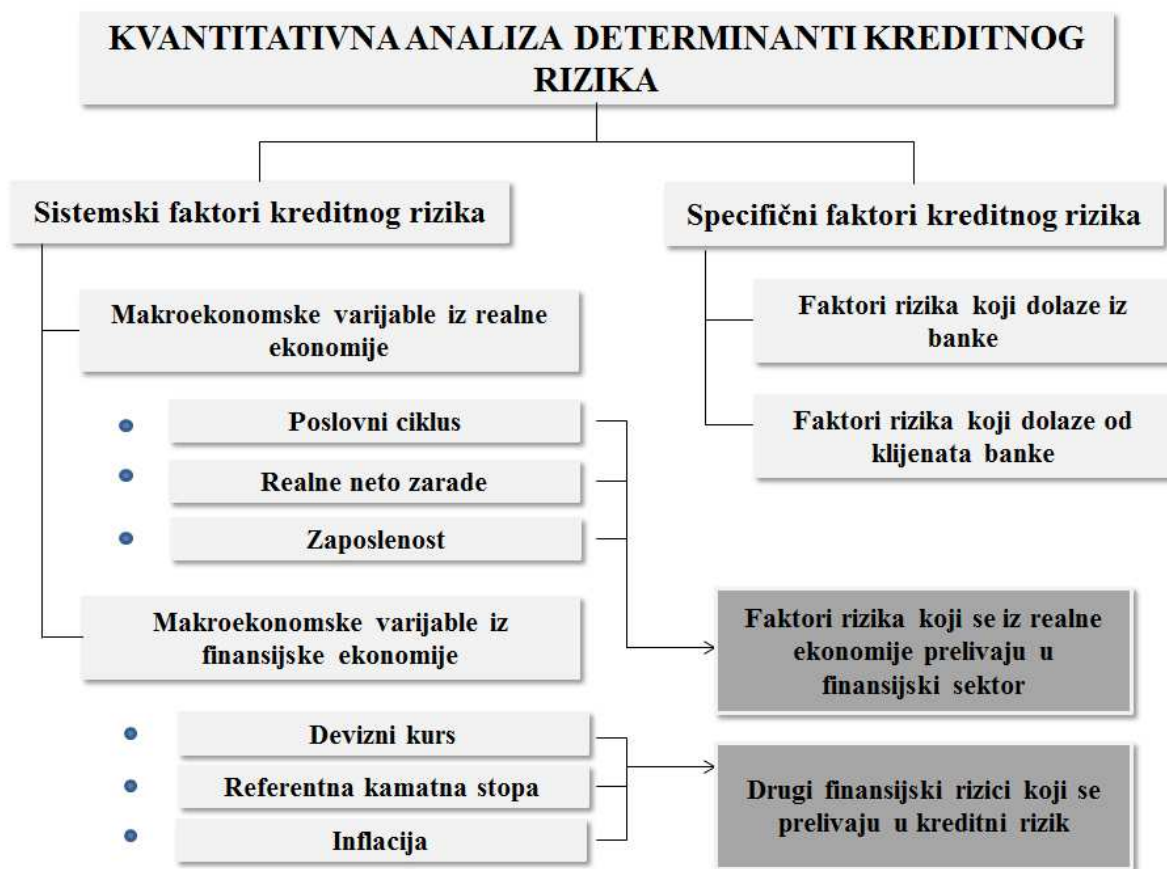
Problematika devizno indukovanog kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije obrađena je u jednom istraživanju na podacima od decembra 2008. godine do avgusta 2011. godine, uz poseban osvrt na mogućnosti i upotrebu ugovora o forvardu u funkciji zaštite od rizika (Travica, 2012). Rad potvrđuje prisustvo materijalno značajne korelacije između deviznog kursa i nivoa problematičnih kredita i ukazuje na dosta malu primenu ugovora o forvardu kao instrumenta za zaštitu od rizika.

Narodna banka Srbije u godišnjem izveštaju o finansijskoj stabilnosti prezentuje rezultate sprovedenih makroprudencijalnih stres testova u kojima u poslednje vreme ukazuje da je promena deviznog kursa evra izuzetno značajan faktor nivoa problematičnih kredita i da se kreditno-devizni rizik smatra veoma značajnim sistemskim rizikom u bankarskom sektoru Republike Srbije (Godišnji izveštaj o finansijskoj stabilnosti za 2012. godinu, detaljnije videti na: www.nbs.rs).

I pored prisutne teorijske mogućnosti i iskustava iz prakse koja mogu potvrditi uticaj operativnog rizika na kreditni rizik, istraživanja na temu interakcija ova dva rizika skoro da ne postoje.

II SISTEMSKE DETERMINANTE KREDITNOG RIZIKA U BANKARSKOM SEKTORU REPUBLIKE SRBIJE

Koncept analize determinanti kreditnog rizika. U najvećem delu empirijskog istraživanja (drugi i treći deo rada) primenom ekonometrijskih modela analiziran i kvantifikovan je uticaj sistemskih i specifičnih faktora na nivo kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije. Pregled sistemskih i specifičnih faktora koji će biti analizirani u daljem toku istraživanja prikazan je na slici 2.1.



Slika 2. 1. Kvantitativna analiza determinatni kreditnog rizika

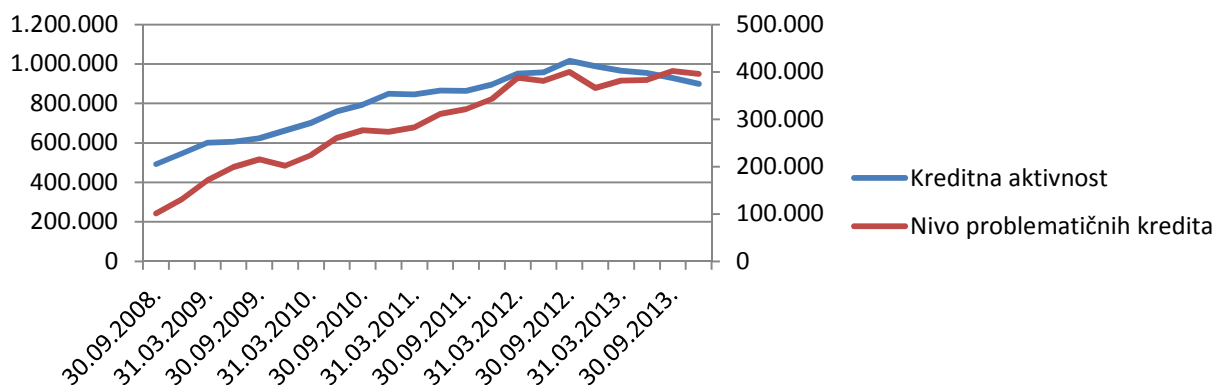
Izvor: kompilacija autora.

Kvantitativna analiza determinanti kreditnog rizika obuhvata identifikovanje i kvantitativnu procenu uticaja sistemskih i specifičnih faktora na odabrane pokazatelje nivoa kreditnog rizika. Razmatranje sistemskih faktora kreditnog rizika podrazumeva kvantifikovanje uticaja makroekonomskih varijabli iz realnog dela ekonomije, što je izloženo kroz prvi odeljak ovog dela rada. Analiza specifičnih faktora kreditnog rizika, predstavljena u trećem odeljku ovog dela rada, obuhvata kvantifikovanje uticaja specifičnih varijabli koje opisuju rizičnosti klijenta banke i kvantitativno sagledavanje specifičnih varijabli koje opisuju rizičnost same banke na nivo kreditnog rizika banke.

Kvantitativna ocena sistemskih faktora kreditnog rizika. *Nivo kreditnog rizika*, za potrebe analize sistemskih faktora kreditnog rizika u ovom radu, razmatran je analizom ukupnog iznosa problematičnih kredita. Vremenske serije kojima opisujemo problematične kredite, na nivou celokupnog bankarskog sektora, sektora privrede i sektora stanovništva, obuhvataju period od 30.09.2008. godine do 31.12.2014. godine na kvartalnom nivou, odnosno period od 31.12.2008. godine do 31.12.2014. godine na mesečnom nivou⁷.

U literaturi se dosta često kao pokazatelj nivoa kreditnog rizika u postupku modeliranja sistemskih faktora kreditnog rizika koristi stopa problematičnih kredita definisana kao odnos ukupnih problematičnih kredita i ukupnih kredita. U analizi sistemskih faktora kreditnog rizika kao pokazatelji nivoa kreditnog rizika biće korišćen ukupan nivo (iznos) problematičnih kredita zbog eliminisanja izraženog uticaja kreditne aktivnosti na stopu problematičnih kredita tokom odabranog perioda posmatranja. Na slici 2.1a. prikazana je uporedna analiza kretanja problematičnih kredita i kreditne aktivnosti u periodu od 2008. do 2014. Godine.

⁷ Izvor ovog podatka predstavljaju agregirani izveštaji NBS o problematičnim kreditima koji su zvanično objavljeni na internet stranici NBS. NBS je prve izveštaje o problematičnim kreditima počela da prikuplja od poslovnih banaka 30.09.2008. godine, a od 31.12.2008. godine definisala je to kao mesečnu izveštajnu obavezu banaka. Pouzdana statistika o problematičnim kreditima na nivou bankarskog sektora Republike Srbije pre ovog perioda ne postoji.



Slika 2. 1a. Uporedna analiza kretanja problematičnih kredita i kreditne aktivnosti (000 RSD)

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Uvažavajući u prethodnom delu izloženu teorijsku postavku principa finansijske akceleracije pretpostavljamo da kreditna aktivnosti ima ekspanziju u periodu privrednog rasta i kontrakciju u periodu pada ekonomskih aktivnosti. Međutim, kao što možemo videti na slici 2.1. u silaznoj fazi poslovnog ciklusa nije došlo do redukcije kreditne aktivnosti na početku ove faze već je prilagođavanje kreditne aktivnosti započelo nešto kasnije. U prvom delu posmatranog perioda, do trećeg kvartala 2012. godine, prisutni rast kreditne aktivnosti uticao je na to da se stvarni porast nivoa kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije dosta primetnije registruje na ukupnim problematičnim kreditima nego na stopi problematičnih kredita. Do početka 2012. godine prosečna stopa rasta ukupnih problematičnih kredita iznosila je oko 10,3%, dok je prosečna stopa porasta stope problematičnih kredita iznosila oko 5,3%. Ovi procenti nam upravo govore da je ispoljavanje nekih faktora rizika u prvom delu posmatranog perioda u proseku dva puta izraženije na nivo nego na stopu problematičnih kredita. Nakon trećeg kvartala 2012. godine dolazi do obrnute situacije jer pad kreditne aktivnosti utiče da se stvori utisak o većem porastu kreditnog rizika ukoliko se posmatra samo stopa problematičnih kredita. Zbog navedenih okolnosti stvarni uticaj pojedinih varijabli na nivo kreditnog rizika može biti potcenjen u periodu izraženog rasta kreditne aktivnosti i precenjen u periodu izraženog pada kreditne aktivnosti. S obzirom da su vremenske serije relativno ograničene dužine i da bi eliminisanje oscilacija zbog prisutnog rasta kreditne aktivnosti zahtevalo uvođenje

veštačkih varijabli i tako uticalo na smanjenje broja stepeni slobode, opredelili smo se da se nivo kreditnog rizika za potrebe analize sistemskih faktora kreditnog rizika prevashodno sagledava kroz ukupan iznos problematičnih kredita.

Kvantitativna analiza uticaja sistemskih faktora kreditnog rizika sprovedena je primenom odgovarajućih ekonometrijskih modela kojima se ocenjuje uticaj razmatranih makroekonomskih varijabli na nivo kreditnog rizika, meren nivoom problematičnih kredita.

Kvantitativna metodologija koja je primenjena u analizi uzročnosti između razmatranih makroekonomskih varijabli i nivoa kreditnog rizika, uključuje:

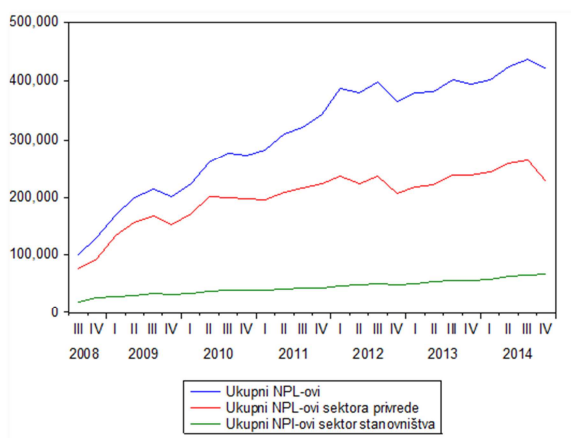
- 1) analizu stacionarnosti razmatranih vremenskih serija i donošenje odluke o adekvatnom modelu analize, u zavisnosti od dobijenih rezultata (Mladenović, Nojković, 2011, str. 51-112);
- 2) primenu klasičnog linearnog regresionog modela:
 - a) na osnovne vremenske serije u slučaju da se pokaže da su razmatrane vremenske serije stacionarne ili
 - b) na prve difference razmatranih vremenskih serija ukoliko se pokaže da su vremenske serije nestacionarne;
- 3) primenu alternativnih modela u slučaju da su posmatrane vremenske serije nestacionarne (Mladenović, Nojković, 2015, str. 165-352) i to:
 - a) analizu kointegrisanosti vremenskih serija i primenu modela sa korekcijom ravnotežne greške,
 - b) u slučaju potvrde prisustva kointegrisanosti vremenskih serija - ocena uzročnosti, analizu dekompozicije varijanse greške predviđanja i funkcije impulsnog odziva primenom vektorskog autoregresionog - VAR modela (Juselius, 1993, pp. i Greene, 2002, pp. 982-1013).

Analiza vremenskih serija koje su korišćene u radu, kao i analiza uticaja sistemskih faktora na nivo kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije, prema prethodno navedenoj proceduri, sprovedena je primenom softverskog paketa EViews 9.

2.1. Poslovni ciklus kao determinanta kreditnog rizika

U analizi poslovnog ciklusa poćićemo od vremenskih serija kojima opisujemo kretanje ukupnog nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru, sektoru privrede i sektoru stanovništva na kvartalnom nivou.

Vizuelnom analizom vremenskih serija kojima opisujemo kretanje problematičnih kredita (vidi sliku 2.2.) zapažamo da su ukupni problematični krediti i problematični krediti u sektoru privrede, koji su zbog visine iznosa u ukupnoj sumi najvećim delom determinisali ukupne problematične kredite, imali izražen rast u posmatranom periodu. Ukupni problematični krediti u sektoru stanovništva su bili relativno stabilni tokom posmatranog perioda.



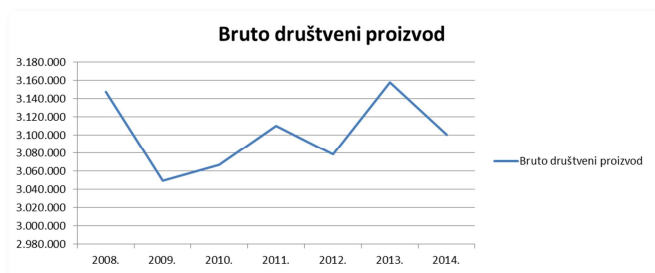
Slika 2. 2. Kretanje problematičnih kredita (NPL-ova) u milionima RSD

Izvor: NBS.

Imajući u vidu da period posmatranja poćinje krajem 2008. godine, što se poklapa sa prelivanjem finansijske krize na naš ekonomski prostor, do koga je došlo tokom 2009. godine, i ulaskom privrednih kretanja u Republici Srbiji u silaznu fazu poslovnog ciklusa, navedena vizuelna opažanja daju nam za pravo da zaključimo da je ukupan nivo problematičnih kredita reagovao na ulazak poslovnog ciklusa u silaznu fazu i da je tokom

silazne faze poslovnog ciklusa nastavio izraženo da raste. Nešto veći rast ukupnih problematičnih kredita u odnosu na problematične kredite u sektoru privrede može se objasniti samo metodološkim razlozima - u problematične kredite sektora privrede NBS ne uključuje privredna društva koja uđu u postupak stečaja, već se vode kao posebna kategorija problematičnih kredita.

Ekonometrijskom analizom sve tri navedene vremenske serije kojima opisujemo kretanje problematičnih kredita dolazimo do zaključka da je u slučaju ukupnih problematičnih kredita u bankarskom sektoru i sektoru privrede reč o nestacionarnim vremenskim serijama, dok je u slučaju sektora stanovništva reč o stacionarnoj vremenskoj seriji (vidi Prilog 1). Prelazimo na analizu poslovnog ciklusa vizuelnom ocenom kretanja bruto domaćeg proizvoda (vidi sliku 2.3.).



Slika 2. 3. Bruto domaći proizvod Republike Srbije (u milionima RSD, stalne cene iz prethodne godine)

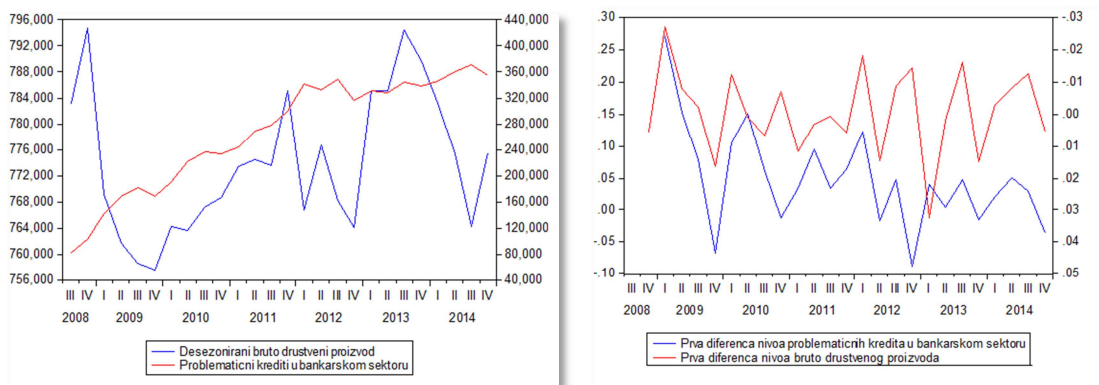
Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

U analizu uvodimo vremensku seriju kojom opisujemo kretanje bruto domaćeg proizvoda u Republici Srbiji u periodu od 2008. do 2014. godine, na kvartalnom nivou. Podaci o kretanju bruto domaćeg proizvoda preuzeti su iz zvanične statistike NBS, objavljene na sajtu⁸. Uočavamo da tokom 2009. godine, usled preliivanja efekata svetske finansijske krize, dolazi do znatnog pada u nivou bruto domaćeg proizvoda ali i delimičnog oporavka u dve naredne godine, ponovnog pada u 2012. godini, povratka na nivo iz 2008. godine u toku

⁸ www.nbs.rs/internet/cirilica/80/index.html

2013. godine i ponovnog pada tokom 2014. godine. Primenom testova jediničnog korena na logaritmovanu vrednost desezonirane vremenske serije dobijen je rezultat da je serija kojom opisujemo kretanje ukupnog bruto domaćeg proizvoda stacionarna vremenska serija sa konstantom (vidi Prilog 1).

Analiza uticaja bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Ukoliko uporedimo kretanje vremenske serije kojom opisujemo kretanje desezoniranog bruto domaćeg proizvoda sa vremenskom serijom kojom opisujemo ukupan nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru (vidi sliku 2.4.) primetićemo da postoji isti smer u kretanju. Primećujemo da ne postoji izraženo slaganje u kretanju osnovnih serija ali je prisustvo nešto vidljivije slaganje u kretanju logaritmovanih vrednosti njihovih prvih diferenci gde je promena desezoniranog bruto domaćeg proizvoda prikazana na obrnutoj skali.



Slika 2. 4. Problematicni krediti u bankarskom sektoru (leva skala) i desezonirane vrednosti bruto domaćeg proizvoda (desna skala)

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Nakon potvrđivanja da postoji kointegrisanost vremenskih serija konstruišemo model sa korekcijom ravnotežne greške (vidi Prilog 2a). Na osnovu modela sa korekcijom ravnotežne greške zaključujemo da se kretanje problematičnih kredita na nivou bankarskog sektora može objasniti kretanjem bruto domaćeg proizvoda, kao i da se posebno može

izdvojiti uticaj dugoročnih veza u kretanju ovih varijabli od kratkoročnih uticaja promena bruto domaćeg proizvoda na ukupan nivo problematičnih kredita.

$$D(\hat{Z}_t) = -0,101617R0_{t-1} - 2,732033D(dsZk_t) + 0,345167D(Z_{t-1}) + 0,185704V_{201301}$$

(0,04) (1,06) (0,13) (0,06)

$\bar{R}^2 = 0,48$ (2.1.)

gde je:

$D(\hat{Z}_t)$ - modelom procenjena prva diferencija logaritmovane vrednosti nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru u trenutku t,

$R0_{t-1}$ - dugoročno ravnotežna veza u kretanju problematičnih kredita i bruto domaćeg proizvoda,

$D(dsZk_t)$ - prva diferencija logaritmovane vrednosti desezoniranog bruto domaćeg proizvoda u trenutku t,

$D(Z_{t-1})$ - prva diferencija logaritmovane vrednosti problematičnih kredita u bankarskom sektoru sa kašnjenjem od jednog kvartala,

V_{201301} - impulsna veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 u prvom kvartalu 2013. godine i nulte vrednosti u ostalim kvartalima⁹.

U nastavku dajemo rezultate testiranja prethodno izloženog modela (vidi tabelu 2.1. i sliku 2.5.) iz kojih se može zaključiti da je model uspešno prošao sve predviđene testove.

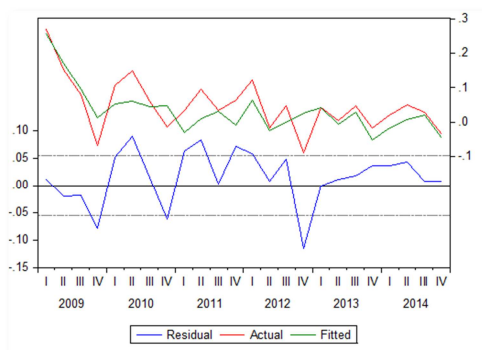
Tabela 2. 1. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela – osnovna specifikacija

Vrsta testa	p-vrednost
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,16
Q test (12)	0,80

⁹ U prvom kvartalu 2013. godine došlo je do naglog jednokratnog porasta nivoa desezoniranog bruto domaćeg proizvoda usled metodoloških efekata - preraspodele na sva četiri kvartala poboljšanja u poljoprivrednoj proizvodnji u 2013. u odnosu na 2012. godinu.

Remsey Reset test specifikacije modela	0,63
--	------

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 5. Stvarni i modelom procenjeni nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru pri analizi uticaja desezoniranog bruto domaćeg proizvoda – osnovna specifikacija

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu dobijenih rezultata zaključujemo da pad nivoa bruto domaćeg proizvoda utiče na porast nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru u toku istog kvartala. Preko promene $R0_{t-1}$ objašnjava se dugoročna veza u kretanju ovih varijabli, dok promena $D(DSZXK_t)$ pokazuje kratkoročni negativni uticaj promena bruto domaćeg proizvoda na promene nivoa problematičnih kredita. Objasnjavajuća moć modela je oko 48%.

Postavljamo alternativnu specifikaciju modela sa korekcijom ravnotežne veze, gde umesto problematičnih kredita u bankarskom sektoru sa kašnjenjem od jednog kvartala kao varijablu uvodimo nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Cilj zamene ovih varijabli je da utvrdimo koliko je uticaj desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru jači ukoliko izolujemo kretanje u sektoru stanovništva.

$$D(\hat{Z}_t) = -0,135276R0_{t-1} - 1,797761D(dsZk_t) + 0,857234D(W_t) + 0,116892V_{201301}$$

(0,03)
(0,85)
(0,17)
(0,05)

$$\bar{R}^2 = 0,69 \quad (2.2.)$$

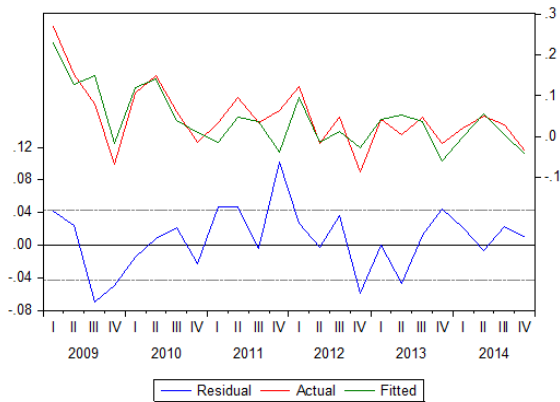
gde je $D(W_t)$ - prva diferencija logaritmovane vrednosti problematičnih kredita u sektoru stanovništva u periodu t.

U nastavku dajemo kratak pregled rezultata testiranja prethodno izloženog modela (vidi tabelu 2.2. i sliku 2.6.). Dobijeni rezultati pokazuju da je model uspešno prošao sve predviđene testove.

Tabela 2. 2. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela – alternativna specifikacija

Vrsta testa	p-vrednost
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,97
Q test (12)	0,31
Remsey Reset test specifikacije modela	0,16

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 6. Stvarna i modelom procenjena promena problematičnih kredita u bankarskom sektoru pri analizi uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda – alternativna specifikacija

Izvor: kompilacija autora.

Model sa alternativnom specifikacijom pokazuje veću objašnjavajuću moć (od 69%). Izuzimanjem kretanja u sektoru stanovništva na ovaj način postiže se dosta snažniji uticaj

dugoročne ravnotežne veze u kretanju sezonaliziranog bruto domaćeg proizvoda i problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Očigledno je da uticaj sezonaliziranog bruto domaćeg proizvoda na sektor stanovništva nije tako izražen i da se isključivanjem ovog segmenta postiže prepoznavanje njegovog snažnijeg dugoročnog uticaja na kretanje problematičnih kredita¹⁰. Nasuprot tome jačina uticaja kratkoročne promene sezonaliziranog bruto domaćeg proizvoda slabi u alternativnoj specifikaciji u odnosu na osnovnu specifikaciju, što može ukazivati na postojanje kratkoročnog uticaja promene bruto domaćeg proizvoda na sektor stanovništva. Ipak, kroz dalju analizu problematičnih kredita u sektoru privrede i sektoru stanovništva detaljnije ćemo proveriti iznetu tezu o dugoročnim i kratkoročnim uticajima promena u bruto domaćem proizvodu.

Pristupamo primeni vektorskog autoregresionog (*VAR*) modela gde smo kao varijable koje ćemo analizirati upotrebili promenu sezonaliziranog bruto domaćeg proizvoda i promenu nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru, a kao determinante uključili četiri impulsne veštačke promenljive. U model su uključene sledeće četiri impulsne veštačke promenljive: četvrti kvartal 2009. godine¹¹, četvrti kvartal 2010. godine¹², četvrti kvartal 2012. godine¹³ i prvi kvartal 2013. godine. Konstatujemo da u ovako specifikiranom *VAR* modelu postoji statistička značajnosti na prvoj i drugoj docnji (vidi Prilog 2a.). Upotrebom Grejndžerovog testa uzročnosti registrujemo postojanje simultanosti u kretanju sezonaliziranog bruto domaćeg proizvoda i problematičnih kredita u bankarskom sektoru, i na prvoj i na drugoj docnji. Na osnovu funkcije impulsnog odziva *VAR(1)* i *VAR(2)* modela

¹⁰ Isključivanjem problematičnih kredita u sektoru stanovništva ukupni problematični krediti ostaju sastavljeni od problematičnih kredita u sektoru privrede i problematičnih kredita u sektoru drugih komitenata.

¹¹ U četvrtom kvartalu 2009. godine došlo je do smanjenja problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled regulatornih izmena Narodne banke Srbije kojim je dozvoljeno da se kašnjenje u naplati plasmana računa od naknadno ugovorenog datuma ukoliko je restrukturiranje potraživanja klijenta urađeno u skladu sa uslovima definisanim propisima. Usled primene instrumenta restrukturiranja došlo je do „resetovanja docnje“ kod određenog broja klijenata i smanjenja nivoa problematičnih kredita.

¹² U četvrtom kvartalu 2010. godine došlo je do smanjenja problematičnih kredita u bankarskom sektoru u iznosu od oko 6 milijardi RSD koje se najvećim delom može opisati delovanjem dva specifična razloga: 1) naplata i otpis potraživanja od nekoliko velikih dužnika u dve banke čini oko 55% smanjenja i 2) restrukturiranje grupe putarskih preduzeća čini oko 25% smanjenja. Ostatak smanjenja je posledica pada deviznog kursa evra.

¹³ Narodna banka Srbije je u oktobru 2012. godine oduzela licencu za rad Novoj Agrobanci a.d. Beograd, što se odrazilo na smanjenje ukupnog nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru.

potvrđujemo da pad desezoniranog bruto domaćeg proizvoda utiče na rast problematičnih kredita u bankarskom sektoru. U slučaju $VAR(1)$ modela, posmatrano kroz analizu dekompozicije greške predviđanja, dobijamo da je uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda nešto izraženiji na prvoj docnji, što znači da je rezultat osetljiv na red VAR modela. Zbog činjenice da je za nastanak problematičnih kredita dovoljno kašnjenje od 90 dana nakon delovanja nekog faktora rizika, ekonomski prihvatljivije je primenjivati VAR model reda 1 tj. uticaj sa docnjom od jednog kvartala, tako da ćemo na dalje u radu izneti samo rezultate $VAR(1)$ modela.

Tabela 2. 3. Analiza uzročnosti između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru

Grejndžerov test uzročnosti	p-vrednost
Uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na promenu problematičnih kredita u bankarskom sektoru	0,03
Uticaj promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru na promenu desezoniranog bruto domaćeg proizvoda	0,06
Testovi normalnosti i autokorelacije	p-vrednost
Doornik-Hansen test normalnosti	0,65
Portmanteau test autokorelacije - $Q(12)$ /korigovani $Q(12)$	0,81/0,34

Izvor: kompilacija autora.

Analizom uzročnosti u $VAR(1)$ modelu dobili smo rezultate, prikazane u tabeli 2.3., na osnovu kojih smo konstatovali da postoji simultanost u odnosima razmatrane dve varijable tj. da pad desezoniranog bruto domaćeg proizvoda utiče na porast nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru ali i da porast problematičnih kredita utiče na pad bruto domaćeg proizvoda. Pre definitivnog zaključka o jačini ovih međusobnih uticaja pristupiće analizi dekompozicije varijanse greške predviđanja (vidi tabelu 2.4.), kako bi se detaljnije sagledali dinamički odnosi među razmatranim varijablama i jačina tih međusobnih uticaja (vidi Prilog 2a).

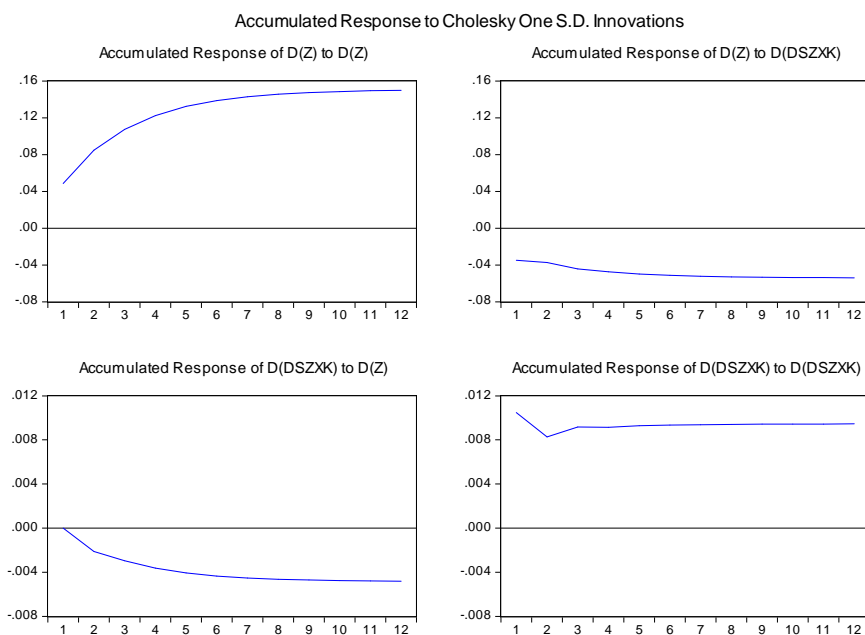
Tabela 2. 4. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i problematičnih kredita u bankarskom sektoru

a) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju problematičnih kredita u bankarskom sektoru (Cholesky redosled: bruto domaći proizvod – problematični krediti)		
Period	Problematični krediti u bankarskom sektoru	Desezonirani bruto domaći proizvod
Prvi kvartal	65,8	34,2
Drugi kvartal	75,0	25,0
Prva godina	77,5	22,5
Druga godina	78,0	22,0
b) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (Cholesky redosled: bruto domaći proizvod-problematični krediti)		
Period	Problematični krediti u bankarskom sektoru	Desezonirani bruto domaći proizvod
Prvi kvartal	0,0	100,0
Drugi kvartal	3,8	96,2
Prva godina	4,7	95,3
Druga godina	4,9	95,1

Izvor: kompilacija autora.

Prilikom analize dekompozicije varijanse greške predviđanja koristili smo Cholesky raspored koji najpribližnije objašnjava ekonomske relacije u stvarnosti - da desezonirani bruto domaći proizvod utiče na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Na osnovu dobijenih rezultata dekompozicije varijanse greške predviđanja zaključujemo da se najveći deo promena ukupnih problematičnih kredita u bankarskom sektoru može objasniti sopstvenim kretanjem, od 66 do 78%, dok se samo oko jedne četvrtine može objasniti promenama bruto domaćeg proizvoda. Ukupan varijabilitet u kretanju bruto domaćeg proizvoda objašnjava se sa 95% sopstvenim kretanjem, dok se uticajem problematičnih kredita u bankarskom sektoru može objasniti samo oko 5% varijabiliteta. Poslednji rezultat nam daje za pravo da zaključimo da i pored prethodno potvrđene simultanosti možemo reći

da problematičnih kredita na nivou bankarskog sektora jedva da malo utiču na nivo bruto domaćeg proizvoda. Zbog toga ostajemo tokom dalje analize na liniji jednostrane uzročnosti, u smislu uticaja bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Uticaj bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru je prisutan, od 34% na kraju prvog kvartala do 22% na kraju druge godine, ali nije preovlađujući. Visok procenat objašnjenja promena problematičnih kredita u bankarskom sektoru sopstvenim kretanjem ukazuje na prisutan uticaj jednog događaja neizvršenja obaveza dužnika na drugi događaj neizvršenja obaveza, što se može objasniti postojanjem znatne ekonomske poveznosti privrednih društava i uticajem neizvršenja obaveza privrednih društava na neizvršenje obaveza fizičkih lica. U nastavku ćemo primenom kumulativne funkcije impulsnog odziva (vidi sliku 2.7.) oceniti uticaj promene desezoniranog bruto društvenog proizvoda na promenu problematičnih kredita u bankarskom sektoru.



Slika 2. 7. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru (Z) i promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (DSZXK)

Izvor: kompilacija autora.

Primenom funkcije impulsnog odziva, gde merimo jačinu odziva jedne varijable u slučaju slučajnog šoka od jedne standardne devijacije u drugoj varijabli, uočavamo da među razmatranim varijablama postoji uticaj ali da je uticaj sopstvenog kretanja problematičnih kredita u bankarskom sektoru veći od uticaja bruto domaćeg proizvoda, kao i da je uticaj sopstvenog kretanja u bruto domaćem proizvodu veći od uticaja promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Negative vrednosti odgovora na šok u slučaju uticaja desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru navode nas na zaključak da pad bruto domaćeg proizvoda utiče na porast problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Posebno ćemo analizirati uticaj desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede i sektoru stanovništva.

Analiza uticaja bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede. Testovi kointegracije potvrdili su prisustvo kointegrisanosti u kretanju vremenske serije kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u sektoru privrede i vremenske serije kojom opisujemo kretanje bruto domaćeg proizvoda (vidi Prilog 2b).

Nakon potvrde kointegrisanosti u kretanju bruto domaćeg proizvoda i nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede, postavljamo model sa korekcijom ravnotežne greške:

$$D(\hat{Y}_t) = -0,256880RP0_{t-1} - 3,063544D(dsZk_t) + 0,136694V_{201002} - 0,146366V_{201204} + 0,189198V_{201301}$$

(0,06)
(0,97)
(0,04)
(0,05)
(0,05)

$\bar{R}^2 = 0,72$ (2.3.)

gde je:

$D(\hat{Y}_t)$ - modelom procenjena prva diferencija logaritmovane vrednosti nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede u trenutku t,

$RP0_{t-1}$ - dugoročno ravnotežna veza u kretanju između nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede i bruto domaćeg proizvoda,

V_{201002} - impulsna veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 u drugom kvartalu 2010. godine i nulte vrednosti u ostalim kvartalima¹⁴,

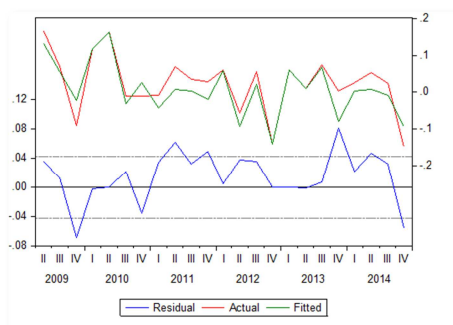
V_{201204} - impulsna veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 u četvrtom kvartalu 2012. godine i nulte vrednosti u ostalim kvartalima.

U nastavku su izloženi rezultati testova koji potvrđuju kvalitet prethodno prikazanog modela (vidi tabelu 2.5. i sliku 2.8.).

Tabela 2. 5. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,41
Q test (12)	0,98
Remy Reset test specifikacije modela	0,25

Izvor: kompilacija autora



Slika 2. 8. Stvarna i modelom procenjena vrednost promene problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda

Izvor: kompilacija autora.

¹⁴ U drugom kvartalu 2010. godine došlo je do naglog povećanja problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja specifičnog događaja – nakon rezultata supervizorskih dijagnostika krajem 2009. godine, u toku navedenog kvartala u određenim bankama došlo je do iznenadnog priznavanja problematičnih klijenata koji su u drugim bankama već neko vreme imali status problematičnih klijenata. Celokupno povećanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva može se pripisati efektima porasta deviznog kursa evra i švajcarskog franka.

Prethodno izloženi model nam pokazuje da smanjenje bruto domaćeg proizvoda utiče na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede što se može objasniti prisustvom dugoročne veze u kretanju ovih varijabli (RO_{t-1}) ali i kratkoročnim uticajem ($D(DSZXK_t)$). Pre detaljne interpretacije dobijenih rezultata pristupamo analizama zasnovanim na primeni VAR modela – analizi uzročnosti, analizi dekompozicije varijanse greške predviđanja i funkcije impulsnog odziva.

Ukoliko pođemo od VAR modela u koji kao varijable uključujemo promenu nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede i promenu desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, a kao determinante prethodno tri korišćene impulsne veštačke promenljive¹⁵, dobijamo da statistička značajnost postoji samo na prvoj doznji.

Tabela 2. 6. Analiza uzročnosti između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene problematičnih kredita u sektoru privrede

Grejndžerov test uzročnosti	p-vrednost
Uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede	0,03
Uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede na promenu desezoniranog bruto domaćeg proizvoda	0,17
Testovi normalnosti i autokorelacije	p-vrednost
Doornik-Hansen test normalnosti	0,24
Portmanteau test autokorelacije - Q(12)/korigovani Q(12)	0,99/0,88

Izvor: kompilacija autora.

Primenom testova uzročnosti potvrđeno je da postoji jednostrani uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na promenu nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede (vidi Prilog 2b). Dinamičke odnose među razmatranim varijablama i snagu

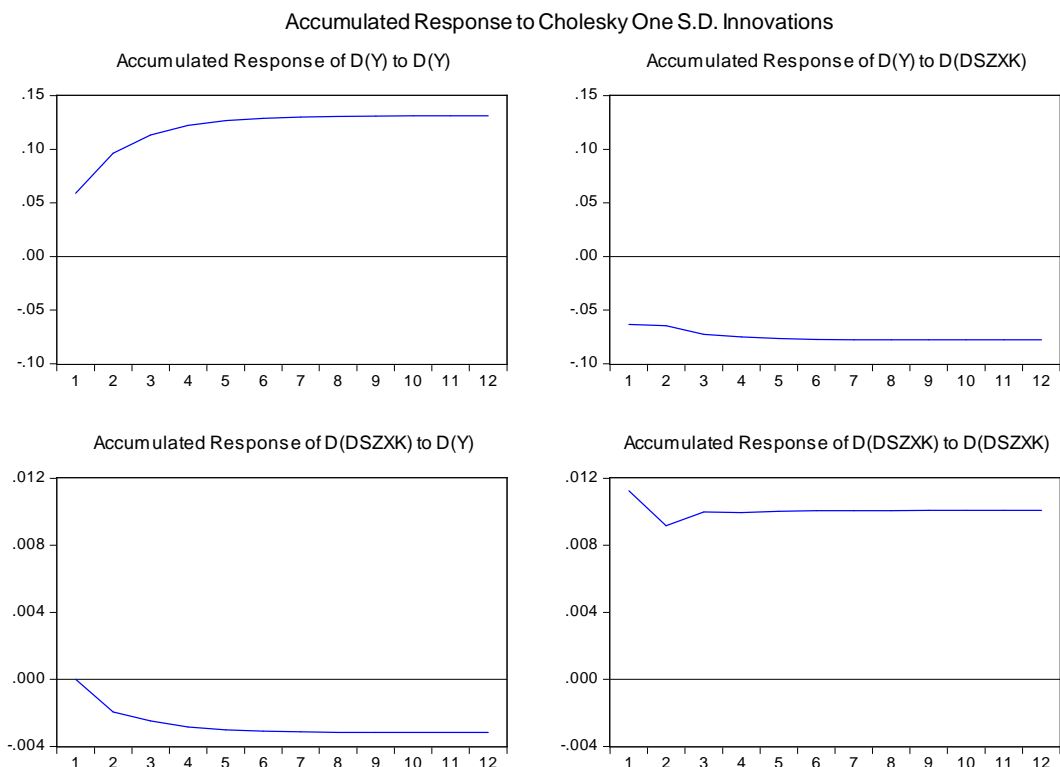
¹⁵ V201002, V201204 i V201301.

njihovog uticaja dodatno ćemo razmotriti analizom dekompozicije varijanse greške predviđanja.

Tabela 2. 7. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene problematičnih kredita u sektoru privrede

a) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju problematičnih kredita u sektoru privrede (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – problematični krediti)		
Period	Problematični krediti u sektoru privrede	Desezonirani bruto domaći proizvod
Prvi kvartal	46,5	53,5
Drugi kvartal	54,9	45,1
Prva godina	56,3	43,7
Druga godina	56,4	43,6
b) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – problematični krediti)		
Period	Problematični krediti u sektoru privrede	Desezonirani bruto domaći proizvod
Prvi kvartal	0,0	100,0
Drugi kvartal	2,9	97,1
Prva godina	3,1	96,9
Druga godina	3,1	96,9

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 9. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u sektoru privrede (Y) i promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (DSZXK)

Izvor: kompilacija autora.

Analizom dekompozicije varijanse greške predviđanja (vidi tabelu 2.7.), primećujemo da se na kraju prvog kvartala oko 53,5% varijabiliteta u kretanju problematičnih kredita u bankarskom sektoru može objasniti kretanjem bruto domaćeg proizvoda, dok se 46,5% objašnjava sopstvenim kretanjem. Dobijeni rezultat nam pokazuje da je bruto domaći proizvod značajan faktor u objašnjenju kretanja problematičnih kredita u sektoru privrede. Ovaj uticaj vremenom slabi ali ostaje izraženo snažan i na kraju druge godine, gde se kretanjem desezoniranog bruto domaćeg proizvoda može objasniti oko 43,6% kretanja problematičnih kredita u sektoru privrede.

Dekompozicijom varijanse greške predviđanja koja se odnosi na desezonirani bruto domaći proizvod uočavamo da se oko 96,9% kretanja bruto domaćeg proizvoda objašnjava

sopstvenim kretanjem, dok se oko 3,1% objašnjava promenom problematičnih kredita u sektoru privrede. Uticaj problematičnih kredita u sektoru privrede na nivo bruto domaćeg proizvoda je dosta slab, tako da definitivno odacujemo mogućnost postojanja značajne simultanosti u kretanju ovih varijabli i ostajemo primarno na analizi samo jednostrane uzročnosti.

Na osnovu analize funkcije impulsnog odziva zaključujemo da promena desezoniranog bruto domaćeg proizvoda u slučaju šoka od jedne standardne devijacije utiče na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede sa negativnim znakom. Kumulativna funkcija impulsnog odziva pokazuje da je uticaj problematičnih kredita u sektoru privrede na sopstveno kretanje izuzetno visok i ima pozitivan znak, što znači da porast problematičnih kredita u jednom momentu utiče na dalji porast problematičnih kredita, što predstavlja efekat ekonomske povezanosti privrednih društava¹⁶. Najvećim delom kretanje desezoniranog bruto domaćeg proizvoda je objašnjeno sopstvenim kretanjem ali je prisutan i mali uticaj porasta problematičnih kredita u sektoru privrede.

Na osnovu prethodnih analiza možemo zaključiti da desezonirani bruto domaći proizvod predstavlja determinantu problematičnih kredita u sektoru privrede, tako što pad bruto domaćeg proizvoda utiče na porast problematičnih kredita u sektoru privrede. Pogoršanje ekonomske situacije u silaznoj fazi poslovnog ciklusa, reflektovano i na nivou bruto domaćeg proizvoda, utiče na umanjenje kreditne sposobnosti klijenata i njihovu nemogućnost servisiranja kreditnih obaveza, što utiče na povećanje kašnjenja u otplati klijenata i prelazak klijenata u status problematičnih klijenata.

Postojanje snažnog uticaja prethodnih nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede na tekući nivo ponovo potvrđuje tezu o prisustvu jakog uticaja ekonomske povezanosti

¹⁶ Ekonomska povezanost privrednih društava odnosi se na dužničko-poverilačke odnose između privrednih društava gde se jedno privredno društvo nalazi u ulozi kupca, a drugu u ulozi dobavljača. Efekat ekonomske povezanosti se ispoljava u slučajevima kada pogoršanje poslovne i finansijske situacije u jednom privrednom društvu - kupcu izaziva pogoršanje poslovne i finansijske situacije u drugom privrednom društvu - dobavljaču.

privrednih društava tako da difolt jednog privrednog društva kroz kanal ekonomske povezanosti utiče na difolt drugih privrednih društava. Uticaj ekonomske povezanosti privrednih društava jedino u prvom kvartalu, prikazanom u funkciji implusnog odziva, je slabiji od uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda. U daljem toku perioda uticaj ekonomske povezanosti preovlađuje uticaj bruto domaćeg proizvoda u objašnjenju kretanja problematičnih kredita u sektoru privrede, ali nas dobijeni rezultati uveravaju, sa oko 43% objašnjenog varijabiliteta na kraju druge godine, da se promena bruto domaćeg proizvoda mora respektovati kao izuzetno značajan faktor promene problematičnih kredita u sektoru privrede.

Sektor privrede je dosta osetljiviji na promene u nivou desezoniranog bruto domaćeg proizvoda nego drugi sektori prema kojima je kreditno izložen bankarski sektor. Zbog toga je uticaj desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na problematične kredite u sektoru privrede izraženiji nego na problematične kredite u celokupnom bankarskom sektoru, što se najbolje vidi na osnovu analize dekompozicije varijanse greške predviđanja.

Rezultati analize uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na promenu nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede su osetljivi na promene specifikacije VAR modela u smislu moguće promene jačine uticaja merenog dekompozicijom varijanse slučaje greške ali bez obzira na specifikaciju VAR modela desezonirani bruto domaći proizvod predstavlja značajan faktor u objašnjenju promena nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede.

Efekat privrednih društava u stečaju. Posebno ćemo analizirati efekat koji dolazi od privrednih društava u stečaju¹⁷. Vremenska serija kojom opisujemo kretanje privrednih

¹⁷ Ukupni problematični krediti u bankarskom sektoru su sastavljeni iz tri velike homogene grupe: sektor privrede čini oko 54%, sektor stanovništva oko 16% i sektor drugih komitenata koji najvećih delom čine privredna društva u stečaju oko 21%, dok ostatak od oko 9% čine javna preduzeća sa oko 5%, preduzetnici 2,5% i poljoprivrednici sa nešto iznad 1%. Podaci o učešću su zasnovani na stanju na dan 31.12.2014. godine ali verno aproksimiraju strukturu problematičnih kredita tokom posmatranog perioda. Oko 97% sektora drugih komitenata čine privredna društva u stečaju, tako da slobodno možemo reći da privreda u širem smislu, uključujući i privredna društva u stečaju, čini blizu 75% ukupnih problematičnih kredita.

društava u stečaju i vremenska serija koju bi dobili sabiranjem privrednih društava u okviru sektora privrede i privrednih društava u stečaju su nestacionarne vremenske serije i nisu kointegrirane sa kretanjem bruto domaćeg proizvoda (vidi Prilog 2c). Zbog toga ćemo efekte privrednih društava u stečaju analizirati kroz već postavljeni model za sektor privrede uključivanjem varijable koja opisuje kretanje problematičnih kredita u sektoru drugih komitenata (vidi Prilog 2c):

$$D(\hat{Y}_t) = -0,158R0_{t-1} - 3,002D(dsZk_t) + 0,136V_{201002} - 0,187V_{201204} + 0,173V_{201301} + 0,088D(ST_{t-3})$$

(0,07)
(0,87)
(0,04)
(0,04)
(0,05)
(0,04)

$\bar{R}^2 = 0,75$ (2.4.)

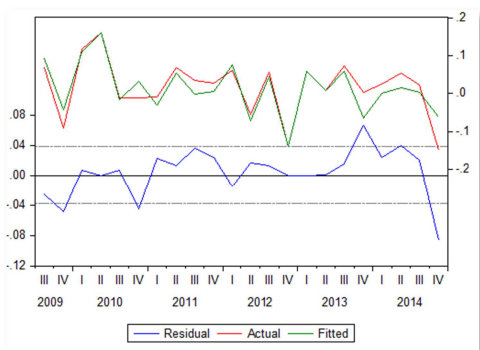
gde je ST_{t-3} -prva diferencna logaritmovane vrednosti nivoa problematičnih kredita u sektoru drugih komitenata tj. privrednih društava u stečaju sa kašnjenjem od tri kvartala.

U nastavku navodimo rezultate testiranja koji potvrđuju kvalitet izloženog modela (vidi tabelu 2.8. i sliku 2.10.)

Tabela 2. 8. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,10
Q test (12)	0,97
Remy Reset test specifikacije modela	0,65

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 10. Stvarna i modelom procenjena vrednost promene problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja promene stanja privrednih društava u stečaju

Izvor: kompilacija autora.

Nakon dopune modela sa novom varijablom uviđamo da je varijabla *ST* statistički značajna i da se njenim uključanjem povećava korigovani koeficijent determinacije. Rezultat nam ukazuje da privredna društva koja pređu u stečaj sa kašnjenjem od tri kvartala utiču na stečaj drugih privrednih društava zbog postojanja ekonomske povezanosti. Na ovaj način konkretno se objašnjava jedan deo uticaja nivoa problematičnih kredita iz prethodnog perioda na nivo problematičnih kredita u tekućem periodu.

Uvođenjem u prethodno postavljeni *VAR* model za analizu uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede nove varijable – promena nivoa privrednih društava u stečaju (*ST*), dobijamo potvrdu o postojanju jednostrane uzročnosti tj. potvrđen je uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene nivoa privrednih društava u stečaju na nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede. Primenom Grejndžerovog testa uzročnosti nisu pronađeni potvrdni rezultati o postojanju drugih vrsta uzročnosti u modelu. Navedeni rezultati su prikazani u tabeli 2.9.

Tabela 2. 9. Analiza uzročnosti između promene nivoa privrednih društava u stečaju i nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede

Grejndžerov test uzročnosti	p-vrednost
Uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene nivoa privrednih društava u stečaju na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede	0,01
Uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede i promene nivoa privrednih društava u stečaju na promenu desezoniranog bruto domaćeg proizvoda	0,19
Uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede i promene desezniranog bruto domaćeg proizvoda na promenu nivoa privrednih društava u stečaju	0,22
Testovi normalnosti i autokorelacije	p-vrednost
Doornik-Hansen test normalnosti	0,69
Portmanteau test autokorelacije - Q(12)/korigovani Q(12)	0,92/0,20

Izvor: kompilacija autora.

U nastavku dajemo analizu dekompozicije varijanse greške predviđanja (vidi tabelu 2.10.) i analizu kumulativne funkcije implusnog odziva (vidi sliku 2.11.).

Tabela 2. 10. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, promene nivoa privrednih društava u stečaju i promene problematičnih kredita u sektoru privrede

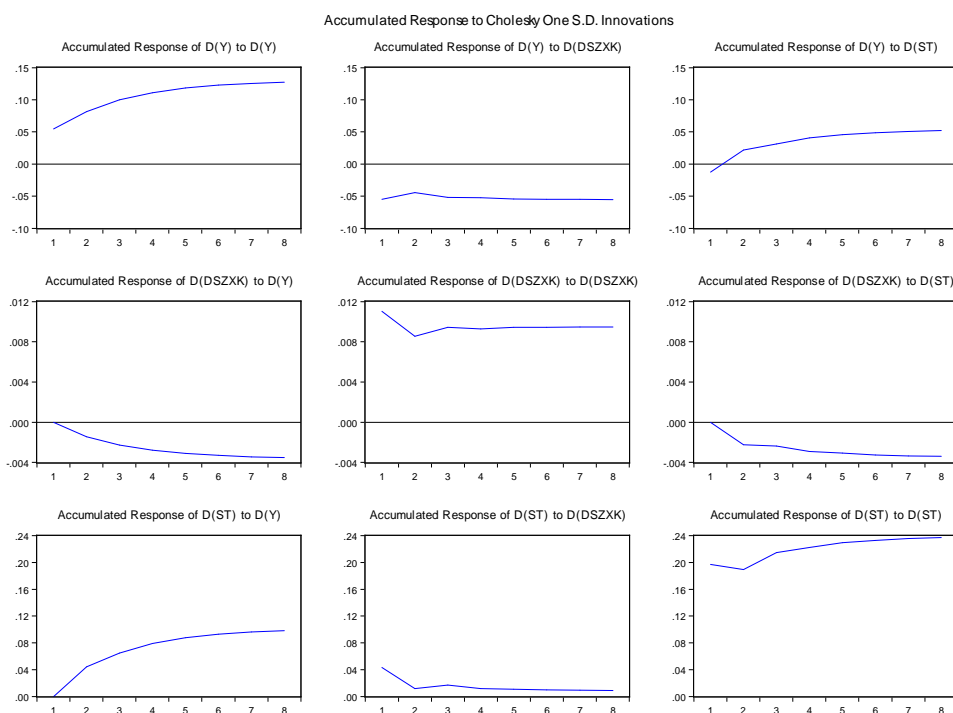
a) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju problematičnih kredita u sektoru privrede (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – privredna društva u stečaju - problematični krediti)			
Period	Problematični krediti u bankarskom sektoru	Desezonirani bruto domaći proizvod	Privredna društva u stečaju
Prvi kvartal	48,7	48,8	2,5
Drugi kvartal	45,5	38,2	16,3

Prva godina	47,2	35,8	17,0
Druga godina	47,4	35,4	17,2
b) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju sezonalnog bruto domaćeg proizvoda (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – privredna društva u stečaju - problematični krediti)			
Period	Problematicni krediti u sektoru privrede	Desezonirani bruto domaći proizvod	Privredna društva u stečaju
Prvi kvartal	0,0	100,0	0,0
Drugi kvartal	1,5	94,7	3,7
Prva godina	2,2	93,9	3,9
Druga godina	2,3	93,7	3,9
c) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju nivoa privrednih društava u stečaju (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – privredna društva u stečaju - problematični krediti)			
Period	Problematicni krediti u sektoru privrede	Desezonirani bruto domaći proizvod	Privredna društva u stečaju
Prvi kvartal	0,0	4,5	95,5
Drugi kvartal	4,5	6,5	89,0
Prva godina	5,7	6,4	87,9
Druga godina	5,9	6,4	87,6

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu analize dekompozicije varijanse greške predviđanja i kumulativne funkcije impulsnog odziva zaključujemo da postoji uticaj pada sezonalnog bruto domaćeg proizvoda i rasta ukupnog iznosa potraživanja od (nivoa) privrednih društava u stečaju na porast problematičnih kredita u sektoru privrede. Uključivanjem promene nivoa problematičnih kredita u stečaju u model smanjio se jednim delom uticaj promene sezonalnog bruto domaćeg proizvoda i drugim delom uticaj problematičnih kredita u sektoru privrede na sopstveno kretanje. Smanjenje uticaja promene sezonalnog bruto domaćeg proizvoda, usled uvođenja nove varijable, može se objasniti uticajem pada bruto domaćeg proizvoda na porast privrednih društava u stečaju, koji se prethodno nije video, a

sada je direktno prikazan u modelu kao uticaj porasta privrednih društava u stečaju na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Kvantitativnim nalazima potvrđen uticaj porasta nivoa privrednih društava u stečaju na porast problematičnih kredita u sektoru privrede još jednom ukazuje da postoji izražena ekonomska povezanost privrednih društava koja utiče da difolt jedne grupe privrednih društava utiče na difolt druge grupe privrednih društava.



Slika 2. 11. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u sektoru privrede (Y), promene privrednih društava u stečaju (ST) i promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (DSZXK)

Izvor: kompilacija autora.

Analiza uticaja bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Na osnovu testova kointegracije nije potvrđeno prisustvo dugoročne veze u kretanju problematičnih kredita u sektoru stanovništva i desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, tako da na modeliranje problematičnih kredita u sektoru stanovništva neće biti primenjen model sa korekcijom ravnotežne greške, već klasični linearni regresioni model

zasnovan na prvim diferencama vremenskih serija. U sektoru stanovništva nije pronađena statistički značajna veza između promene nivoa bruto domaćeg proizvoda i promene nivoa problematičnih kredita (vidi Prilog 2d). Međutim, evidentno je da na promenu nivoa problematičnih kredita u sektoru stanovništva deluje promena problematičnih kredita u sektoru privrede u toku istog kvartala i sa kašnjenjem od jednog kvartala.

$$D(\hat{W}k_t) = 0,021785 + 0,379083D(Yk_t) + 0,255735D(Yk_{t-1}) \quad (2.5.)$$

(0,01) (0,09) (0,10)

$$\bar{R}^2 = 0,47$$

gde je:

$D(\hat{W}k_t)$ - modelom procenjena prva diferenca logaritmovane vrednosti nivoa problematičnih kredita u sektoru stanovništva u trenutku t ¹⁸,

$D(Yk_t)$ - prva diferenca logaritmovane vrednosti problematičnih kredita u sektoru privrede u toku istog kvartala (u trenutku t),

$D(Yk_{t-1})$ - prva diferenca logaritmovane vrednosti problematičnih kredita u sektoru privrede sa kašnjenjem od jednog kvartala.

U nastavku dajemo sumarni prikaz rezultata testiranja koji potvrđuju kvalitet prethodno izloženog modela (vidi tabelu 2.11. i sliku 2.12.).

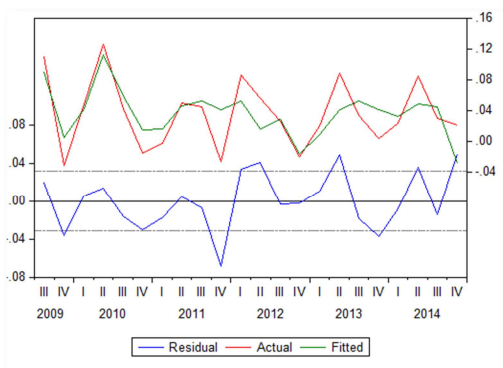
Tabela 2. 11. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,91
Q test (12)	0,13

¹⁸ Oznaka k uz korišćene varijable u modelu znači „korigovana serija“ u smislu da je originalna vremenska serija (bez oznake k), zbog prisustva određenih ekstremnih vrednosti na početku vremenske serije kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva (kraj 2008. godine), skraćena za početne ekstremne vrednosti. Originalna serija počinje od trećeg kvartala 2008. godine a „korigovana serija“ počinje od prvog kvartala 2009. godine.

Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,54
Remy Reset test specifikacije modela	0,12

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 12. Stvarna i modelom procenjena promena problematičnih kredita u sektoru stanovništva pri analizi uticaja promene problematičnih kredita u sektoru privrede

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu prethodnog modela možemo zaključiti da se oko 47% promena u nivou problematičnih kredita u sektoru stanovništva može objasniti promenama u nivou problematičnih kredita u sektoru privrede. S obzirom da su najvećim delom posmatranog perioda obe vremenske serije imale tendenciju rasta možemo slobodno zaključiti da je porast problematičnih kredita u sektoru privrede u toku istog kvartala ili sa kašnjenjem od jednog kvartala tj. u periodu od 90 do 180 dana, uticao na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Ulazak privrednih društava u status problematičnih klijenata karakteriše slabljenje poslovne i finansijske situacije koja se odražava na urednost isplata zarada zaposlenima, smanjenje zarada i posledično redukovanje broja zaposlenih, što dovodi do slabljenja kreditne sposobnosti radno angažovanog stanovništva u navedenim privrednim društvima, kašnjenja u otplatama kredita i povećanje nivoa problematičnih kredita odobrenih stanovništvu.

Postavljanjem VAR modela prvog reda zasnovanog za prvim diferencama, gde se kao varijable koriste promena problematičnih kredita u sektoru stanovništva i promena

problematičnih kredita u sektoru privrede, a kao determinante dve već korišćene impulsne veštačke varijable¹⁹, dobijamo potvrdu o postojanju jednostrane uzročnosti u smislu uticaja promene problematičnih kredita u sektoru privrede na promenu problematičnih kredita u sektoru stanovništva (vidi tabelu 2.12.).

Tabela 2. 12. Analiza uzročnosti između promene nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede i promene nivoa problematičnih kredita u sektoru stanovništva

Grejndžerov test uzročnosti	p-vrednost
Uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede na promenu problematičnih kredita u sektoru stanovništva	0,02
Uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede	0,72
Testovi normalnosti i autokorelacije	p-vrednost
Doornik-Hansen test normalnosti	0,08
Portmanteau test autokorelacije - Q(12)/korigovani Q(12)	0,89/0,32

Izvor: kompilacija autora.

Nakon analize uzročnosti u nastavku dajemo analizu dekompozicije varijanse greške predviđanja (vidi tabelu 2.13.) i analizu kumulativne funkcije impulsnog odziva (slika 2.13.).

Tabela 2. 13. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene promene problematičnih kredita u sektoru stanovništva i promene problematičnih kredita u sektoru privrede

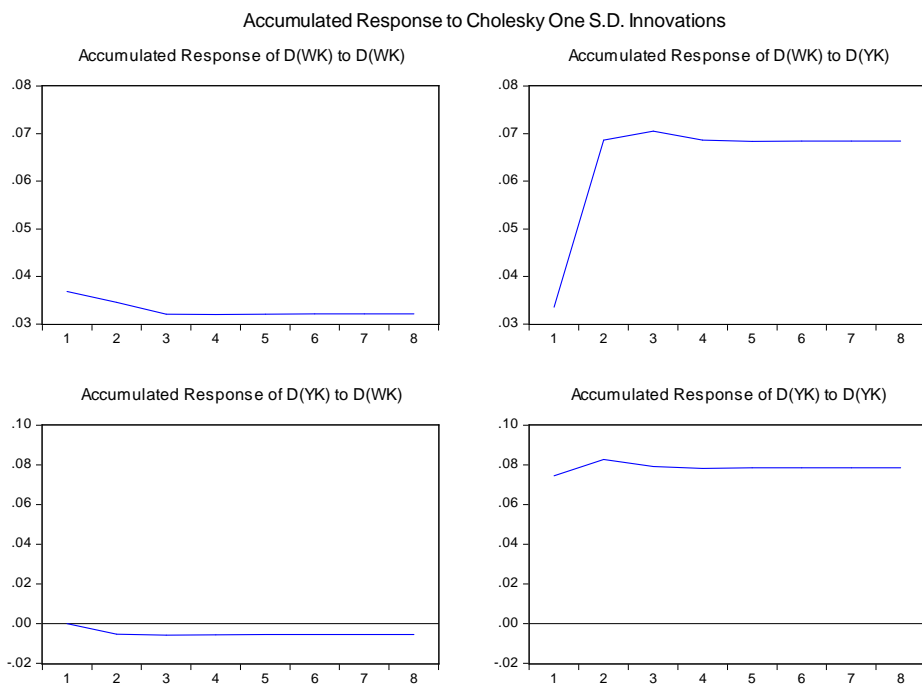
a) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju problematičnih kredita u sektoru stanovništva (Cholesky raspored: problematični krediti u sektoru privrede - problematični krediti u sektoru stanovništva)		
Period	Problematični krediti u sektoru	Problematični krediti u sektoru

¹⁹ V201301 i V201204.

	stanovništva	privrede
Prvi kvartal	54,8	45,2
Drugi kvartal	36,7	63,3
Prva godina	36,7	63,3
Druga godina	36,7	63,3
b) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju problematičnih kredita u sektoru privrede (Cholesky raspored: problematični krediti u sektoru privrede - problematični krediti u sektoru stanovništva)		
Period	Problematični krediti u sektoru stanovništva	Problematični krediti u sektoru privrede
Prvi kvartal	0,0	100,0
Drugi kvartal	0,5	99,5
Prva godina	0,5	99,5
Druga godina	0,5	99,5

Izvor: kompilacija autora.

Analizom dekompozicije greške predviđanja u kretanju problematičnih kredita u sektoru stanovništva, pri Cholesky rasporedu uticaja od sektora privrede prema sektoru stanovništva, zaključujemo da se promenom problematičnih kredita u sektoru privrede može objasniti oko 63,3% promena problematičnih kredita u sektoru stanovništva.



Slika 2. 13. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u sektoru stanovništva i promene problematičnih kredita u sektoru privrede

Izvor: kompilacija autora.

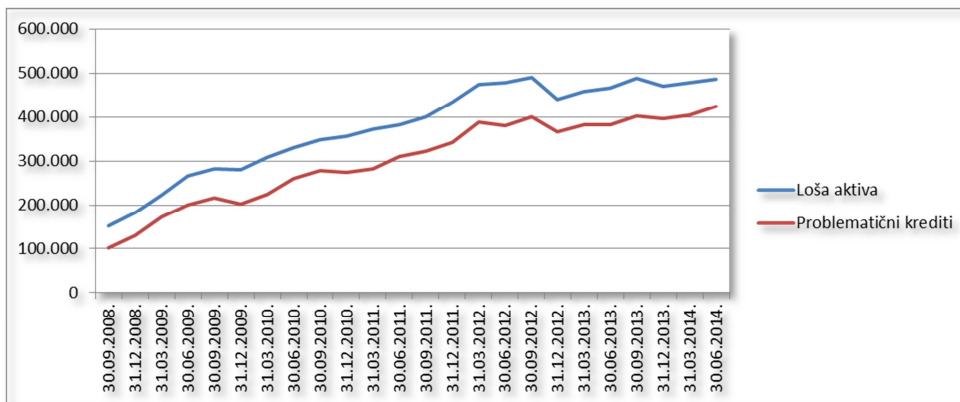
Kumulativna funkcija impulsnog odziva pokazuje da porast problematičnih kredita u sektoru privrede utiče na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Više nego očigledno je da pogoršanje poslovne situacije u privrednim društvima, koje se registruje kroz njihov prelazak u status problematičnih kredita, utiče na slabljenje kreditne sposobnosti fizičkih lica koja su zaposlena u tim privrednim društvima, poput kašnjenja zarada, smanjenja zarada, otpuštanja radnika i sl., što dovodi do porasta fizičkih lica koja imaju probleme u otplati svojih kreditnih obaveza. Uticaj porasta problematičnih kredita u sektoru stanovništva nije se pokazao kao značajan na osnovu testa uzročnosti. Na osnovu funkcije implusnog odziva može reći da je ovaj uticaj dosta slabiji i utiče na smanjenje problematičnih kredita u sektoru privrede, što nam govori da porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva dolazi od slabljenja kreditne sposobnosti određenih fizičkih lica usled sprovedene racionalizacije troškova u nekim privrednim društvima, kao što je

smanjenje zarada i otpuštanje zaposlenih, što se u krajnjoj instanci održava na malo poboljšanje kreditne sposobnosti tih privrednih društava.

Analiza ograničenja. Period posmatranja obuhvata samo silaznu fazu jednog poslovnog ciklusa tako da su modelima većinom obuhvaćeni negativni uticaji bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita. Zbog toga će u fokusu dalje analize biti i mogućnost produživanja perioda posmatranja na uzlaznu fazu poslovnog ciklusa. Takođe, pojedine modele karakteriše i relativno niska objašnjavajuća moć koja se može povećati uključivanjem dodatnih varijabli u daljem toku analize.

Produživanje vremenske serije kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita kako bi obuhvatila uzlaznu fazu poslovnog ciklusa. Pođimo od vremenske serije kojom opisujemo nivo loše aktive, gde pod lošom aktivom podrazumevamo potraživanja od klijenata razvrstana u G i D kategoriju prema propisima Narodne banke Srbije²⁰. Ukoliko u periodu od 30.09.2008. do 31.12.2014. godine uporedimo vremensku seriju kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u bankarskom sektoru i vremensku seriju kojom opisujemo nivo loše aktive u bankarskom sektoru uočićemo da postoji izražena podudarnost u kretanju navedenih serija.

²⁰ Prema propisima Narodne banke Srbije u kategoriju G svrstavaju se potraživanja od klijenata po osnovu kojih postoji kašnjenje duže od 90 dana, a u kategoriju D potraživanja po osnovu kojih postoji kašnjenje duže od 180 dana. Iako postoje i drugi, uglavnom kvalitativni kriterijumi, koji opredeljuju klasifikaciju potraživanja u ove kategorije, kašnjenje u otplati je najčvršći kriterijum i upravo ovaj kriterijum dominantno određuje sastav navedenih kategorija. Dani docnje su ključni kriterijum koji zbir ove dve kategorije čini predmetom mogućeg povezivanja sa definicijom problematičnih kredita.



Slika 2. 14. Uporedna analiza kretanja problematičnih kredita i loše aktive u bankarskom sektoru Republike Srbije

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

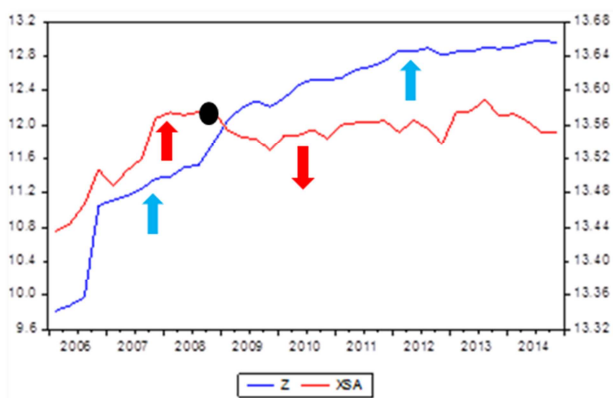
U toku posmatranog perioda problematični krediti iznosili su u proseku oko 79% iznosa loše aktive. Na početku perioda ovaj procenat je bio 67%, dok je na kraju perioda bio 87%. Porast učešća problematičnih kredita u lošoj aktivi je pre svega posledica krize koja je uticala da docnja poveća svoje učešće u okviru ovih kategorija ali i metodoloških izmena koje su uticale da se smanji broj kvalitativnih kriterijuma koji opredeljuju svrstavanje potraživanja u loše kategorije prema propisima Narodne banke Srbije. Velika usaglašenost u kretanju ovih serije tokom posmatranog perioda upravo nas uverava da nije bilo metodoloških izmena u definiciji loše aktive koje su materijalno uticale da se kretanje loše aktive bitnije razlikuje od kretanja problematičnih kredita. Zapravo, u toku posmatranog perioda kretanje oba pokazatelja vodio je isti pokretač - “drajver” (*driver*), krizom prouzrokovana docnja u otplati kredita. Upravo na ovoj pretpostavci zasnovali smo projekciju vremenske serije kojom opisujemo problematične kredite unazad kako bi seriju produžili na period počev od prvog kvartala 2006. do četvrtog kvartala 2014. godine (vidi Prilog 3e) i tako dobijamo vremensku seriju sa 36 kvartalnih podataka.

Produžena vremenska serija kojom opisujemo nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru je nestacionarna vremenska serija sa jednim jediničnim korenom, dok je vremenska

serija kojom opisujemo kretanje bruto domaćeg proizvoda nestacionarna po DF testu na nivou značajnosti 5% i na nivou značajnosti od 10% po KPSS testu (vidi Prilog 1).

Podaci o kretanju loše aktive raspoloživi su samo na nivou bankarskog sektora, tako da se projekcija stope problematičnih kredita ne može vršiti za sektor privrede i sektor stanovništva.

Kointegrisanost vremenske serije kojom opisujemo nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru i kretanje bruto domaćeg proizvoda u produženom periodu opserviranja (od 31.03.2006. do 31.12.2014. godine). Prethodno postavljeni modeli za ocenu kretanja problematičnih kredita u bankarskom sektoru i sektoru privrede u periodu od 30.09.2009. do 31.12.2014. godine pokazali su da postoji kointegrisanost u kretanju problematičnih kredita i bruto domaćeg proizvoda. Analiza kointegrisanosti vremenskih serija kojima opisujemo kretanje problematičnih kredita u sektoru privrede i kretanje bruto domaćeg proizvoda u produženom periodu, od 31.03.2006. do 31.12.2014. godine, pokazala je da ne postoji dugoročna veza u kretanju razmatranih vremenskih serija (Prilog 3e). Produživanjem vremenske serije i uključivanjem uzlazne faze poslovnog ciklusa u period posmatranja došlo je do gubljenja dugoročne veze u kretanju problematičnih kredita i bruto domaćeg proizvoda. Takođe, usled produženja izgubljenja je i ekonomski logička interpretacija kratkoročnih uticaja, prisutna u silaznoj fazi poslovnog ciklusa, da pad bruto domaćeg proizvoda utiče na porast problematičnih kredita. Na slici 2.15. na kojoj je grafički ilustrovano kretanje problematičnih kredita i bruto domaćeg proizvoda u produženom periodu možemo primetiti određenje tendencije na osnovu kojih se može objasniti gubljenje dugoročne veze.



Slika 2. 15. Nivo problematičnih kredita (z) i desezonirani bruto domaći proizvod (xsa) – logaritmovane vrednosti

Izvor podataka: kompilacija autora.

Očigledno je da od ulaska privrede u silaznu fazu poslovnog ciklusa - crna tačka na slici 2.15., postoji negativna povezanost u kretanju problematičnih kredita i bruto domaćeg proizvoda. U silaznoj fazi poslovnog ciklusa problematični krediti imali su tendenciju rasta, dok je bruto domaći proizvod imao tendenciju pada. Vizuelna analiza ovih slika upravo potvrđuje rezultate prethodno postavljenih modela koji nam ukazuju da između kretanja problematičnih kredita i bruto domaćeg proizvoda postoji negativna dugoročna veza, kao i da u kratkom roku pad bruto domaćeg proizvoda utiče na rast problematičnih kredita. Period pre crne tačke, deo uzlazne faze poslovnog ciklusa, karakterišu drugačija kretanja – obe varijable imaju tendenciju rasta. Dok problematični krediti tokom celog proširenog perioda imaju tendenciju rasta, bruto domaći proizvod do kraja 2008. godine ima tendenciju rasta koja biva nastavljena periodom njegovom pada. U prvom delu perioda, odnosno tokom uzlazne faze poslovnog ciklusa, ne postoji ni jedan ekonomski razlog da bi se verifikovale tendencije koje postoje u silaznoj fazi privrednog ciklusa i zbog toga dolazi do gubitka negativne kointegracione veze u kretanju ovih serija. Održavanje negativne kointegracione veze u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa nije ostvarivo jer bi to značilo da se nivo problematičnih kredita u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa smanjuje. Nivo problematičnih kredita u prvoj fazi poslovnog ciklusa prirodno raste tj. raste po nekoj prirodnoj stopi po kojoj klijenti u normalnim okolnostima, u uslovima privredne

ekspanzije, prelaze u status nemogućnosti izmirenja svojih obaveza. Upravo zbog ove činjenice, u trenutku kada se iz faze pada bruto domaćeg proizvoda vratimo u fazu njenog rasta, dolazi do prestanka negativne kointegracije između ovih serija. I pored toga što postoji istovetna tendencija u kretanju problematičnih kredita i bruto domaćeg proizvoda tokom uzlazne faze poslovnog ciklusa i činjenica da bi se upravo na toj pretpostavci mogao postaviti klasični linearni regresioni model, kointegracioni testovi pokazuju da ne postoji kointegracija u kretanju ovih serije i da ja takva podudarnost u kretanju ekonomski neprihvatljiva. Tokom proširenog perioda, koji obuhvata deo ulazne i silaznu fazu poslovnog ciklusa, u segment kratkoročnih uticaja merenih promenom varijabli - prvim diferencama, rast bruto domaćeg proizvoda utiče na rast problematičnih kredita, što predstavlja ekonomski neprihvatljivu interpretaciju i to je posledica uticaja tendencija koje postoje u prvoj fazi poslovnog ciklusa. Zbog toga se odbacuje mogućnost postavljanja ispravnog modela na produženoj vremenskoj seriji.

Ukoliko pođemo od toga da kritična vrednost Diki Fulerovog testa reziduala za ocenu postojanja kointegrisanosti između kretanja problematičnih kredita i kretanja bruto domaćeg proizvoda za datu dužinu vremenske serije od oko 36 opservacije iznosi oko -4,05 i da prisustvo kointegrisanosti potvrđujemo jedino u slučajevima kada je dobijena vrednost test statistike ispod ovog kritičnog nivoa, u tabeli 2.14. date je kvantitativna potvrda da dolazi do slabljenja kointegracije sa proširivanjem vremenske serije za pojedine delove uzlazne faze poslovnog ciklusa (Prilog 3e).

Tabela 2. 14. Vrednosti Diki Fulerove test statistike za različite dužine vremenske serije

Period posmatranja	Od 31.03.2006. do 31.12.2014.	Od 31.03.2008. do 31.12.2014.	Od 30.06.2008. do 31.12.2014.	Od 30.09.2008. do 31.12.2014.
Vrednost Diki Fulerove test statistike	-2,39	-2,13	-2,12	-4,62

Izvor: kompilacija autora.

Primećujemo da je već sa prvim produživanjem vremenske serije za jedan kvartal, uključivanjem dodatno jedne opservacije iz prve faze poslovnog ciklusa došlo do sudara različitih tendencija u kretanjima razmatranih serija i gubljenja kointegracije, kao i da se daljim produživanjem serije nije postigao značajniji rezultat. Nesporno je da postoji asimetrična reakcija problematičnih kredita na promene bruto domaćeg proizvoda u zavisnosti od faze poslovnog ciklusa. U silaznoj fazi poslovnog ciklusa problematični krediti izraženo rastu usled pada bruto domaćeg proizvoda, dok u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa na tendenciju rasta bruto domaćeg proizvoda problematični krediti najvećim delom reaguju umerenom stopom rasta (nekom prirodnom stopom rasta) karakterističnom za period bez turbulentnih ekonomskih dešavanja.

Ovde se otvara pitanje da li postoji pokazatelj nivoa kreditnog rizika koji bi bolje reflektovao kretanja u fazi privredne ekspanzije tj. izraženije reagovao na tendencije rasta ekonomske aktivnosti u ovoj fazi. Nesumljivo je da su stope rasta problematičnih kredita u fazi privredne ekspanzije dosta niže od stopa rasta u fazi recesije ali potrebna je mera nivoa kreditnog rizika koja bi jače odslikavala pozitivne tendencije u prvoj fazi ciklusa. Ukoliko bi na osnovu projektovanog nivoa problematičnih kredita u prvoj fazi poslovnog ciklusa izračunali stopu (učešće) problematičnih kredita jasno bi videli da i ova stopa ima tendenciju rasta u posmatranom periodu i da bi rezultat nesumljivo bio sličan prethodno dobijenom. Postoje dva moguća načina za prevazilaženje date poteškoće: 1) posedovanje dovoljno duge vremenske serije koja bi uključila kraj druge faze nekog prethodnog poslovnog ciklusa i uhvatila trenutak umanjnja problematičnih kredita prilikom prelaska privrede iz silazne prethodnog u uzlaznu fazu tekućeg poslovnog ciklusa, i 2) umesto problematičnih kredita i stope problematičnih kredita kao statičkog pokazatelja kreditnog rizika upotreba nekog od dinamičkih pokazatelja kreditnog rizika, poput verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika (*Probability of Defolt*), stope obnove vrednosti kredita (*Recovery Rate*) ili stopa očekivanog gubitka (*Expected Loss Rate*). Oba navedena načina nisu u ovom trenutku raspoloživa u slučaju analize bankarskog sektora Republike Srbije tako da mogu predstavljati predmet nekih budućih istraživanja na ovu temu.

Rezime – poslovni ciklus kao determinanta kreditnog rizika. Korišćenjem podataka o ukupnim problematičnim kreditima u bankarskom sektoru, sektoru privrede i sektoru stanovništva, kao pokazatelju nivoa kreditnog rizika, i desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, kao pokazatelja ekonomske aktivnosti kroz koju se odslikava faza poslovnog ciklusa, na kvartalnim podacima u periodu od 30.09.2008. do 31.12.2014. godine, u bankarskom sektoru Republike Srbije, došli smo do rezultata koji pokazuje da je desezonirani bruto domaći proizvod značajan faktor kreditnog rizika u bankarskom sektoru i sektoru privrede i da nije relevantan faktor za objašnjenje nivoa kreditnog rizika u sektoru stanovništva. Nivo kreditnog rizika u sektoru privrede osetljiv je na silaznu fazu poslovnog ciklusa jer pad desezoniranog bruto domaćeg proizvoda prouzrokuje izražen rast problematičnih kredita u ovom sektoru. Imajući u vidu da oko 60% ukupnih problematičnih kredita u bankarskom sektoru, po metodologiji NBS, čini sektor privrede prethodno opisani uticaj desezoniranog bruto domaćeg proizvoda potvrđen je i na nivou bankarskog sektora. Sektor stanovništva nije se pokazao senzitivnim na promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda.

Identifikovan je značajan uticaj problematičnih kredita na nastanak novih problematičnih kredita u sektoru privrede, posebno kroz potvrđen uticaj porasta privrednih društava u stečaju na porast problematičnih kredita u sektoru privrede sa kašnjenjem od tri kvartala, što pokazuje da je u sektoru privrede izraženo prisutna ekonomska povezanost privrednih društava koja je prouzrokovala efekte lančanih neizvršenja obaveza klijenata. Porast problematičnih kredita u sektoru privrede pokazao se kao značajan faktor u objašnjenju porasta problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Nastanak poslovnih i finansijskih poteškoća u privrednim društvima, što se registruje kroz porasta problematičnih kredita, opredeljuje redukcije i kašnjenja zarada, kao i otpuštanja zaposlenih, što dovodi u krajnjem ishodištu do kašnjenja fizičkih lica u otplati svojih kreditnih obaveza i porasta nivoa problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

Problematični krediti, kao pokazatelj nivoa kreditnog rizika, imaju asimetričnu reakciju na promenu desezoniranog bruto domaćeg proizvoda u zavisnosti od faze poslovnog ciklusa.

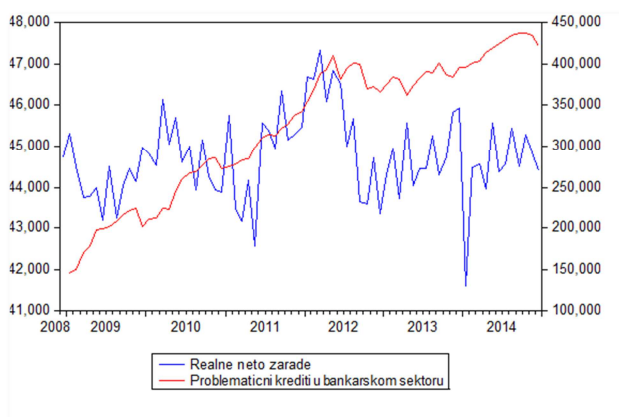
U silaznoj fazi poslovnog ciklusa pad desezoniranog bruto domaćeg proizvoda prouzrokuje izražen rast problematičnih kredita (negativan odnos). U uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa rast desezoniranog bruto domaćeg proizvoda praćena je umerenim stopama rasta problematičnih kredita (pozitivan odnos). Identifikovana asimetričnost reakcije problematičnih kredita u različitim fazama poslovnog ciklusa potvrđena je rezultatima koji ukazuju da se uspostavljena kointegracija u kretanju bruto domaćeg proizvoda i problematičnih kredita u silaznoj fazi poslovnog ciklusa prekida u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa zbog promene smera reakcije problematičnih kredita na promenu bruto domaćeg proizvoda.

2.2. Nivo realnih neto zarada kao determinanta kreditnog rizika

Nivo realnih neto zarada u Republici Srbiji²¹ je podatak koji je raspoloživ na mesečnom nivou što opredeljuje da možemo postaviti model zasnovan na mesečnim podacima. S obzirom da su podaci o nivou problematičnih kredita na mesečnom nivou dostupni od decembra 2008. godine, model će obuhvatiti period od 31.12.2008. godine do 31.12.2014. godine.

Uticaj realnih neto zarada na nivo problematičnih kredita na nivou bankarskog sektora. Ukoliko vizuelno uporedimo vremensku seriju kojom opisujemo mesečni nivo problematičnih kredita na nivou bankarskog sektora i vremensku seriju kojom opisujemo kretanje desezoniranih realnih neto zarada u Republici Srbiji (vidi sliku 2.16.), opažamo da ne postoji određena vrsta korelisanosti u njihovom kretanju.

²¹ Realne neto zarade su dobijene tako što su nominalne neto zarade deflacionirane potrošačkim cenama, gde je kao baza uzeta 2014. godina.



Slika 2. 16. Kretanje problematičnih kredita na nivou bankarskog sektora (desna skala, u milionima dinara) i realnih mesečnih neto zarada (leva skala)

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Vremenska serija kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita na nivou bankarskog sektora je nestacionarna vremenska serija, kao i vremenska serija kojom opisujemo kretanje desezoniranih realnih mesečnih neto zarada nakon eliminacije jednokratnog strukturnog loma iz januara 2014. godine²²(vidi Prilog 1). Primenom klasičnog linearnog regresionog modela na prve difference vremenskih serija zaključujemo da se kretanje problematičnih kredita u bankarskom sektoru ne može objasniti kretanjem desezoniranih realnih neto zarada (Prilog 3a).

Nakon pozitivnog rezultata analize kointegrisanosti razmatranih vremenskih serija, postavili smo VAR model reda 2 i primenom Grejndžerovog testa uzročnosti (vidi tabelu 2.15.) dobili smo rezultat da ne postoji uzročnost u kretanju problematičnih kredita u bankarskom sektoru i desezoniranih realnih mesečnih zarada (vidi Prilog 3b i 3c).

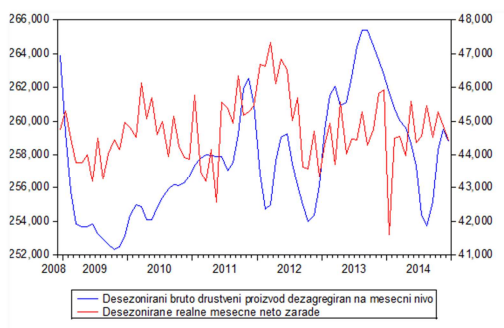
²² U januaru 2014. godini u Republici Srbiji je uveden solidarni porez na zarade zaposlenima iz javnog sektora što se odrazilo na smanjenje zarada u ovom mesecu.

Tabela 2. 15. Analiza uzročnosti između promene nivoa desezoniranih realnih neto zarada i promene nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru

Grejndžerov test uzročnosti	p-vrednost
Uticaj promene desezoniranih realnih neto zarada na promenu problematičnih kredita u bankarskom sektoru	0,61
Uticaj promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru na promenu desezoniranih realnih neto zarada	0,56
Testovi normalnosti i autokorelacije	p-vrednost
Doornik-Hansen test normalnosti	0,07
Portmanteau test autokorelacije - Q(12)/korigovani Q(12)	0,30/0,14

Izvor: kompilacija autora.

Rezultati analize nam ukazuju da ne samo da ne postoji uticaj desezoniranih realnim mesečnih zarada na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru već i da desezonirane realne mesečne neto zarade nisu značajno osetljive na porast problematičnih kredita, pre svega, na prelazak privrednih društava u status problematičnih klijenata. Ovakav zaključak možemo potvrditi i vizuelnom analizom kretanja desezoniranih realnih neto zarada (slika 2.17.)



Slika 2. 17. Kretanje desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (leva skala) i desezoniranih realnih mesečnih neto zarada (desna skala)

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Prirodno je očekivati da privredna društva koja imaju poslovne i finansijske potreškoće racionalizaciju svojih troškova sprovode redukcijom zarada ili otpuštanjem zaposlenih, međutim, u našem slučaju to se nije registrovalo kroz značajnije smanjenje realnih mesečnih neto zarada. Smanjena osetljivost realnih mesečnih neto zarada na pogrošanje poslovnog i finansijskom stanja u privrednim društvima može se jednim delom objasniti značajnim uticajem relativne stabilnosti zarada u javnom sektoru u odnosu na negativni efekat na zarade koji dolazi najvećim delom iz privatnog sektora. Teza o značajnosti uticaja zarada iz javnog sektora je prethodno i potvrđena postojanjem strukturnog loma u kretanju realnih mesečnih neto zarada u trenutku uvođenja solidarnog poreza, dok je teza o odsustvu značajnog uticaja privatnog sektora na nivo realnih neto zarada delom potvrđena rezultatima naše analize koji ukazuju da ne postoji uzročnost u kretanju ovih varijabli. Potpunu potvrdu za smanjenu osetljivost realnih mesečnih neto zarada na pogoršanje poslovne u privatnom sektoru najbolje možemo sagledati analizom kretanja realnih mesečnih neto zarada i kretanja bruto domaćeg proizvoda.

Analizom slike 2.17. uviđamo da ne postoji značajna podudarnost u kretanju sezonsiranog bruto domaćeg proizvoda i sezonsiranih realnih mesečnih neto zarada. Primenom klasičnog linearnog regresionog modela na osnovne vrednosti vremenskih serija kojima opisujemo kretanje sezonsiranih realnih neto zarada i kretanje sezonsiranog bruto domaćeg proizvoda (vidi Prilog 3c), dobijamo da ne postoji statistička značajnost bruto domaćeg proizvoda u objašnjenju nivoa realnih mesečnih neto zarada, što je još jedna potvrda da kretanja privredne aktivnosti u privatnom sektoru imaju relativno mali ili neznatan uticaj na nivo realnih mesečnih neto zarada. Testovi kointegrisanosti su pokazali da ne postoji dugoročna veza u kretanju sezonsiranog bruto domaćeg proizvoda i sezonsiranih realnih neto zarada, a Grejndžerov test uzročnosti (vidi tabelu 2.16.) primenjen na prve diference vremenskih serija potvrdio je da ne postoji uzročnost u kretanju sezonsiranog bruto domaćeg proizvoda i sezonsiranih realnih neto zarada.

Tabela 2. 16. Analiza uzročnosti između promene nivoa desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i promene desezoniranih realnih mesečnih neto zarada

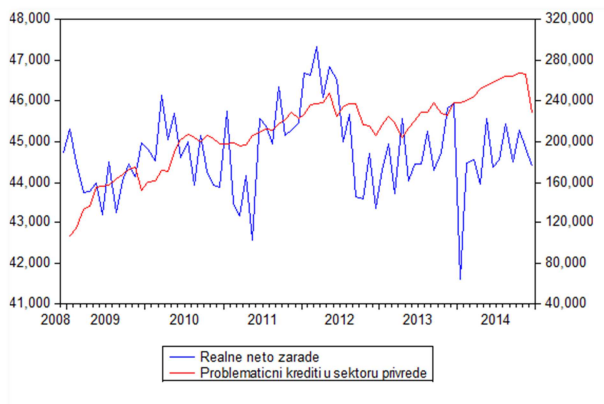
Grejndžerov test uzročnosti	p-vrednost
Uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na promenu desezoniranih realnih mesečnih neto zarada	0,65
Uticaj promene desezoniranih realnih mesečnih neto zarada na promenu desezoniranog bruto domaćeg proizvoda	0,14
Testovi normalnosti i autokorelacije	p-vrednost
Doornik-Hansen test normalnosti	0,41
Portmanteau test autokorelacije - Q(12)/korigovani Q(12)	0,93/0,49

Izvor: kompilacija autora.

Primenom prethodnog modela možemo zaključiti da se realne neto zarade ne mogu smatrati faktorom rizika kojim se može objasniti kretanje stope problematičnih kredita u bankarskom sektoru, kao i da se ne mogu smatrati varijablom na koju se značajno reflektuju promene u nivou ekonomske aktivnosti, mereno visinom bruto domaćeg proizvoda. Ovakav zaključak posledica je činjenice da su prosečne neto zarade pod dominantim uticajem zarada u javnom sektoru koje se nisto znatno menjale u kriznim periodu. Ne može se odbaciti teza da su neto zarade osetljive na kretanje ekonomske aktivnosti i obrnuto, ali prisutan jak uticaj stabilnih primanja u javnom sektoru relativizovao je značaj zarada privatnog sektora. U ovom istraživanju nećemo dalje ulaziti u problematiku realnih neto zarada i utvrđivanje šta ključno doprinosi promenama u njihovom nivou, kao što nećemo ulaziti u analizu zašto je uticaj pogoršanja ekonomske aktivnosti u privatnom sektoru na nivo realnih mesečnih neto zarada izraženo slab.

Uticaj realnih neto zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede.

Vizuelnim upoređivanjem kretanja realnih mesečnih neto zarada i nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede, ne uviđamo neku posebnu povezanost u kretanju posmatrane dve vremenske serije.



Slika 2. 18. Kretanje problematičnih kredita u sektoru privrede (desna skala, u milionima dinara) i desezoniranih realnih mesečnih neto zarada (leva skala)

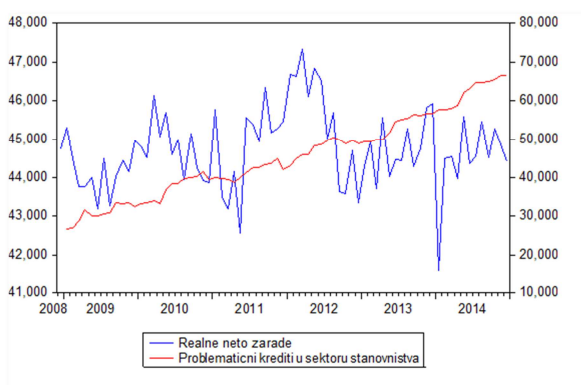
Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Vremenska serija kojom opisujemo kretanje stope problematičnih kredita u sektoru privrede je nestacionarna vremenska serija (Prilog 1). Na osnovu testova kointegracije dobili smo rezultat da postoji dugoročna veza u kretanju problematičnih kredita u sektoru privrede i desezoniranih realnih neto zarada ali odsustvo normalne raspodele kod primene VAR modela onemogućilo je da se oceni postojanje uzročnosti u kretanju ovih varijabli. Primenom linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija dobili smo rezultat na osnovu koga zaključujemo da se kretanje problematičnih kredita u sektoru privrede ne može objasniti kretanjem desezoniranih realnih mesečnih neto zarada (vidi Prilog 3d).

Analizom prethodne slike jasno uočavamo da ne postoji povezanost u kretanju problematičnih kredita u sektoru privrede i kretanju bruto domaćeg proizvoda, što znači da se pogoršanje ekonomske situacije u privatnom sektoru, mereno porastom stope problematičnih kredita u sektoru privrede, nije reflektovalo na promenu nivoa realnih mesečnih neto zarada. Imajući u vidu da problematični krediti u sektoru privrede čine najveći deo ukupnih problematičnih kredita najveći deo objašnjenja dat u prethodnom delu,

u vezi analize uticaja realnih neto zarada na stopu problematičnih kredita u bankarskom sektoru, samo je potvrđen i u ovom slučaju.

Uticaj realnih neto zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Na osnovu slike 2.19. primećujemo da ne postoji izražena povezanost u kretanju vremenske serije kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva i vremenske serije kojom opisujemo kretanje realnih neto zarada.



Slika 2. 19. Kretanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva (desna skala, u milionima dinara) i desezoniranih realnih mesečnih neto zarada (leva skala)

Izvor: Narodna banka Srbije.

Primenom testova kointegracije dobili smo rezultat da postoji dugoročna veza u kretanju problematičnih kredita u sektoru stanovništva i desezoniranih realnih neto zarada ali odsustvo normalne raspodele kod primene VAR modela na nivou prvih diferenci onemogućava da se pouzdano oceni postojanje uzročnosti u kretanju ovih varijabli. Na osnovu rezultata klasičnog linearnog regresionog modela primenjenog na prve difference navedenih vremenskih serija dobijamo rezultat koji nam govori da se kretanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva može objasniti kretanjem desezoniranih realnih mesečnih neto zarada (vidi Prilog 3e).

$$D(\hat{W}_t) = 0,009989 - 0,225906D(XR_{t-9}) + 0,086814V_{201005} + 0,043844V_{201006} - 0,072514V_{201112}$$

$$(0,01) \quad (0,11) \quad (0,02) \quad (0,02) \quad (0,02)$$

$$\bar{R}^2 = 0,40 \quad (2.6.)$$

gde je:

$D(\hat{W}_t)$ - modelom procenjena prva diferencna logaritmovane vrednosti nivoa problematičnih kredita u sektoru stanovništva u trenutku t,

$D(XR_{t-9})$ - prva diferencna logaritmovane vrednosti realnih neto zarada sa kašnjenjem od devet meseci,

V_{201005} - impulsna veštačka varijabla koja uzima vrednost 1 u maju 2010. godine i nulte vrednosti u ostalim mesecima,

V_{201006} - impulsna veštačka varijabla koja uzima vrednost 1 u junu 2010. godine i nulte vrednosti u ostalim mesecima,

V_{201112} - impulsna veštačka varijabla koja uzima vrednost 1 u decembru 2011. godine i nulte vrednosti u ostalim mesecima²³.

U nastavku navodimo rezultate testiranja koji potvrđuju kvalitet razvijenog modela (vidi tabelu 2.17. i sliku 2.20.).

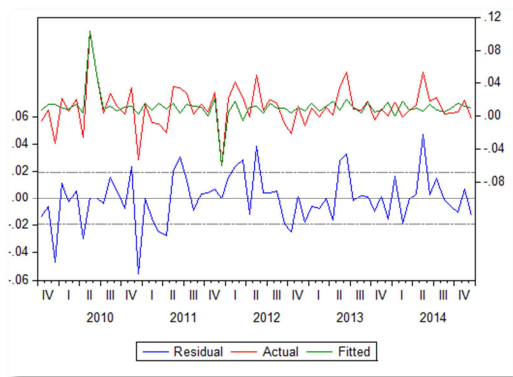
Tabela 2. 17. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,27
Q test (12)	0,12

²³ Pad problematičnih kredita u sektoru stanovništva delimično je posledica atipične promene koje su se desile kod dve banke u bankarskom sektoru. Kod prve banke došlo je do promene u načinu obračuna docnje tako što je uvaćena materijalna značajnost potraživanja i to je dovelo do smanjenja problematičnih potraživanja, a kod druge banke usled otpisa potraživanja kod kojih postoji ispravka vrednosti od 100%.

Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,52
Remy Reset test specifikacije modela	0,15

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 20. Stvarne i modelom procenjene vrednosti promene problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja promene sezonalnih realnih neto zarada

Izvor: kompilacija autora.

Prema dobijenim rezultatima realne mesečne neto zarade utiču na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva sa kašnjenjem od devet meseci tj. svako smanjenje realnih neto zarada sa kašnjenjem od devet meseci utiče na porast problematičnih kredita i obrnuto. Pomoću prethodno postavljenog modela može se objasniti oko 40% promena problematičnih kredita u sektoru stanovništva tokom posmatranog perioda.

Vremensko kašnjenje od devet meseci u ispoljavanju uticaja realnih neto zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva, što je dosta duže od vremena potrebnog da od trenutka delovanja faktora rizika klijent teorijski pređe u status problematičnog (90 dana), može se interpretirati na tri načina: 1) identifikovanom sposobnošću fizičkih lica da se prilagođavaju na smanjenje zarada tako da još neko vreme uspevaju da odlože trenutak svog difolta, krećući se u zonama kašnjenja u otplati manjim od 90 dana, 2) sklonošću banaka da iskoriste mogućnost iz lokalne regulative i fizičkim licima koja nemaju mogućnost trajnijeg oporavka odmah ponude reprogram potraživanja, što se najčešće svede na “kupovinu vremena” i odlaganje neminovnog difolta, i 3) prosečna mesečna realna neto

zarada predstavlja obračunsku kategoriju, što ne znači da je zarada isplaćena u istom mesecu²⁴, tako da je kod privrednih društava u finansijskim poteškoćama dolazilo do kontinuiranog kašnjenja u isplatama već umanjenih mesečnih zarada. Prekid urednosti u isplati zarada nastupa u toku silazne faze poslovnog ciklusa usled finansijskih poteškoća u određenim privrednim društvima i do tog trenutka efekat smanjenja zarada se mogao ispoljavati u kraćem roku od vremena kašnjenja dobijenog u modelu. Nakon tog prvog udara, situacija se donekle stabilizuje i uspostavlja se dinamika isplate sa određenim kašnjenjem koja je postala obrazac isplata zarada u većem delu posmatranog perioda i samim tim opredelila da se taj obrazac ponašanja izdvoji kao dominantan u rezultatima prethodnog modela.

Prirodno je očekivati da neto zarade kao jedna od ključnih odrednica kreditne sposobnosti fizičkih lica utiču na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Prethodnim modelom je to i potvrđeno. Ipak, objašnjavajuća moć ovog modela je dosta niska, posebno što se, pored neto zarada, kao objašnjavajuća promenljiva pojavljuju i pojedini izolovani događaji predstavljeni implusnim veštačkim varijablama. Imajući u vidu da su prethodne analize pokazale da realne neto zarade ne reaguju u znatnoj meri na pogoršanje ekonomske aktivnosti, da su pod jakim uticajem zarada iz javnom sektora i da se pogoršanje stanja u privrednim društvima u manjoj meri odražava na njihov nivo, možemo reći da realne neto zarade ne mogu da verno prikažu celokupni stvarni uticaj smanjenja plata u privatnom sektoru na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Dobijeni rezultat o uticaju realnih mesečnih zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva, zbog prethodno navedenih činjenica i dosta niske objašnjavajuće moći modela, treba prihvatiti uslovno, i imati u vidu da je stvarni uticaj smanjenja zarada u privatnom sektoru na urednost u otplati kreditnih obaveza fizičkih lica dosta veći nego što se to prikazuje kroz uticaj realnih neto zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

²⁴ Preuzeto iz metodološkog obrazloženja vezanog za izračunavanje prosečnih mesečnih neto zarada na sajtu Republičkog zavoda za statistiku.

S obzirom da je iz vremenske serije kojom opisujemo kretanje realnih neto zarada eliminisan jednokratni strukturni lom usled uticaja uvođenja solidarnog poreza u januaru 2014. godine, možemo posebno testirati da li je ovaj događaj imao uticaja na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva uvođenjem nove varijable (Prilog 3f).

$$D(\hat{W}_t) = 0,009 - 0,252D(XR_{t-9}) + 0,087V_{201005} + 0,045V_{201006} - 0,072V_{201112} + 0,049SOLPOR_{t-4}$$

(0,01)
(0,11)
(0,02)
(0,02)
(0,02)
(0,05)

$$\bar{R}^2 = 0,46 \quad (2.7.)$$

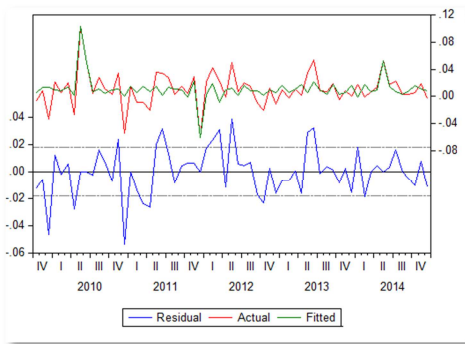
gde je $SOLPOR_{t-4}$ impulsna veštačka varijabla sa kašnjenjem od četiri meseca koja uzima vrednost jedan u januaru 2014. godine i vrednost nula u ostalim mesecima.

U nastavku dajemo prikaz rezultata testiranja koji potvrđuju kvalitet razvijenog modela (tabela 2.18. i slika 2.20a.).

Tabela 2. 18. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,17
Q test (12)	0,20
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,66
Remy Reset test specifikacije modela	0,10

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 20a. Stvarne i modelom procenjene vrednosti promene problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja promene desezoniranih realnih neto zarada i efekata solidarnog poreza

Izvor: kompilacija autora.

Dodavanje nove varijable koja se odnosi na uvođenje solidarnog poreza povećava objašnjavajuću moć modela za oko 6%. Ispoljavanje efekata smanjenja zarada u javnom sektoru, usled uvođenja solidarnog poreza, na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva je vidljivo nakon četiri meseca, i to je brže od ispoljavanja efekta smanjenja zarada u privatnom sektoru, što ide u prilog prethodno iznetoj tezi da u sistemu isplata zarada u privatnom sektoru postoji određena vrsta “vremenske rastegljivosti”.

2.3. Stopa nezaposlenosti kao determinanta kreditnog rizika

Za potrebe ovog rada stopa nezaposlenosti dobijena je na osnovu javno raspoloživih podataka sa sajta Republičkog zavoda za statistiku o ukupnom broju zaposlenih i broju nezaposlenih.



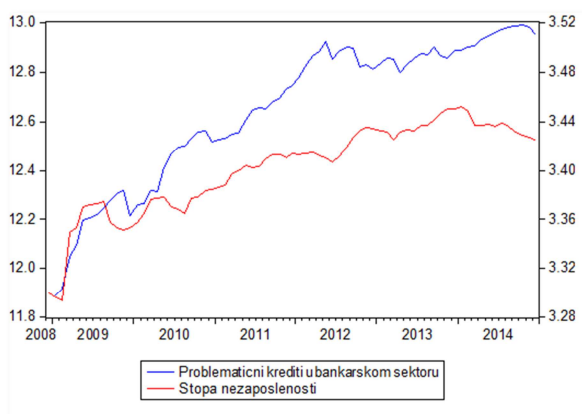
Slika 2. 21. Stopa nezaposlenosti u Republici Srbiji

Izvor: kompilacija autora, prema podacima Republičkog zavoda za statistiku.

Izvesno je prisustvo određene vrste sezonskih oscilacija koje zahtevaju da se vremenska serija desezonira i isključi strukturni lom, nakon čega se može zaključiti da je reč o nestacionarnoj vremenskoj seriji (vidi Prilog 7a).

Uticaj stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru.

Vizuelnim upoređivanjem kretanja stope problematičnih kredita u bankarskom sektoru i stope nezaposlenosti primećujemo prisustvo određene korelacije u kretanju.



Slika 2. 22. Problematični krediti u bankarskom sektoru i stopa nezaposlenosti - logaritmovane vrednosti

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Nakon primene testova kointegracije nije pronađena dugoročna veza u kretanju problematičnih kredita u bankarskom sektoru i stope nezaposlenosti. Primenom klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference razmatranih vremenskih serija dobijamo sledeći model (vidi Prilog 4a):

$$\hat{D}(Z_t) = 0,014 + 0,961D(STN_t) + 0,621D(STN_{t-6}) - 0,122V_{200912} + V_1 + V_2 \quad (2.8.)$$

(0,00) (0,54) (0,30) (0,02) $\bar{R}^2 = 0,67$

gde je:

$\hat{D}(Z_t)$ - modelom procenjena prva diferencna logaritmovane vrednosti problematičnih kredita na nivou bankarskom sektora u trenutku t,

$D(STN_t)$ - prva diferencna logaritmovane vrednosti stope nezaposlenosti u trenutku t (tokom istog meseca),

$D(STN_{t-6})$ - prva diferencna logaritmovane vrednosti stope nezaposlenosti sa vremenskim kašnjenjem od šest meseci,

V_{200912} - impulsna veštačka varijabla koja označava već ranije već objašnjen specifični događaj iz decembra 2009. godine,

V_1 - izraz koji predstavlja skup impulsnih veštačkih varijabli korišćenih u modelu da označe smanjenje ukupnog nivoa problematičnih kredita usled delicenciranja četiri banke tokom 2012. i 2013. godine,

V_2 - izraz koji predstavlja skup impulsnih veštačkih varijabli korišćenih u modelu da prikažu nagli odlazak u status problematičnih nekoliko koncentrisane grupe fizičkih lica.

$$V_1 = -0,087V_{201206} - 0,096V_{201210} - 0,074V_{201304} - 0,061V_{201310} \quad (2.8a.)$$

gde je:

V_{201206} - impulsna veštačka varijabla koja uzima vrednost jedan u junu 2012. godine i nulte vrednosti u ostalim mesecima²⁵,

V_{201210} - impulsna veštačka varijabla koja uzima vrednost jedan u oktobru 2012. godine i nulte vrednosti u ostalim mesecima²⁶,

V_{201304} - impulsna veštačka varijabla koja uzima vrednost jedan u aprilu 2013. godine i nulte vrednosti u ostalim mesecima²⁷,

V_{201310} - impulsna veštačka varijabla koja uzima vrednost jedan u oktobru 2013. godine i nulte vrednosti u ostalim mesecima²⁸.

$$V_2 = 0,086V_{201005} + 0,049V_{201006} \quad (2.8b.)$$

gde je:

V_{201005} - impulsna veštačka varijabla koja uzima vrednost jedan u maju 2010. godine i nulte vrednosti u ostalim mesecima,

V_{201006} - impulsna veštačka varijabla koja uzima vrednost jedan u junu 2010. godine i nulte vrednosti u ostalim mesecima.

Nakon prikaza modela iznosimo rezultate testiranja koji potvrđuju kvalitet razvijenog modela (vidi tabelu 2.19. i sliku 2.23.).

Tabela 2. 19. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,41
Q test (12)	0,83
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,56

²⁵ Oduzimanje dozvole za rad Agrobanci a.d. Beograd.

²⁶ Oduzimanje dozvole za rad Novoj Agrobanci a.d. Beograd.

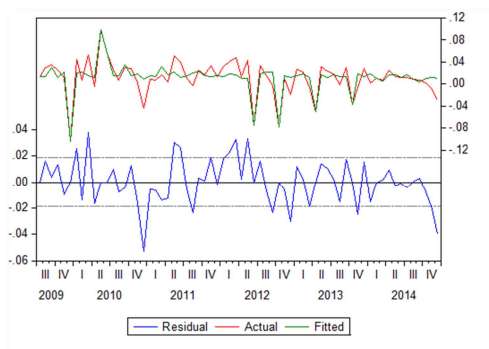
²⁷ Oduzimanje dozvole za rad Razvojnoj banci Vojvodine a.d. Novi Sad.

²⁸ Oduzimanje dozvole za rad Privrednoj banci a.d. Beograd.

Remsey Reset test specifikacije modela	0,21
--	------

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu izloženog modela možemo zaključiti da se promena nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru može objasniti promenom stope nezaposlenosti u tekućem mesecu i sa vremenskim kašnjenjem od šest meseci. Modelom je objašnjeno oko 67% ukupnog varijabiliteta u promenama nivoa problematičnih kredita, od čega je oko 19% objašnjeno uticajem veštačkih varijabli, a oko 48% uticajem stope nezaposlenosti. Uticaj porasta stope nezaposlenosti na porast ukupnih problematičnih kredita može se interpretirati na jedan od sledećih načina: 1) fizička lica koja su ostala bez zaposlenja prestaju biti kreditno sposobna za izmirivanje svojih obaveza, što bi predstavljalo objašnjenje samo za porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva, 2) porast nezaposlenosti utiče na smanjenje tražnje za potrošnim dobrima što dalje prouzorokuje pogoršanje položaja privrednih društava koja su usmerena na tržišta na kojima se kao kupci javljaju fizička lica, i 3) stopa nezaposlenosti je samo prenosnik informacije, ne i stvarni faktor kreditnog rizika privrednih društava, jer signalizira da su određena privredna društva zbog loše poslovne situacije tj. odlaska u status problematičnih dužnika, otpustila svoje radnike, a loša situacija u tom privrednom društvu kroz efekat ekonomske povezanosti utiče na pogoršanje poslovne situacije u sa njim povezanim privrednim društvima.

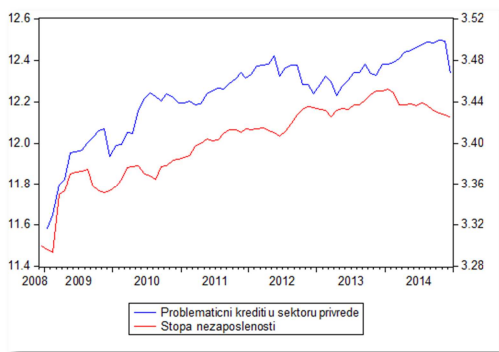


Slika 2. 23. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja stope nezaposlenosti

Izvor: kompilacija autora.

Očekujemo da stopa nezaposlenosti ima značajniji uticaj u objašnjenju kretanja stope problematičnih kredita u sektoru stanovništva nego u sektoru privrede ali ćemo razvojem posebnih modela za sektor privrede i sektor stanovništva posebno proveriti ovu tezu. Zbog odsustva normalne raspodele nije bilo moguće izvršiti ocenu odnosa između problematičnih kredita u bankarskom sektoru i stope nezaposlenosti primenom VAR modela.

Uticaj stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede. Na osnovu uvida u kretanja stope problematičnih kredita u sektoru privrede i stope nezaposlenosti prezentovana na slici 2.24. uviđamo postajanje delimične podudranosti u kretanju.



Slika 2. 24. Problematični krediti u sektoru privrede i stopa nezaposlenosti - logaritmovane vrednosti

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Testovi kointegracije nisu potvrdili postojanje dugoročne ravnotežne veze u kretanju problematičnih kredita u sektoru privrede i stope nezaposlenosti. Primenom klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija dobijamo sledeći rezultat (vidi Prilog 4b):

$$\hat{D}(Y_t) = 0,016 + 1,705D(STN_{t-2}) - 0,739D(STN_{t-4}) - 0,141V_{200912} + V_3 - 0,167V_{201412} \quad (2.9.)$$

(0,00)
(0,39)
(0,39)
(0,03)
(0,03)
 $\bar{R}^2 = 0,67$

gde je:

$\hat{D}(Y_t)$ - modelom procenjena prva diferencija logaritmovane vrednosti stope problematičnih kredita u sektoru privrede u trenutku t ,

$D(STN_{t-2})$ - logaritmovana vrednost stope nezaposlenosti sa vremenskim kašnjenjem od dva meseca,

$D(STN_{t-4})$ - logaritmovana vrednost stope nezaposlenosti sa vremenskim kašnjenjem od četiri meseca,

V_3 - izraz koji predstavlja skup impulsnih veštačkih varijabli korišćenih u modelu da označe smanjenje ukupnog nivoa problematičnih kredita usled delicenciranja četiri banke tokom 2012. i 2013. godine,

V_{201412} - veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 u decembru 2014. godine i vrednosti nula u ostalim periodima²⁹.

$$V_3 = -0,108V_{201206} - 0,125V_{201210} - 0,084V_{201304} - 0,061V_{201310} \quad (2.9a.)$$

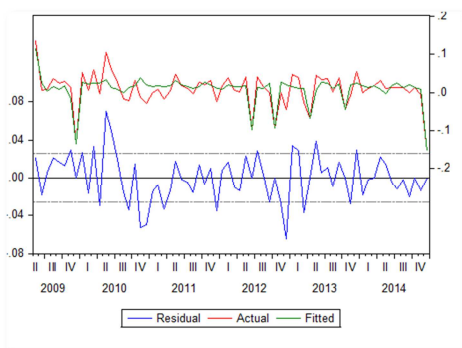
U nastavku navodimo rezultate testiranja koji su potvrdili kvalitet izloženog modela (vidi tabelu 2.20. i sliku 2.25.).

Tabela 2. 20. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,83
Q test (12)	0,81
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,90
Remy Reset test specifikacije modela	0,09

Izvor: kompilacija autora.

²⁹ Metodološki uticaj usled prebacivanja privrednih društava iz sektora privrede u sektor drugih komitenata po osnovu odlaska privrednih društava u stečaj.



Slika 2. 25. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja stope nezaposlenosti

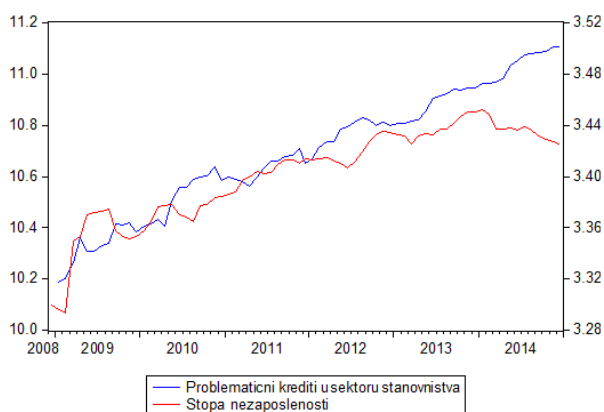
Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu izloženih rezultata možemo zaključiti da se promena stope problematičnih kredita u sektoru privrede može objasniti promenom stope nezaposlenosti sa kašnjenjem od dva i četiri meseca. Pomoću izloženog modela može se objasniti oko 67% promena stope problematičnih kredita u sektoru privrede. Uticaj porasta stope nezaposlenosti sa kašnjenjem od dva meseca na porast stope problematičnih kredita u sektoru privrede može biti interpretiran na dva načina: 1) kao smanjenje tražnje za potrošnim dobrima koje je prouzrokovalo pogoršanje poslovnog položaja privrednih društava koja su usmerena na tržišta na kojima dominiraju fizička lica, i 2) stopa nezaposlenosti je samo prenosnik informacije, ne i stvarni faktor kreditnog rizika privrednih društava, jer signalizira da su određena privredna društva zbog loše poslovne situacije otpustila svoje radnike, a loša situacija u tom privrednom društvu kroz efekat ekonomske povezanosti utiče na pogoršanje poslovne situacije u sa njim povezanim privrednim društvom. U daljem toku istraživanja biće dodatno ispitano koja vrsta uticaja je bila prisutnija. Uticaj porasta stope nezaposlenosti sa kašnjenjem od četiri meseca na smanjenje problematičnih kredita u sektoru privrede može se tumačiti kao rezultat racionalizacije troškova privrednih društava usled otpuštanja viškova zaposlenih koji doprinosi porastu sposobnosti otplate kreditnih obaveza.

Uticaj veštačkih varijabli koje se odnose na oduzimanje licenci bankama je veći u sektoru privrede nego na nivou bankarskog sektora što ima ekonomsko obrazloženje u činjenici da su tokom ovog postupka, potraživanja od fizičkih lica, kao relativno kvalitetna, preneta po zakonu na banku preuzimaoca - Banka Poštanska štedionica, dok su potraživanja od privrednih društava, kao dominantno problematična, završila izvan bankarskog sektora u postupku stečaja ovih banaka.

Uticaj stope nezaposlenosti na stopu problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

Na osnovu uvida u podatke prezentovane na slici 2.26. primećujemo da postoji delimična povezanost u kretanju stope problematičnih kredita u sektoru stanovništva i stope nezaposlenosti.



Slika 2. 26. Problematični krediti u sektoru stanovništva i stopa nezaposlenosti - logaritmovane vrednosti

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Nakon primene testova kointegracije nije pronađena dugoročna veza u kretanju problematičnih kredita u sektoru stanovništva i stope nezaposlenosti. Primenom klasičnog linearnog regresionog modela dobijamo sledeći rezultat (vidi Prilog 4c):

$$\hat{D}(Y_t) = 0,007 + 0,999D(STN_{t-6}) + 0,254D(Y) + 0,071V_{201005} \quad (2.10.)$$

(0,00) (0,28) (0,06) (0,02) $\bar{R}^2 = 0,45$

gde je:

$\hat{D}(Y_t)$ - modelom procenjena prva diferencija logaritmovane vrednosti stope problematičnih kredita u sektoru stanovništva u trenutku t ,

$D(STN_{t-6})$ - logaritmovana vrednost stope nezaposlenosti sa vremenskim kašnjenjem od šest meseci,

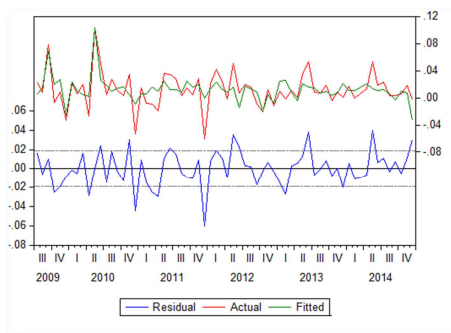
$D(Y)$ - prva diferencija logaritmovane vrednosti stope problematičnih kredita u trenutku t .

Nakon izlaganja modela prelazimo na rezultate testiranja koji pokazuju da je model uspešno prošao sve predviđene testove (vidi tabelu 2.21. i sliku 2.27.).

Tabela 2. 21. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,13
Q test (12)	0,60
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,51
Remy Reset test specifikacije modela	0,21

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 27. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja stope nezaposlenosti

Izvor: kompilacija autora.

Prethodno izloženi model nam pokazuje da se promena stope problematičnih kredita u sektoru stanovništva može objasniti promenom stope nezaposlenosti sa kašnjenjem od šest meseci. Primenom prethodnog modela može biti objašnjeno oko 45% ukupnih varijacija u kretanju zavisne varijable. Uticaj porasta stope nezaposlenosti na porast stope problematičnih kredita pokazuje koliko gubitak posla može uticati na urednost u izmirenju kreditnih obaveza. Očigledno je da postoji vremensko kašnjenje u delovanju stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva od šest meseci tj. oko 180 dana koje je duže od vremena potrebnog da klijent pređe u status problematičnog, što nam govori da fizička lica koja ostanu bez zaposlenja neko vreme nakon tog trenutka uspevaju da budu uredna i privremeno odlože svoj odlazak u status problematičnih dužnika.

Uticaj porasta problematičnih kredita u sektoru privrede na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva najvećim delom čini smanjenje ili gubitak kreditne sposobnosti fizičkih lica koja su zaposlena u privrednim društvima koja su ušla u status problematičnih dužnika. Delimični gubitak kreditne sposobnosti može biti posledica kašnjenja u isplatama zarada ili smanjenja zarada u privrednom društvu koje je ušlo u status problematičnog dužnika, dok potpuni gubitak kreditne sposobnosti je najčešće povezan sa ostajanjem bez posla fizičkih lica koja su do tada bila zaposlena u privrednom društvu koje je ušlo u status problematičnog dužnika. Imajući u vidu da je u modelu već prisutna stopa nezaposlenosti, smanjenje kreditne sposobnosti fizičkih lica, koje se prikazuje kroz uticaj porasta problematičnih kredita u sektoru privrede na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva, uglavnom je posledica kašnjenja u isplatama zarada i smanjenja zarada u privrednim društvima koja su ušla u status problematičnih dužnika. Nije isključeno da je kroz ovaj uticaj delimično obuhvaćeno otpuštanje radnika u privrednim društvima koja su ušla u status problematičnih, u onim slučajevima gde takva otpuštanja imaju uticaj na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva, a nisu dovoljno vidljiva u promenama stope nezaposlenosti zbog jakog uticaja kontingenta zaposlenih u javnom sektoru. Ipak, vizuelnom analizom kretanja stope nezaposlenosti jasno možemo uočiti da je njeno kretanje pod приметnim uticajem pada ekonomske aktivnosti, tako da je mogućnost da otpuštanje zaposlenih u privatnom sektoru nema značajan uticaj na nivo stope nezaposlenosti znatno

smanjena ali svakako je prisutna zbog činjenice da javni sektor zapošljava dosta velike deo stanovništva koje ulazi u izračunavanje pokazatelja zaposlenosti i nezaposlenosti. Sve ovo navodi nas na zaključak da je uticaj javnog sektora značajniji na vrednosne pokazatelje zaposlenosti, poput neto zarada, nego na čisto količinske pokazatelje, poput stope nezaposlenosti.

Ukoliko uslovno i okvirno uporedimo vrednost koeficijenta elasticiteta uz promenu problematičnih kredita u sektoru privrede u ovom modelu i u modelu koji je za sektor stanovništva kreiran u okviru analize uticaja bruto domaćeg proizvoda, videćemo da je njegova vrednost u ovom modelu manja, što je očekivano, jer je deo uticaja prelaska pojedinih privrednih društava u status problematičnih na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva ovde prikazan kroz porast stope nezaposlenosti. Stopa nezaposlenosti obuhvata uticaj otpuštanja radnika u privrednim društvima koja su prešla u status problematičnih nego, u onoj meri u kojoj je moć ovog pokazatelja uslovljena uticajem javnog sektoru, kao i smanjenje broja zaposlenih u privrednim društvima koja nisu u statusu problematičnih, zbog potreba racionalizacije troškova ili sl. Ispoljavanje efekata porasta problematičnih kredita u sektoru privrede na sektor stanovništva u istom mesecu može se objasniti činjenicom da je kreditna sposobnost fizičkih lica, koja su zaposlena u privrednom društvu koje je prešlo u status problematičnog, počela da slabi pre trenutka ulaska u status problematičnih, usled pogoršanja poslovne i finansijske situacije u tom privrednom društvu.

U kojoj meri stopa nezaposlenosti i realne neto zarade mogu obuhvatiti uticaj porasta problematičnih kredita u sektoru privrede na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva najbolje možemo videti pravljanjem posebnog modela (vidi Prilog 4d).

$$\hat{D}(Y_t) = 0,007 + 0,931D(STN_{t-6}) - 0,177D(XR_{t-3}) + 0,261D(Y) + 0,039SOLPOR_{t-4} + 0,069V_{201005}$$

(0,00)	(0,27)	(0,10)	(0,05)	(0,04)	(0,02)
				$\bar{R}^2 = 0,51$	(2.10a.)

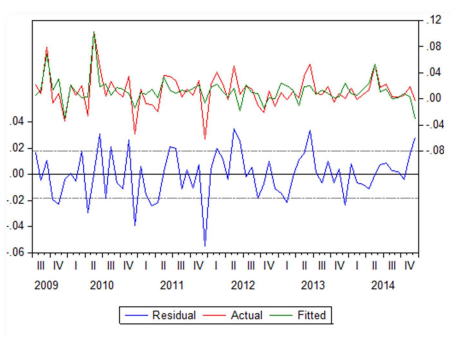
U nastavku dajemo rezultate testiranja iz kojih je potvrđen kvalitet razvijenog modela (vidi tabelu 2.22. i sliku 2.28.).

Tabela 2. 22. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,38
Q test (12)	0,36
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,53
Remy Reset test specifikacije modela	0,31

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu dobijenih rezultata možemo zaključiti da uticaj porasta problematičnih kredita u sektoru privrede na sektor stanovništva ostaje skoro nepromenjen, posmatrano kroz vrednost koeficijenta elasticiteta, što nam ukazuje da postoji deo uticaja porasta problematičnih kredita u sektoru privrede na sektor stanovništva koji nije obuhvaćen promenom desezoniranih realnih neto zarada i stope nezaposlenosti. U odnosu na prethodni model objašnjavajuća moć se povećava za oko 5 do 6% i upravo to nam potvrđuje prethodno postavljenu tezu o relativno malom značaju realnih neto zarada u objašnjenju promene problematičnih kredita u sektoru stanovništva.



Slika 2. 28. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja stope nezaposlenosti

Izvor: kompilacija autora.

V_1 - skup impulsnih veštačkih varijabli privremenog karaktera³⁰ uključenih da obeleže događaje odlazaka određenih dužnika u status problematičnih kredita³¹,

V_2 - skup impulsnih veštačkih varijabli uključenih da obeleže događaje većih restrukturiranja dužnika³²,

V_3 - impulsna veštačka varijabla privremenog karaktera uključena da označi ekstremnu vrednost u seriji kojom opisujemo kretanje nominalnog deviznog kursa evra – veliki pad deviznog kursa evra u maju 2011. godine,

V_4 - skup impulsnih veštačkih varijabli uključenih da obeleže događaje delikenciranja poslovnih banaka³³,

V_5 - impulsna veštačka varijabla već prethodno korišćena u analizi³⁴.

U nastavku dajemo pregled rezultata testiranja modela iz koga možemo potvrditi kvalitet razvijenog modela (vidi tabelu 2.23. i sliku 2.30.).

Tabela 2. 23. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,26
Q test (12)	0,54
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,97
Remy Reset test specifikacije modela	0,49

Izvor: kompilacija autora.

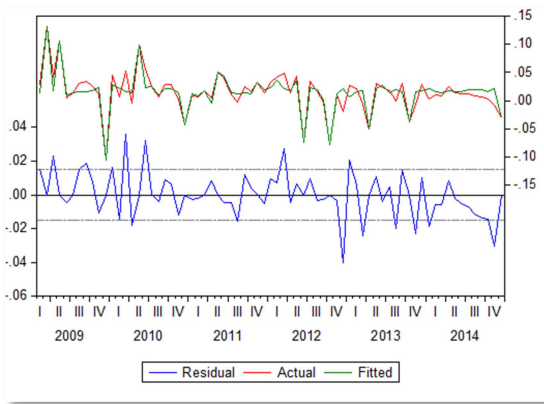
³⁰ Ne mogu se objasniti kretanjem nominalnog deviznog kursa evra i u tokom dalje analize biće eliminisane uvođenjem dodatnih objašnjavajućih varijabli.

³¹ Mart i maj 2009. i maj 2010. godine.

³² Decembar 2009. i decembar 2010. godine.

³³ Jun i oktobar 2012. godine i april i oktobar 2013. godine.

³⁴ V201412.



Slika 2. 30. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu dobijenih rezultata konstatujemo da se porast problematičnih kredita u bankarskom sektoru može objasniti porastom nominalnog deviznog kursa evra u toku tekućeg meseca. S obzirom na brzo delovanje promene deviznog kursa evra na nivo problematičnih kredita odlučujemo se da razvijemo posebne modele koji će pratiti ovaj uticaj u periodu izraženog rasta deviznog kursa evra - do druge polovine 2012. godine i periodu relativne stabilnosti - od druge polovine 2012. godine.

Postavljamo model koji obuhata prvi deo posmatranog perioda, od januara 2009. godine do decembra 2011. godine.

$$\hat{D}(Z_t) = 0,022 + 0,633D(XK_{t-4}) - 0,125V_{200912} \quad \bar{R}^2 = 0,48 \quad (2.11a.)$$

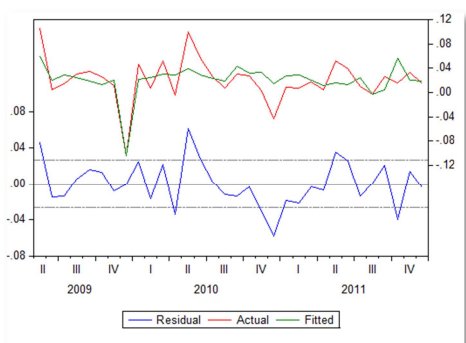
(0,00) (0,24) (0,03)

Nakon prikaza modela predstavljamo rezultate testiranja koji potvrđuju kvalitet izloženog modela (vidi tabelu 2.24. i sliku 2.31.)

Tabela 2. 24. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela:

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,92
Q test (12)	0,34
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,12
Remsey Reset test specifikacije modela	0,41

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 31. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - period od 2009. do 2011. godine

Izvor: kompilacija autora.

Prvo što uočavamo je da promena nominalnog deviznog kursa evra sa kašnjenjem od četiri meseca utiče na promenu problematičnih kredita u bankarskom sektoru, što je nešto duži period za ispoljavanje efekata od modela koji je zasnovan na celom periodu.

Zatim, postavljamo model koji obuhvata drugi deo posmatranog perioda, od januara 2012. godine do decembra 2014. Godine, a u nastavku u tabeli 2.25. i na slici 2.32. rezultate testiranja modela.

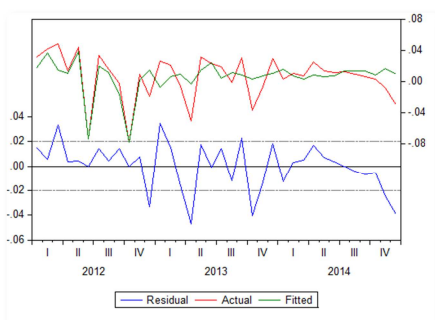
$$\hat{D}(Z_t) = 0,007 + 0,788D(XK_t) - 0,075V_{201206} - 0,073V_{201210} \quad \bar{R}^2 = 0,54 \quad (2.11b.)$$

(0,00) (0,27) (0,02) (0,02)

Tabela 2. 25. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,23
Q test (12)	0,32
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,27
Remsey Reset test specifikacije modela	0,36

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 32. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - od 2012. do 2014. godine

Izvor: kompilacija autora.

Odmah primećujemo da u drugom delu posmatranog perioda promena nominalnog deviznog kursa evra u toku istog meseca utiče na promenu problematičnih kredita u bankarskom sektoru. To nam govori da je model zasnovan na celokupnom periodu posmatranja pod jačim uticajem zakonitosti koje su se ispoljavale u drugom delu perioda. U prvom delu perioda, kada je devizni kurs evra izraženije oscilirao, promena nominalnog deviznog kursa evra više je pogađala klijente koji nisu imali docnju u otplati kredita. Drugi deo perioda karakteriše period relativne stabilnosti i nešto umerenijeg rasta deviznog kursa evra, kao i ispoljavanje uticaja na problematične kredite u toku istog meseca, što nam ukazuje da je u ovom delu posmatranog perioda promena deviznog kursa evra uticala na prelazak u status problematičnih onih klijenata koji su već bili u znatnom kašnjenju.

Zapravo, u toku drugog dela perioda, što se može videti po slabljenju uticaja varijable u modelu, devizni kurs evra je bio sekundarni faktor nastanka problematičnih kredita koji je dodavao svoj efekat na već izraženo dejstvo nekog primarnog faktora, poput pada ekonomske aktivnosti u privredi ili smanjenje platežne sposobnosti stanovništva.

Ukoliko uporedimo vrednost koeficijenta elasticiteta u modelu iz prvog dela perioda (januar 2009. – decembar 2011. godine) i drugog dela perioda (januar 2012. – decembar 2014. godine) primećujemo da je efekat promene deviznog kursa evra izraženiji u drugom delu perioda tj. da su klijenti u ovom delu perioda osetljiviji na promene deviznog kursa evra. Ipak, pre finalnog zaključka, zbog prisutnog pada deviznog kursa evra tokom 2011. godine, postavice ćemo poseban model koji obuhvata samo 2009. i 2010. godinu kako bi tačno preispitali da li je efekat kursa tokom posmatranog perioda jačao ili slabio.

$$\hat{D}(Z_t) = 0,016 + 1,312D(XK_{t-4}) - 0,119V_{200912}$$

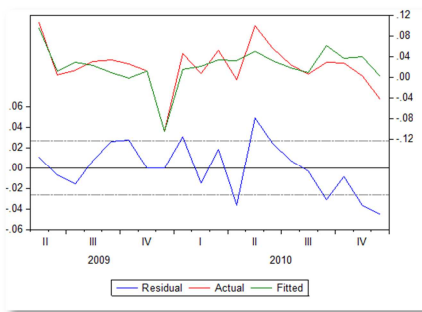
(0,01) (0,36) (0,03) $\bar{R}^2 = 0,64$ (2.11c.)

U nastavku predstavljamo rezultate testiranja na osnovu kojih smo potvrdili kvalitet razvijenog modela (vidi tabelu 2.26. i sliku 2.33.).

Tabela 2. 26. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,79
Q test (12)	0,61
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,82
Remy Reset test specifikacije modela	0,61

Izvor: kompilacija autora.

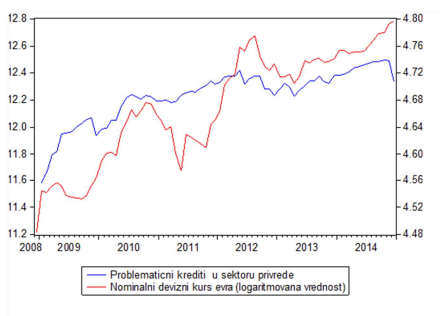


Slika 2. 33. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - od 2009. do 2010. godine

Izvor: kompilacija autora.

Rezultat modela za period 2009-2010. godina pokazuje nam da je efekat promene deviznog kursa evra na problematične kredite u bankarskom sektoru slabio tokom posmatranog perioda i da je u prvom delu perioda, izuzimajući delove 2011. godine, efekat bio veći nego u drugom delu perioda. U prvom delu perioda je izraženo uticao na zdrave klijente koji redovno otplaćuju kredite, dok u drugom delu perioda ovaj faktor sekundarno deluje na klijente kod kojih je neki primarni faktor već uslovio porast kašnjenja u otplati kredita.

Uticaj nominalnog deviznog kursa evra na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede. Ukoliko vizuelno uporedimo kretanja problematičnih kredita u sektoru privrede i nominalnog deviznog kursa evra primećujemo određenu podudarnost.



Slika 2. 34. Problematični krediti u sektoru privrede i nominalni devizni kurs evra - logaritmovane vrednosti

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Testovi kointegracije nisu potvrdili prisustvo kointegrisanosti u kretanju razmatranih vremenskih serija, tako da na njihove prve diference primenjujemo klasični linearni regresioni model (vidi Prilog 5b).

$$\hat{D}(Y_t) = 0,012 + 0,563D(XK_t) + V_6 + V_7 + V_8 + V_9$$

(0,00) (0,22) $\bar{R}^2 = 0,66$ (2.12.)

gde je:

V_6 - skup impulsnih veštačkih varijabli privremenog karaktera uključenih da obeleže događaje naglih odlazaka određenih dužnika u status problematičnih kredita koji se ne mogu objasniti samo kretanjem kursa³⁵,

V_7 - skup impulsnih veštačkih varijabli uključenih da obeleže događaje većih restrukturiranja dužnika³⁶,

V_8 - skup impulsnih veštačkih varijabli uključenih da obeleže događaje delicenciranja banaka³⁷,

V_9 - imulsna veštačka varijabla već korišćena u razvoju prethodnih modela³⁸.

Nakon prikaza modela iznosimo rezultate testova koji potvrđuju njegov kvalitet (vidi tabelu 2.27. i sliku 2.35.).

Tabela 2. 27. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,37

³⁵ Mart i maj 2009. godine i maj 2010. godine.

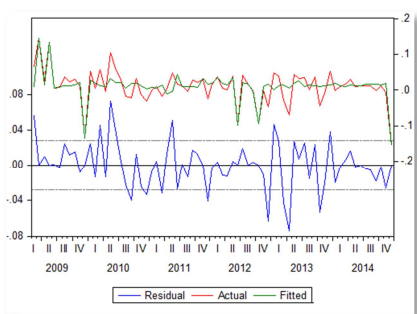
³⁶ Decembar 2009. godine i decembar 2010. godine.

³⁷ Jun i oktobar 2012. godine i april i oktobar 2013. godine.

³⁸ V201412.

Q test (12)	0,84
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,91
Remy Reset test specifikacije modela	0,38

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 35. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra

Izvor: kompilacija autora.

Promena nominalnog deviznog kursa evra u toku istog meseca utiče na problematične kredite u sektoru privrede. U cilju dodatne provere da li efekat promene deviznog kursa evra tokom posmatranog perioda slabi i da li se ispoljava sa većim kašnjenjem, postavimo poseban model koji obuhvata samo 2009. i 2010. godinu kada je devizni kurs evra imao izraženu tendenciju rasta.

$$\hat{D}(Y_t) = 0,014 + 1,341D(XK_{t-4}) - 0,147V_{200912} \quad \bar{R}^2 = 0,56 \quad (2.12a.)$$

(0,01) (0,49) (0,04)

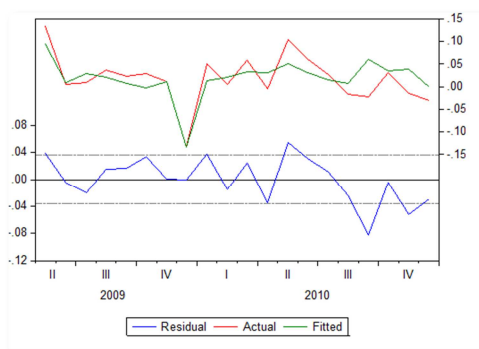
U nastavku dajemo potvrdu kvaliteta modela kroz prikazane rezultate testiranja (vidi tabelu 2.28. i sliku 2.36.).

Tabela 2. 28. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,59
Q test (12)	0,63
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,14
Remy Reset test specifikacije modela	0,24

Izvor: kompilacija autora.

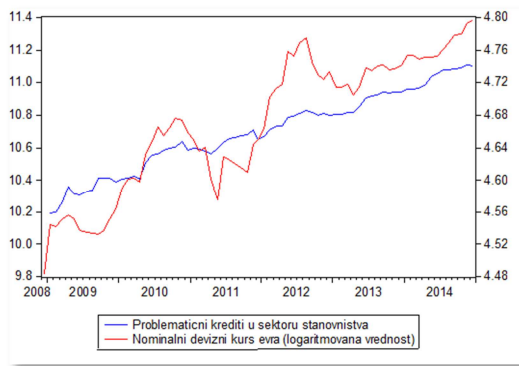
Na osnovu dobijenih rezultata zaključujemo da je efekat deviznog kursa evra na problematične kredite u sektoru privrede slabio tokom posmatranog perioda tj. da je u prvom delu posmatranog perioda, kada je devizni kurs evra imao izraženu tendenciju porasta, efekat promene deviznog kursa na problematične kredite bio veći. Takođe, u prvom delu posmatranog perioda efekat promene deviznog kursa evra ispoljavao se sa kašnjenjem od četiri meseca što ukazuje da je ovaj faktor imao izraženo dejstvo na uredne klijente. U drugom delu posmatranog perioda efekat deviznog kursa evra se više ispoljavao na klijente kod kojih postoji znatno kašnjenje u otplati kredita prouzrokovano delovanjem nekog primarnog faktora, poput pada ekonomske aktivnosti.



Slika 2. 36. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - period od 2009. do 2010. godine

Izvor: kompilacija autora.

Uticaj nominalnog deviznog kursa evra na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Vizuelnom analizom podataka na slici 2.37 uočava se određena podudarnost u kretanju ove dve varijable, ali dodatne analize nisu pokazale prisustvo kointegracije te smo primenili klasični linearni model (formula 2.13, detalji u prilogu 5c), i rezultate testiranja prezentovali u tabeli 2.29 i slici 2.38.



Slika 2. 37. Problematični krediti u sektoru stanovništva i nominalni devizni kurs evra - logaritmovane vrednosti

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Na prve diference razmatranih vremenskih serija primenjen je klasični linearni regresioni model (vidi Prilog 5c)³⁹.

$$\hat{D}(W_t) = 0,008 + 0,499D(XK_t) + 0,210D(Y_t) + 0,083V_{200904} - 0,086V_{200905} + 0,066V_{200909} + 0,056V_{201005} - 0,067V_{201005} + 0,02$$

(0,00) (0,13) (0,04) (0,02) (0,02) (0,02)

(0,02)

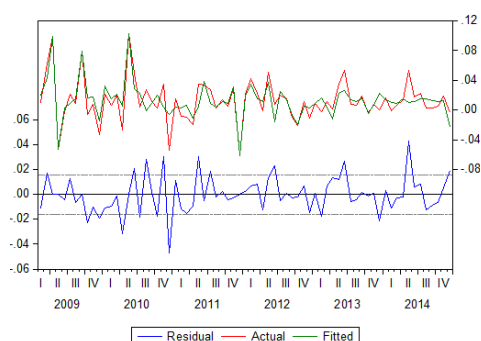
$$\bar{R}^2 = 0,69 \quad (2.13.)$$

³⁹ Veštačke varijable uvedene za april, maj i septembar 2009. godine predstavljaju varijable privremenog karaktera zbog činjenice da se određene promene u nivou problematičnih kredita stanovništva ne mogu objasniti kretanjem deviznog kursa evra i tokom dalje analize, usled uvođenja novih varijabli, biće eliminisane.

Tabela 2. 29. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,15
Q test (12)	0,24
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,65
Remy Reset test specifikacije modela	0,14

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 38. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu rezultata zaključujemo da promena nominalnog deviznog kursa evra u toku istog meseca utiče na problematične kredite u sektoru stanovništva. Model predstavljen u nastavku, koji pokriva period jan. 2009 – dec. 2011 (formula 2.13a, tabela 2.30 i slika 2.29), poslužio je za ispitivanje intenziteta i vremenske dinamike uticaja deviznog kursa na problematične kredite. Konačno, u iste svrhe razvili smo model koji pokriva period jan 2012 – dec. 2014 (formula 2.13b, stabela 2.31 i slika 2.40).

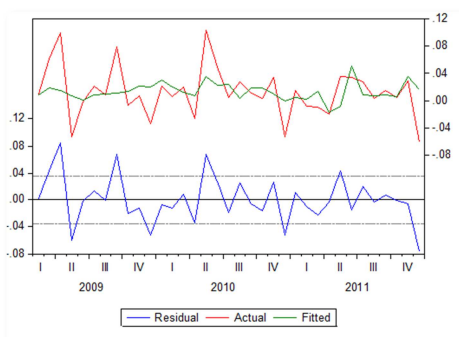
$$\hat{D}(W_t) = 0,011 + 0,712D(XK_t)$$

(0,00) (0,35) $\bar{R}^2 = 0,09$ (2.13a.)

Tabela 2. 30. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,69
Q test (12)	0,80
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,71
Remy Reset test specifikacije modela	0,86

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 39. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - od 31.01.2009. do 31.12.2011. godine

Izvor: kompilacija autora.

Razvijamo poseban model koji će obuhvatiti samo period od januara 2012. godine do decembra 2014. godine⁴⁰.

$$\hat{D}(W_t) = 0,001 + 0,769D(XK_t) + 0,103D(Y_t) + 0,44V_{201405}$$

(0,00) (0,14) (0,04) (0,01) $\bar{R}^2 = 0,66$ (2.13b.)

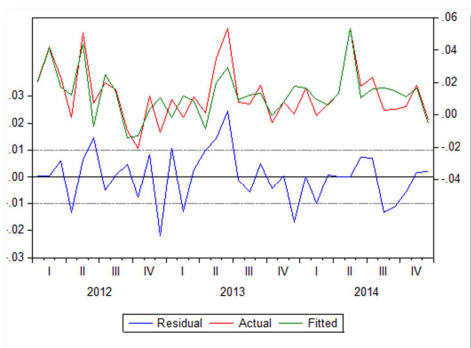
⁴⁰ Veštačka varijabla uvedena za maj 2014. godine predstavlja impulsnu veštačku varijablu privremenog karaktera koja će tokom dalje analize, usled uvođenja drugih objašnjavajućih varijabli, biti eliminisana.

Tabela 2. 31. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,98
Q test (12)	0,10
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,83
Remy Reset test specifikacije modela	0,08

Izvor: kompilacija autora.

Dobijeni rezultat za oba perioda nam pokazuje da je efekat promene deviznog kursa evra neznatno jačao i da je njegov efekat nešto snažniji u drugom delu posmatranog perioda. Imajući u vidu da je u prvom delu posmatranog perioda devizni kurs evra imao izraženiju tendenciju rasta, dobijeni rezultat o nešto snažnijem uticaju promene deviznog kursa evra na problematične kredite u sektoru stanovništva tokom drugog dela perioda, ukazuje da je usled delovanja drugih faktora vremenom neznatno rastao broj fizičkih lica koja su osetljiva na promene deviznog kursa evra. Tokom celog perioda posmatranja promena deviznog kursa evra ispoljava se na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva u toku istog meseca, što nam govori da je promena deviznog kursa evra bila sekundarni faktor nastanka problematičnih kredita koji se nadovezivao u delovanju nakon ispoljavanja dejstva nekog primarnog faktora, kao što je smanjenje primanja određenog dela stanovništva i sl.. To je potvrđeno u prethodnim modelima, tako što je uticaj promene deviznog kursa evra na problematične kredite najizraženiji na kategoriju fizičkih lica koja su u kašnjenju između 60 i 90 dana.



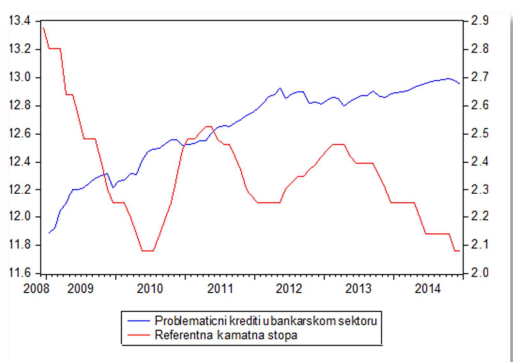
Slika 2. 40. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja nominalnog deviznog kursa evra - period od 31.01.2012. do 31.12.2014. godine

Izvor: kompilacija autora.

2.5. Referentna kamatna stopa kao determinanta kreditnog rizika

Razmotrićemo uticaj referentne kamatne stope Narodne banke na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru, sektoru privrede i sektoru stanovništva.

Uticaj referentne kamatne stope na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Na osnovu samo vizuelne analize podataka prezentovanih na slici 2.41. možemo pretpostaviti da postoji negativna korelisanost u kretanju ovih vremenskih serija. Vremenske serije nisu kointegrirane i na prve diference vremenskih serija primenjujemo klasični linearni regresioni model (formula 2.14., tabela 2.32 i slika 2.42).



Slika 2. 41. Problematicni krediti u bankarskom sektoru i referentna kamatna stopa Narodne banke Srbije - logaritmovane vrednosti

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

$$\hat{D}(Z_t) = 0,015 - 0,12D(RKS_{t-4}) + 0,082V_{200905} - 0,12V_{200912} + 0,084V_{201005} - 0,089V_{201206} - 0,087V_{201210} - 0,062V_{201304} - 0,055V_{201310}$$

(0,00) (0,05) (0,02) (0,02) (0,02) (0,02) (0,02) (0,02)

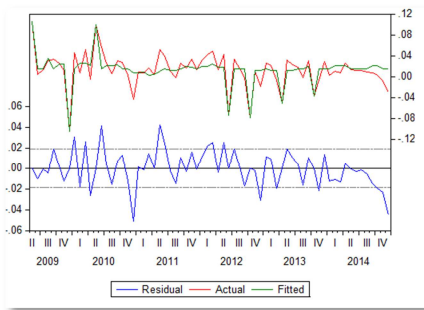
(0,02)

$$\bar{R}^2 = 0,69 \quad (2.14.)$$

Tabela 2. 32. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,48
Q test (12)	0,46
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,78
Remy Reset test specifikacije modela	0,89

Izvor: kompilacija autora.



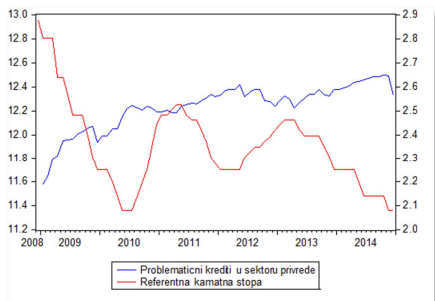
Slika 2. 42. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja referentne kamatne stope

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu dobijenih rezultata ne možemo prihvatiti tezu da se referentna kamatna stopa Narodne banke Srbije može smatrati determinantom problematičnih kredita u bankarskom sektoru Republike Srbije. Ispoljavanje uticaja referentne kamatne stope na nivo problematičnih kredita podrazumevalo bi da porast referentne kamatne stope utiče na porast problematičnih kredita, što nije potvrđeno u modelu. Model je pokazao inverzan odnos u kretanju referentne kamatne stope i problematičnih kredita u bankarskom sektoru. To nam govori da referentna kamatna stopa nije faktor nastanka problematičnih kredita u bankarskom sektoru već samo prenosilac informacija o delovanju nekih drugih faktora kreditnog rizika. U posmatranom periodu referentna kamatna stopa ima tendenciju pada, što je evidentna reakcija monetarne politike na smanjenje inflacije. Kao faktor koji jednim delom objašnjava smanjene stope inflacije tokom posmatranog perioda, između ostalog, navodi se trend smanjenja nivoa agregatne tražnje, kao direktna posledica pogoršanja ekonomske aktivnosti. Otuda možemo reći da je referentna kamatna stopa prenosnik informacija o uticaju smanjenja nivoa agregatne tražnje na povećanje problematičnih kredita. Dodatno ćemo kroz izgradnju modela koji će obuhvatiti više makorekonomskih varijabli proveriti da li će referentna kamatna stopa ostati statistički značajna varijabla.

Uticaj referentne kamatne stope na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede.

Negativnu korelaciju problematičnih kredita i referentne kamatne stope možemo uočiti i ukoliko razmatranje ograničimo samo na sektor privrede (slika 2.43).



Slika 2. 43. Problematicni krediti u sektoru privrede i referentna kamatna stopa Narodne banke Srbije - logaritmovane vrednosti

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Analizom navedenih vremenskih serija nije pronađena kointegracija u njihovom kretanju, tako da postavljamo klasični linearni regresioni model zasnovan na prvim diferencama(formula 2.15) sa odgovarajućim rezultatima testiranja saopštenim u tabeli 2.33 i slici 2.44.

$$\hat{D}(Y_t) = 0,011 - 0,116D(RKS_{t-4}) + 0,114V_{200905} - 0,15V_{200912} + 0,09V_{201005} + 0,5V_{201006} - 0,11V_{201206} - 0,10V_{201210} - 0,08V_{201304} - 0,17V_{201412}$$

(0,00) (0,07) (0,02) (0,02) (0,02) (0,02) (0,02) (0,02)

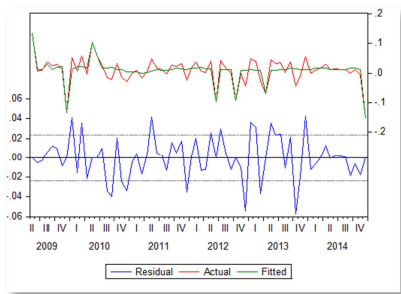
(0,02)

$$\bar{R}^2 = 0,73 \quad (2.15.)$$

Tabela 2. 33. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,75
Q test (12)	0,36
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,92
Remy Reset test specifikacije modela	0,79

Izvor: kompilacija autora.

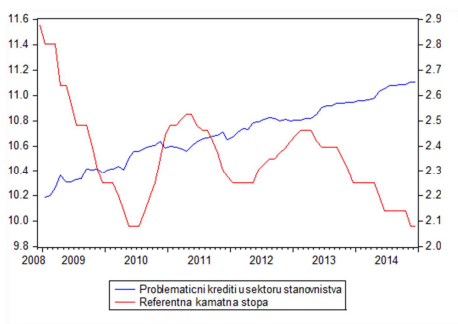


Slika 2. 44. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja referentne kamatne stope

Izvor: kompilacija autora.

Kao i u slučaju analize na nivou bankarskom sektora, model koji smo dobili pokazuje da referentna kamatna stopa Narodne banke Srbije ne može biti smatrana faktorom nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede. Referentna kamatna stope je samo prenosilac informacija o delovanju nekih drugih faktora kreditnog rizika. Kroz izgradnju zajedničkog modela u koji će biti uključeno više makroekonomskih varijabli biće provereno da li će se referentna kamatna stopa pokazati statistički značajnom i samo u slučaju potvrde njenog statističkog značaja biće detaljnije analizirani faktori koji su svoje dejstvo ispoljili preko njenog kretanja.

Uticaj referentne kamatne stope na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Na osnovu vizuelne analize vremenskih serija kojima se opisuje kretanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva i referentne kamatne stope prikazane na slici 2.45. identifikovana je negativna korelisanost u kretanju ovih serija.



Slika 2. 45. Problematični krediti u sektoru stanovništva i referentna kamatna stopa Narodne banke Srbije - logaritmovane vrednosti

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Imajući u vidu da odgovarajućim testovima nije potvrđena kointegrisanost vremenskih serija, na njihove prve diference primenjen je klasični linearni regresioni model, a rezultati testiranja modela su prikazani u tabeli 2.34. i na slici 2.46.

$$D(\hat{W}_t) = 0,011 - 0,152D(RKS_t) + 0,083V_{201005} - 0,076V_{201112}$$

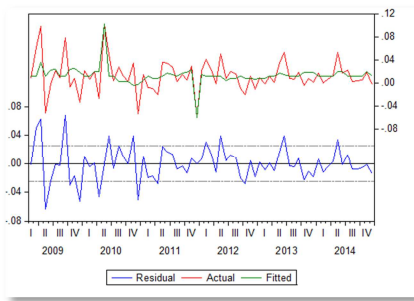
(0,00) (0,07) (0,03) (0,02)

$$\bar{R}^2 = 0,26 \quad (2.16.)$$

Tabela 2. 34. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,14
Q test (12)	0,56
Breush-Pagan-Godfrey test heterosekedastičnosti	0,48
Remy Reset test specifikacije modela	0,14

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 46. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja referentne kamatne stope

Izvor: kompilacija autora.

Prethodno doneti zaključci u vezi analize na nivou bankarskog sektora i sektora privrede prisutni su i ovde.

Analizom uticaja referentne kamatne stope u Evropskoj uniji (*EURIBOR*), sa ročnoću od tri meseca, kao najčešće korišćeni varijabilni deo kamatne stope za plasmane u stranoj valuti ili valutno indeksirane plasmane u Republici Srbiji, na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru, sektoru privrede i sektoru stanovništva, nismo došli do potvrđenih rezultata o postojanju međuzavisnosti u njihovim kretanjima.

Imajući u vidu da se referentna kamatna stopa Narodne banke Srbije koristi kao instrument za postizanje dugoročne cenovne stabilnosti, kao i da Tejlorovo pravilo (Otašević, 2013) podrazumeva postojanje međuzavisnosti u kretanju referentne kamatne stope i stope inflacije, stopa inflacije neće biti posebno razmatrana.

2.6. Sistemske determinante kreditnog rizika – rezime rezultata pojedinačnih modela i izgradnja zbirnog modela

Rezime rezultata pojedinačnih modela. Nakon razvoja modela u kojima su korišćene makroekonomske varijable u cilju analize njihovog pojedinačnog uticaja na nivo problematičnih kredita, u Tabeli 2.35. prikazujemo sumarno rezultate tih modela.

Tabela 2. 35. Sistemke determinante kreditnog rizika – rezultat pojedinačnih modela

Varijable	Nivo opserviranja		
	Bankarski sektor	Sektor privrede	Sektor stanovništva
Sistemske varijable			
Desezonirani bruto domaći proizvod	•	•	
Desezonirane realne neto zarade			•
Stopa nezaposlenosti*	••	•	•
Nominalni devizni kurs evra	•	•	•
Referentna kamatna stopa*	•	•	•
Druge identifikovane varijable			
Vrednost potraživanja od privrednih društava u stečaju		•	
Solidarni porez			•

Izvor: kompilacija autora.

Legenda:

- identifikovani faktor kreditnog rizika,
- statistički značajna varijabla koja je samo prenosnik informacija o delovanju nekog drugog faktora rizika.

Analiza uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Rezultati pojedinačnih modela pokazali su da se kao determinanta problematičnih kredita u bankarskom sektoru izdvajaju desezonirani bruto domaći proizvod i nominalni devizni kurs evra, a stopa nezaposlenosti i referentna kamatna stopa kao

prenosnik informacija o delovanju drugih faktora kreditnog rizika. Ukoliko pođemo od modela u kome se analizira uticaj desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru, model možemo proširiti uključivanjem dodatnih varijabli koje su se pokazale kao faktori kreditnog rizika ili nosioci informacija o delovanju drugih faktora. Dobijeni rezultat nam ukazuje da su desezonirani bruto domaći proizvod i nominalni devizni kurs pokazali kao značajne varijable u zbirnom modelu. Stopa nezaposlenosti i referentna kamatna stopa su kroz izgradnju zbirnog modela potvrđene kao prenosnici informacija o delovanju nekih drugih faktora iz realnog dela ekonomije jer se njihova značajnost izgubila pod uticajem drugih faktora, pre svega, bruto domaćeg proizvoda (vidi Prilog 7). Zbirni model je prikazan u formuli 2.17., a rezultati testiranja modela u tabeli 2.36. i na slici 2.47.

$$D(\hat{Z}_t) = -0,133R0_{t-1} - 2,345D(dsZk_t) + 0,168V_{201301} + 1,130XK_t$$

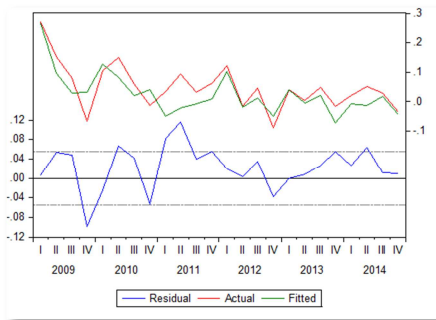
(0,04) (1,06) (0,06) (0,41)

$\bar{R}^2 = 0,49$ (2.17.)

Tabela 2. 36. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,35
Q test (12)	0,26
Remsey Reset test specifikacije modela	0,44

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 47. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u bankarskom sektoru usled uticaja makroekonomskih varijabli

Izvor: kompilacija autora.

Porast problematičnih kredita u bankarskom sektoru može se objasniti padom desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i porastom nominalnog deviznog kursa evra u toku istog kvartala. Primenom navedenog modela može se objasniti oko 49% varijabiliteta u kretanju problematičnih kredita u bankarskom sektoru.

Polazimo od prethodno specificiranog VAR modela za ocenu uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na promenu nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Postepenim uključivanjem dodatnih varijabli, koje su se kroz pojedinačnu analizu pokazale kao značajne, dopunjeni VAR model pokazao je da postoji jednostrana uzročnost u smislu uticaja desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nominalnog deviznog kursa evra i stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru (vidi Prilog 7). Za razliku od modela sa korekcijom ravnotežene greške u VAR modelu prvog reda i stopa nezaposlenosti se pokazala kao značajna u objašnjenju kretanja problematičnih kredita u bankarskom sektoru. U nastavku ocenjujemo uzročnosti između razmatrane dve varijable (vidi tabelu 2.37.), analiziramo dekompoziciju varijanse greške predviđanja (vidi tabelu 2.38.) i analiziramo kumulativnu funkciju impulsnog odziva (vidi sliku 2.48.).

Tabela 2. 37. Analiza uzročnosti između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nominalnog deviznog kursa evra, stope nezaposlenosti i nivoa problematičnih kredita

Grejndžerov test uzročnosti	p-vrednost
Uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nominalnog deviznog kursa evra i stope nezaposlenosti na promenu problematičnih kredita u bankarskom sektoru	0,00
Uticaj promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru, nominalnog deviznog kursa evra i stope nezaposlenosti na promenu desezoniranog bruto domaćeg proizvoda	0,55
Uticaj promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru, desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i stope nezaposlenosti na promenu nominalnog deviznog kursa evra	0,35
Uticaj promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru, desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i nominalnog deviznog kursa evra na promenu stope nezaposlenosti	0,17
Testovi normalnosti i autokorelacije	p-vrednost
Doornik-Hansen test normalnosti	0,94
Portmanteau test autokorelacije - Q(12)/korigovani Q(12)	0,99/0,56

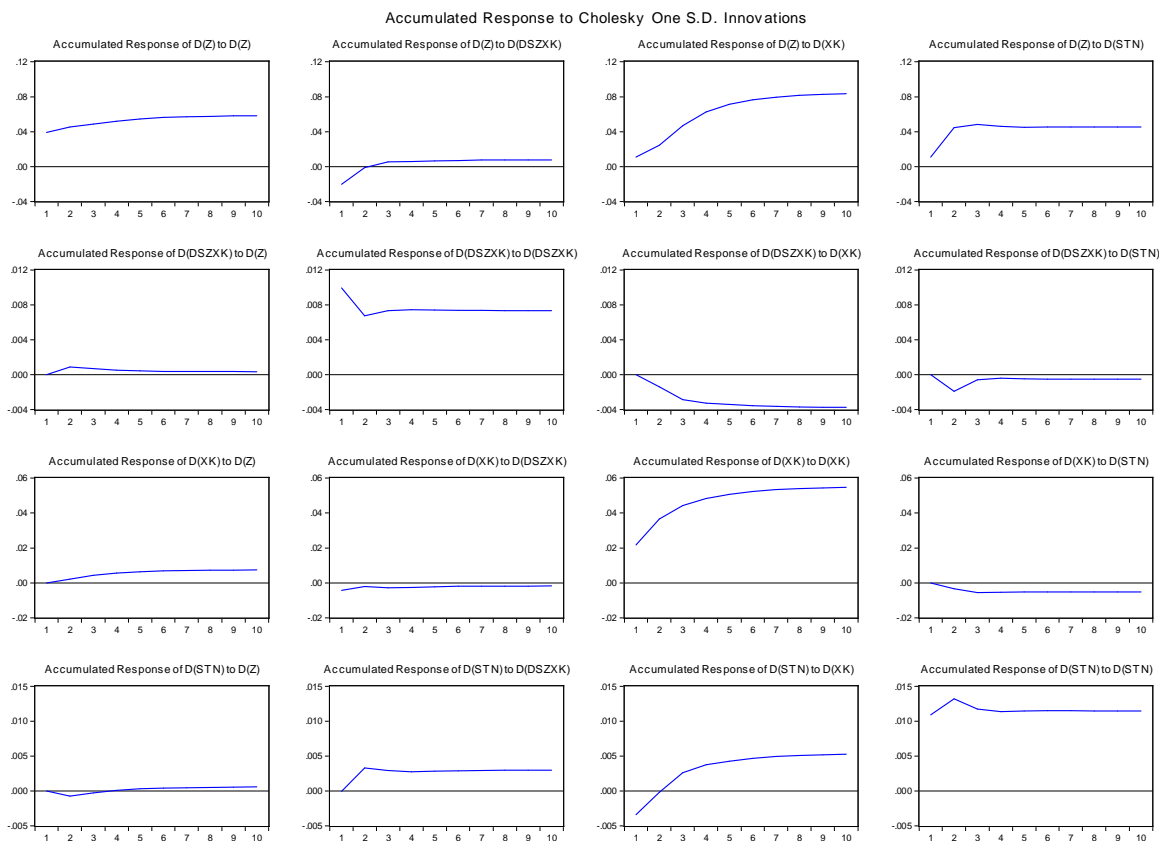
Izvor: kompilacija autora.

Tabela 2. 38. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru i makroekonomskih varijabli

a) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju problematičnih kredita u bankarskom sektoru (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – stopa nezaposlenosti – nominalni devizni kurs evra - problematični krediti)				
Period	Problematični krediti	Desezonirani BDP	Nominalni devizni kurs evra	Stopa nezaposlenosti
Prvi kvartal	69,3	19,6	8,7	2,3
Drugi kvartal	39,6	20,5	18,3	21,5
Prva godina	33,2	17,8	30,1	18,9

Druga godina	32,5	17,4	31,4	18,7
b) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju sezonalnog bruto domaćeg proizvoda (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – stopa nezaposlenosti – nominalni devizni kurs evra - problematični krediti)				
Period	Problematični krediti	Desezonirani BDP	Nominalni devizni kurs evra	Stopa nezaposlenosti
Prvi kvartal	0,0	100,0	0,0	0,0
Drugi kvartal	0,7	94,4	3,2	1,7
Prva godina	0,7	91,2	4,0	4,0
Druga godina	0,7	91,2	4,0	4,0
c) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju nominalnog deviznog kursa evra (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – stopa nezaposlenosti – nominalni devizni kurs evra - problematični krediti)				
Period	Problematični krediti	Desezonirani BDP	Nominalni devizni kurs evra	Stopa nezaposlenosti
Prvi kvartal	0,0	3,9	87,5	8,6
Drugi kvartal	0,5	3,3	82,4	13,8
Prva godina	1,4	3,0	80,9	14,8
Druga godina	1,4	3,0	80,9	14,7
d) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju stope nezaposlenosti (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – stopa nezaposlenosti – nominalni devizni kurs evra - problematični krediti)				
Period	Problematični krediti	Desezonirani BDP	Nominalni devizni kurs evra	Stopa nezaposlenosti
Prvi kvartal	0,0	0,0	0,0	100,0
Drugi kvartal	0,4	7,1	8,9	83,7
Prva godina	0,5	6,7	11,8	81,0
Druga godina	0,6	6,7	12,0	80,7

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 48. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru, desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nominalnog deviznog kursa evra i stope nezaposlenosti

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu analize dekompozicije varijanse greške predviđanja zaključujemo da je u prvom kvartalu najintenzivniji uticaj na promenu problematičnih kredita u bankarskom sektoru, ne uzimajući u obzir uticaj sopstvenog kretanja problematičnih kredita, došao od promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (19,6%). Uticaj desezoniranog bruto domaćeg proizvoda porastao je u drugom kvartalu na 20,5%, a nakon toga je počeo da slabi i na kraju druge godine stabilizovao se na nivou od oko 18%. Promena stope nezaposlenosti i promena nominalnog deviznog kursa evra počele imale su u prvom kvartalu slabiji uticaj, da bi se taj uticaj naglo povećao u drugom kvartalu, od 18,3 i 21,5% respektivno. Nakon drugog kvartala uticaj promene stope nezaposlenosti slabi i na kraju druge godine iznosi

oko 18%, dok uticaj nominalnog deviznog kursa evra postaje jači i na kraju druge godine iznosi oko 31%. U prvom kvartalu sve tri varijable ostvarile su uticaj od oko 30%, a ostatak je objašnjen sopstvenim kretanjem problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Na kraju druge godine pomoću promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nominalnog deviznog kursa evra i stope nezaposlenosti moguće je objasniti oko 67,5% promena problematičnih kredita u bankarskom sektoru, dok se 32,5% može objasniti sopstvenim kretanjem.

Kumulativna funkcija impulsnog odziva pokazuje nam da usled porasta nominalnog deviznog kursa evra i stope nezaposlenosti za vrednost standardizovanog slučajnog šoka od jedne standardne devijacije dolazi do porasta problematičnih kredita u bankarskom sektoru, kao i da usled pada desezoniranog bruto domaćeg proizvoda od jedne standardne devijacije dolazi do porasta problematičnih kredita u prvom kvartalu. Nakon prvog kvartala uticaj desezoniranog bruto domaćeg proizvoda slabi, a pojačava se uticaj stope nezaposlenosti i nominalnog deviznog kursa evra.

Na kraju druge godine posmatranja, na osnovu analize dekompozicije varijanse greške predviđanja, možemo reći da je promena problematičnih kredita u bankarskom sektoru oko 36,1% objašnjena uticajem faktora iz realne ekonomije - desezoniranim bruto domaćim proizvodom i stopom nezaposlenosti, dok je uticaj faktora iz finansijskog dela ekonomije - nominalni devizni kurs evra oko 31%. Ukoliko posmatramo ove uticaje tokom prve i druge godine ispoljavanja uočićemo da je uticaj faktora iz realne ekonomije izraženo jačao samo u toku prva dva kvartala da bi nakon toga polagano slabio, nasuprot uticaju faktora iz finansijske ekonomije koji je pojačavao dejstvo sa protokom vremena. Navedena uočavanja daju nam za pravo da zaključimo kako su faktori iz realne ekonomije imali primarni uticaj na rast problematičnih kredita u bankarskom sektoru koji je tokom vremena blago oslabio. Faktori iz finansijskog dela ekonomije ispoljili su sekundarni uticaj sa progresivnim karakterom. Progresivni karakter u delovanju nominalnog deviznog kursa evra može se objasniti sadejstvom ovog faktora sa faktorima iz realne ekonomije tj. nadogradnjom faktora iz finansijske ekonomije na delovanje faktora iz realne ekonomije. Promena faktora

iz realne ekonomije pored uticaja na porast problematičnih kredita istovremeno je uticala i na porast ukupnog kašnjenja u otplati kredita, što se manifestovalo ulaskom clijenata u zone kašnjenja koje blisko prethode statusu problematičnih kredita, tako da bi ih nakon toga i dosta manja promena ostalih faktora, poput promene nominalnog deviznog kursa evra, samo prevodila preko te granice u zonu problematičnih clijenata.

Analiza uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede. Polaznu osnovu za analizu uticaja svih makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede predstavlja već postavljeni model sa korekcijom ravnotežne greške pomoću koga smo analizirali uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede. Postepenim uključivanjem makroekonomskih varijabli koje su se pojedinačnim modeliranjem pokazale kao relevantne dobili smo zbirni model koji nam govori da su se kao relevantne varijable izdvojile desezonirani bruto domaći proizvod i nominalni devizni kurs evra. Varijable koje su se prilikom pojedinačne analize pokazale kao prenosnici informacija o uticaju nekih drugih faktora rizika izgubile su značajnost prilikom razvoja zbirnog modela usled jačeg uticaja drugih makroekonomskih varijabli. Model i rezultati testiranja istog predstavljeni su u formuli, tabeli i slici koji slede.

$$D(Y_t) = -0,227RY_{0,t-1} - 2,509D(dsZK_t) + 0,759XK_{t-1} - 0,155V_{201204} + 0,199V_{201301}$$

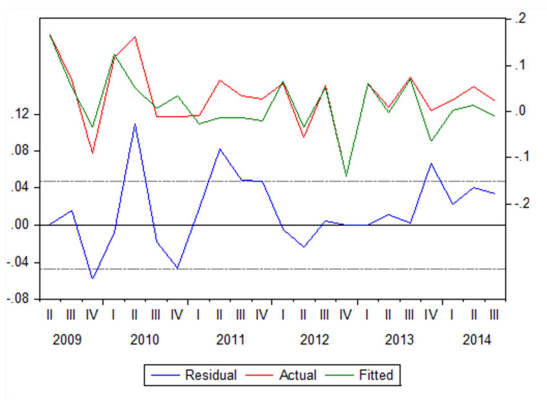
(0,08) (1,09) (0,36) (0,05) (0,06)

$\bar{R}^2 = 0,57$ (2.18.)

Tabela 2. 39. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,68
Q test (12)	0,70
Remy Reset test specifikacije modela	0,45

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 49. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru privrede usled uticaja makroekonomskih varijabli

Izvor: kompilacija autora.

Pad desezoniranog bruto domaćeg proizvoda u toku istog kvartala i rast nominalnog deviznog kursa evra sa kašnjenjem od jednog kvartala utiču na porast problematičnih kredita u sektoru privrede. Primenom navedenog modela može se objasniti oko 57% promena u kretanju problematičnih kredita u sektoru privrede. U postupku izgradnje zbirnog modela, zasnovanog na prethodno postavljanom modelu sa korekcijom ravnotežne greške, promena vrednosti potraživanja od privrednih društava u stečaju pokazala se kao statistički nedovoljno značajna varijabla za objašnjenje kretanja problematičnih kredita u sektoru privrede.

Ukoliko u prethodno postavljeni VAR model za analizu uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda na promenu nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede uključimo makroekonomske varijable koje su se pojedinačnom analizom pokazale kao statistički značajne, uočavamo da se kao značajne varijable zadržavaju desezonirani bruto domaći proizvod, nominalni devizni kurs evra i nivo privrednih društava u stečaju. U tabeli 2.40. dati su rezultati analize uzročnosti.

Tabela 2. 40. Analiza uzročnosti između promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nivoa privrednih društava u stečaju, nominalnog deviznog kursa evra i nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru

Grejndžerov test uzročnosti	p-vrednost
Uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, privrednih društava u stečaju i nominalnog deviznog kursa evra na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede	0,08
Uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede, privrednih društava i nominalnog deviznog kursa evra na promenu desezoniranog bruto domaćeg proizvoda	0,86
Uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede, desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i nominalnog deviznog kursa evra na promenu nivoa problematičnih društava u stečaju	0,17
Uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede, desezoniranog bruto domaćeg proizvoda i nivoa privrednih društava u stečaju na promenu nominalnog deviznog kursa evra	0,42
Testovi normalnosti i autokorelacije	p-vrednost
Doornik-Hansen test normalnosti	0,25
Portmanteau test autokorelacije - Q(12)/korigovani Q(12)	0,99/0,33

Izvor: kompilacija autora.

Primenom Grejndžerovog testa uzročnosti konstatujemo postojanje jednostrane uzročnosti u smislu uticaja promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nominalnog deviznog kursa evra i nivoa privrednih društava u stečaju na promenu nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede. Prisustvo jednostrane uzročnosti potvrđeno je uz nivo značajnosti od 8%. Iako je dobijeni nivo značajnosti iznad 5%, ostajemo pri tezi o postojanju značajnosti jer dobijeni rezultat predstavlja gračničnu vrednost ali nije ga lako obaciti iz ekonomskih razloga, posebno zbog prethodno dobijene potvrde o prisustvu uticaja na nivou bankarskog sektora. Dobijeni rezultati dodatno će biti provereni kroz analizu dekompozicije varijanse greške predviđanja (vidi tabelu 2.41.) i analizu funkcije impulsnog odziva (vidi sliku 2.50.).

Tabela 2. 41. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između promene promene problematičnih kredita u sektoru privrede, promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, promene nivoa privrednih društava u stečaju i promene nominalnog deviznog kursa

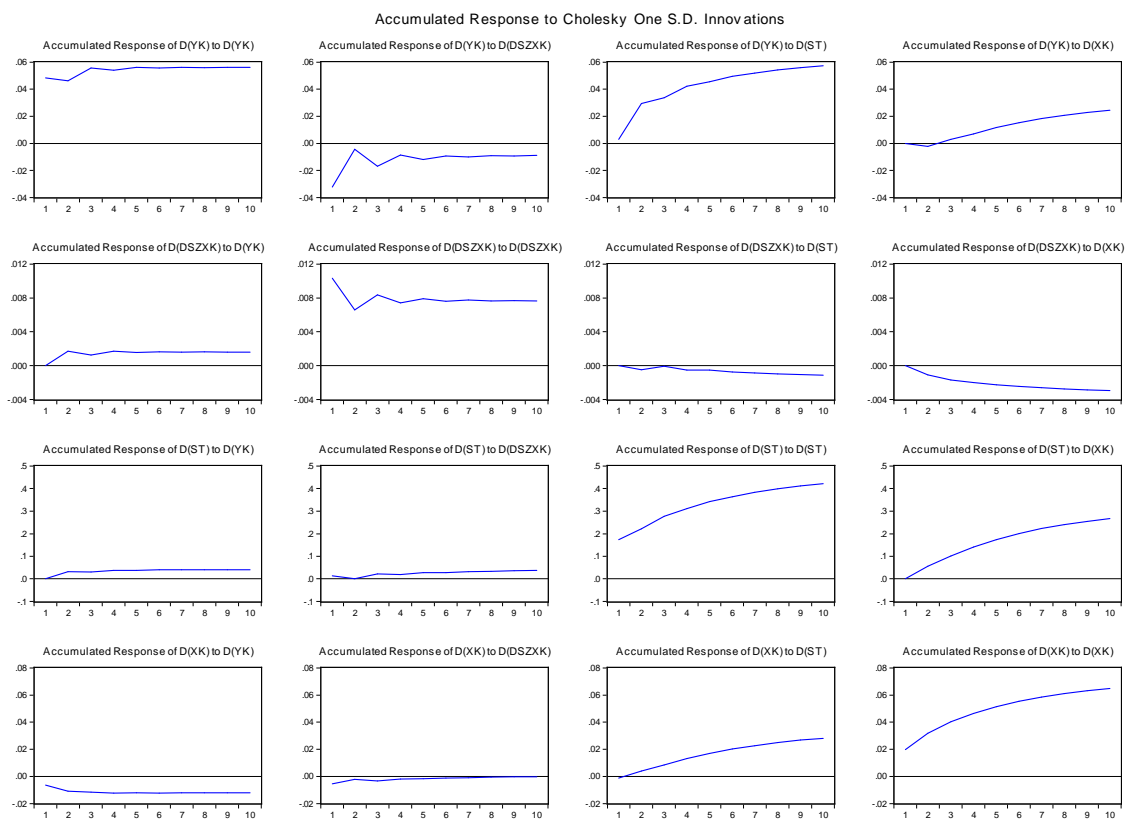
a) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju problematičnih kredita u sektoru privrede (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – privredna društva u stečaju – nominalni devizni kurs evra - problematični krediti)				
Period	Problematični krediti	Desezonirani BDP	Privredna društva u stečaju	Nominalni devizni kurs evra
Prvi kvartal	62,0	31,0	0,3	6,8
Drugi kvartal	43,2	37,5	14,5	4,8
Prva godina	41,6	38,6	15,0	4,8
Druga godina	41,0	38,2	15,4	5,4
b) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju desezoniranog bruto domaćeg proizvoda (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – privredna društva u stečaju – nominalni devizni kurs evra - problematični krediti)				
Period	Problematični krediti	Desezonirani BDP	Privredna društva u stečaju	Nominalni devizni kurs evra
Prvi kvartal	0,0	100,0	0,0	0,0
Drugi kvartal	1,3	96,5	0,2	2,0
Prva godina	1,6	95,8	0,5	2,2
Druga godina	1,6	95,6	0,5	2,3
c) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju privrednih društava u stečaju (Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – privredna društva u stečaju – nominalni devizni kurs evra - problematični krediti)				
Period	Problematični krediti	Desezonirani BDP	Privredna društva u stečaju	Nominalni devizni kurs evra
Prvi kvartal	0,0	0,5	99,5	0,0
Drugi kvartal	6,3	0,9	87,7	5,1
Prva godina	6,3	1,9	80,9	10,9
Druga godina	6,3	1,9	77,3	14,5
d) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju nominalnog deviznog kursa evra				

(Cholesky raspored: bruto domaći proizvod – privredna društva u stečaju – nominalni devizni kurs evra - problematični krediti)				
Period	Problematični krediti	Desezonirani BDP	Privredna društva u stečaju	Nominalni devizni kurs evra
Prvi kvartal	0,0	6,7	0,4	92,3
Drugi kvartal	0,0	6,3	4,6	89,1
Prva godina	0,8	5,4	8,8	85,0
Druga godina	1,4	5,0	11,8	81,9

Izvor: kompilacija autora.

U prvom kvartalu promena desezoniranog bruto domaćeg proizvoda ostvaruje uticaj od oko 31% na kretanje problematičnih kredita u sektoru privrede. U istom kvartalu promena nominalnog deviznog kursa evra ima uticaj od oko 6,8%. Nakon prvog kvartala uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda raste i na kraju druge godine iznosi oko 38%. Primetno je da je u slučaju sektora privrede uticaj promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda veći nego na nivou celokupnog bankarskog sektora. Ovo nam još jednom potvrđuje da je uticaj desezonirnog bruto domaćeg proizvoda izražniji na sektor privrede nego na ostale segmente bankarskog sektora, poput sektora stanovništva, poljoprivrednika i sl. Promena nominalnog deviznog kursa evra nakon prvog kvartala slabi i ostaje na nivou od oko 5%. Uticaj promene nominalnog deviznog kursa evra u sektoru privrede je slabiji od uticaja u celokupnom bankarskom sektoru što se može objasniti jačim uticajem promene nominalnog deviznog kursa evra na sektor stanovništva i segment u koji su prema metodologiji NBS razvrstana privredna društva u stečaju. To se jasno vidi kroz analizu uticaja nominalnog deviznog kursa evra na promenu nivoa privrednih društava u stečaju kroz analizu dekompozicije varijanse greške predviđanja. Uticaj promene nivoa privrednih društava u stečaju dolazi do izražaja u drugom kvartalu i ostaje na nivou od oko 15%. Na kraju druge godine pomoću promene desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, nominalnog deviznog kursa i nivoa privrednih društava u stečaju može se objasniti oko 59% promena problematičnih kredita u sektoru privrede. Oko 41% promene problematičnih kredita u sektoru privrede, na kraju druge godine, objašnjeno je sopstvenim kretanjem, što

ponovo otvara prostor za potvrdu teze o uticaju ekonomske povezanosti privrednih društava tj. da neizvršenje obaveza jedne grupe privrednih društava prouzrokuje neizvršenje obaveza druge grupe privrednih društava.



Slika 2. 50. Kumulativna funkcija impulsnog odziva u analizi odnosa između promene problematičnih kredita u sektoru privrede, desezoniranog bruto domaćeg proizvoda, privrednih društava u stečaju i nominalnog deviznog kursa evra

Izvor: kompilacija autora.

U slučaju šoka od jedne standardne devijacije u vrednostima odabranih varijabli, funkcija impulsnog odziva nam pokazuje da porast nominalnog deviznog kursa evra i vrednosti potraživanja od privrednih društava u stečaju, kao i pad desezoniranog bruto domaćeg proizvoda utiče na porast problematičnih kredita u sektoru privrede.

Na osnovu analize dekompozicije varijanse greške predviđanja možemo reći da je uticaj faktora iz realne ekonomije dosta izraženiji nego na nivou bankarskog sektora, što nam govori da je sektor privrede dosta osetljiviji na promene u ekonomskoj aktivnosti od ostalih segmenata bankarskog portfolija. Na kraju druge godine posmatranja samo uticaj promene sezonsiranog bruto domaćeg proizvoda, kao faktor iz realne ekonomije, objašnjava oko 38% promena u nivou problematičnih kredita, dok je uticaj promene nominalnog deviznog kursa evra, kao faktor iz finansijskog dela ekonomije, objašnjava oko 5%. Takođe, upoređivanjem rezultata na nivou bankarskog sektora i sektora privrede primećujemo da je uticaj faktora iz finansijskog dela ekonomije izraženiji na nivou bankarskog sektora nego u sektoru privrede što nam daje za pravo da zaključimo da su ostali delovi portfolija bankarskog sektora, poput sektora stanovništva, poljoprivrednika i sl., osetljiviji na promenu nominalnog deviznog kursa.

Analiza uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Imajući u vidu da tokom prethodne analize uticaja pojedinačnih makroekonomskih varijabli nismo identifikovali postojanje kointegriranosti problematičnih kredita u sektoru stanovništva i razmatranih makroekonomskih varijabli, izgradnja zbirnog modela biće zasnovana na primeni klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference svih prethodno razmatranih vremenskih serija. Na ovaj način utvrdili smo (formula 2.19, tabela 2.43 i slika 2.51) da se referentna kamatna stopa i realne neto zarade ne mogu smatrati značajnom varijablom u zbirnom modelu, dok se stopa nezaposlenosti, nominalni devizni kurs evra, nivo problematičnih kredita u sektoru privrede, vrednost potraživanja od privrednih društava u stečaju i efekat solidarnog poreza mogu smatrati relevantnim varijablama za objašnjenje kretanja problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

$$D(W_t) = 0,007 + 0,786D(STN_{t-6}) + 0,039SOLPOR_{t-4} + 0,354D(XK_t) + 0,191D(Y_t) + 0,114D(ST_t) - 0,160D(W_{t-7}) + 0,055V_{201005} - 0,068V_{201}$$

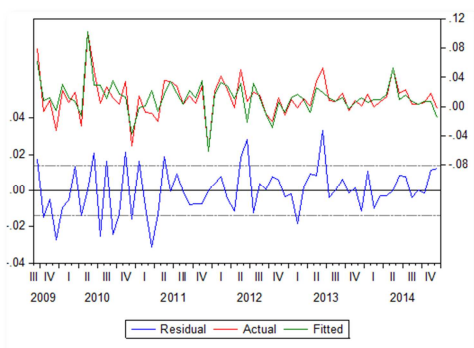
(0,00) (0,22) (0,01) (0,12) (0,19) (0,05) (0,06)

$\bar{R}^2 = 0,71$ (2.19.)

Tabela 2. 42. Sumarni prikaz rezultata testiranja modela

Vrsta testa	p-vrednost
F-statistika	0,00
JB (Jargue-Bera) test normalnosti	0,99
Q test (12)	0,63
Breusch-Pagan-Godfrey test heteroskedastičnosti	0,64
Remsey Reset test specifikacije modela	0,59

Izvor: kompilacija autora.



Slika 2. 51. Stvarna i modelom procenjena vrednost problematičnih kredita u sektoru stanovništva usled uticaja makroekonomskih varijabli

Izvor: kompilacija autora.

Porast stope nezaposlenosti sa kašnjenjem od šest meseci, uvođenje solidarnog poreza sa kašnjenjem od četiri meseca, porast deviznog kursa evra, problematičnih kredita u sektoru privrede i u status stečaja sa kašnjenjem od jednog meseca utiču na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Primenom navedenog modela može biti objašnjeno oko 71% varijacije u kretanju problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Uticaj porasta nominalnog deviznog kursa evra u toku istog meseca potvrđuje da se devizni kurs evra zbog prisutne relativne stabilnosti u drugom delu posmatranog perioda više pokazuje kao sekundarni faktor koji klijente koji su već u kašnjenju između 60 do 90 dana prevodi u status problematičnih klijenata, što je prethodno potvrđeno kroz pojedinačnu analizu ove makroekonomske varijable. Za razliku od toga stopa nezaposlenosti i drugi uticaji iz

realnog dela ekonomije pokazuju se kao primarni u opredeljivanju kreditne sposobnosti stanovništva. Porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva sa kašnjenjem od sedam meseci utiče na smanjenje problematičnih kredita u sektoru stanovništva, što može biti objašnjeno kao indikator koji pokazuje da porast nemogućnosti otplate kredita fizičkih lica, usled raznih vrsta racionalizacije u privrednim društvima, nakon sedam meseci utiče da primanja ostalih zaposlenih budu urednija, čime se smanjuje njihova neurednost u otplati kredita.

Zbog odsustva normalne raspodele i prisustva autokorelacije nije bilo moguće postaviti adekvatan *VAR* model kojim bi se dodatno analizirala uzročnost, dekompozicija varijanse greške predviđanja i funkcija impulsnog odziva na nivou zbirnog modela.

III SPECIFIČNE DETERMINANTE KREDITNOG RIZIKA I INTERAKTIVNOST RIZIKA U BANKARSKOM SEKTORU REPUBLIKE SRBIJE

Nakon sprovedene analize sistemskih faktora kreditnog rizika u nastavku se usredsređujemo na analizu specifičnih faktora kreditnog rizika i sagledavanje problematike interaktivnosti kreditnog sa drugim vrstama finansijskih rizika. Analiza specifičnih faktora kreditnog rizika obuhvata dva aspekta analize: 1) identifikovanje i kvantitativnu ocenu specifičnih faktora kreditnog rizika na nivou banke i 2) identifikovanje i kvantitativnu ocenu specifičnih faktora kreditnog rizika na nivou klijenta banke.

3.1. Determinante kreditnog rizika na nivou banke

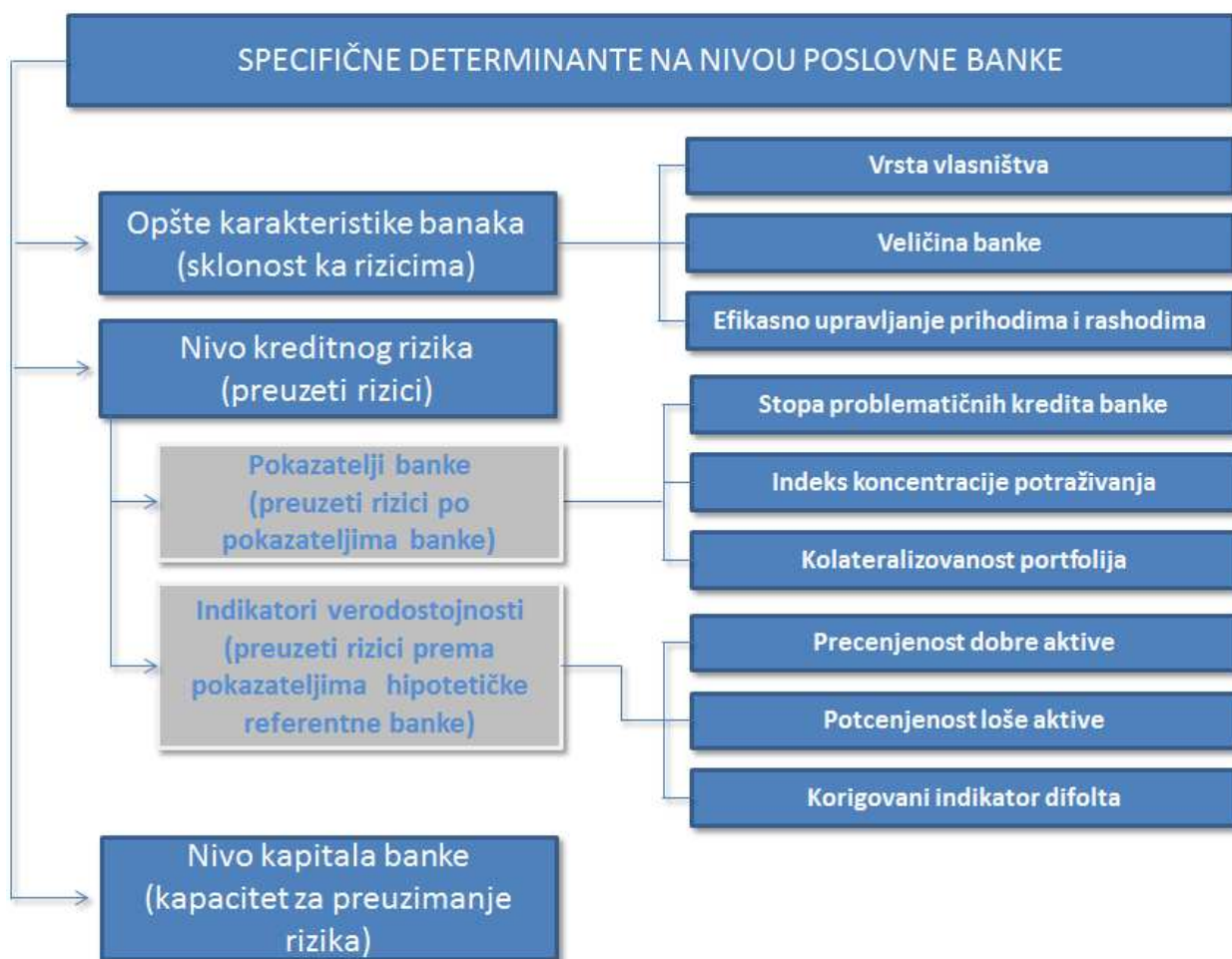
Procena nivoa kreditnog rizika na nivou poslovne banke. Ukoliko pođemo od toga da je nivo pokazatelja adekvatnosti kapitala banke, shodno međunarodnim standardima i lokalnim regulatornim propisima, sveobuhvatna mera na osnovu koje se može proceniti da li banka poseduje dovoljno kapitala za pokriće rizika kojima je izložena, jasno proizilazi da je vrednost ovog pokazatelja ispod propisanog nivoa siguran znak izloženosti banke rizicima iznad mogućnosti koje dozvoljava raspoloživi kapital. U poslednjih nekoliko godina, od 2008. do 2014. godine, kreditni rizik se izdvaja kao glavni razlog za pad pokazatelja adekvatnosti kapitala ispod propisanog nivoa kod pojedinih banaka u bankarskom sektoru Republike Srbije. Otuda, samo postajanje ovakvih problema u poslovanju banke izjednačićemo sa prisustvom povećanog kreditnog rizika. Nivo pokazatelja adekvatnosti kapitala ispod 12%, što predstavlja regulatorni zahtev u skladu sa propisima NBS, u toku posmatranog perioda smatra se prisustvom povećanog kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije.

U periodu od 30.09.2008. godine do 31.12.2014. godine posmatrali smo kretanja pokazatelja adekvatnosti kapitala poslovnih banaka u bankarskom sektoru Republike

Srbije. U naš uzorak za analizu uključili smo sve banke koje su tokom posmatranog perioda imale licencu NBS i tako smo dobili ukupno 171 opservaciju. Pratili smo da li je kod izdvojene 171 opservacije u narednih godinu dana došlo do pada pokazatelja adekvatnosti kapitala ispod zakonski propisanih 12%. Ukoliko je u toku narednih godinu dana došlo do pada pokazatelja adekvatnosti kapitala ispod 12% takvi slučajevi su za potrebe razvoja modela obeleženi sa 1 (17 opservacija⁴¹). Opservacije u kojima u narednih godinu dana nije došlo do pada pokazatelja adekvatnosti kapitala ispod 12% obeleženi su sa 0 (154 opservacija). Na ovaj način formirana je zavisna varijabla sa ograničenjem (diskretnog tipa) koja se zasniva na binarnom izboru (0 ili 1), preko koga se diferenciraju banke koje su usled povećanog nivoa kreditnog rizika imale problem sa ispunjenjem zakonski propisanog pokazatelja adekvatnosti kapitala od onih banaka koje takve probleme nisu imale. Na ovaj način formiranu binarnu varijablu obeležavamo sa *id* (*indikator difolta*).

Specifične varijable i karakteristike poslovnih banaka koje potencijalno mogu uticati na nivo kreditnog rizika u banci. U cilju identifikacije i procene specifičnih determinant kreditnog rizika na nivou banke biće razmatrane biće razmatrane varijable i karakteristike poslovnih banaka kao što su: vrsta vlasništva, veličina banke, efikasnost upravljanja prihodima i rashodima, visina kapitala, učešće problematičnih kredita, koncentrisanost potraživanja u odrednjenim grupama klijenata, kolateralizovanost kreditnog portfolija, kao i veštački formirani pokazatelji koji mere verodostojnost klasifikacije potraživanja banke u više kategorija rizičnosti i mere verovatnoću neizvršenja obaveza po kategorijama rizičnosti u odnosu sa hipotetičku referentnu banku koja koristi konzervativniji pristup pri merenju kreditnog rizika.

⁴¹ Banke koje su imale problem sa pokazateljem adekvatnosti kapitala u posmatranom periodu bile su predmet dokapitalizacije od strane svojih vlasnika ili deliocenciranja od strane Narodne banke Srbije.



Slika 3. 1. Specifične determinante kreditnog rizika na nivou poslovne banke

Izvor: kompilacija autora.

Sve razmatrane varijable i karakteristike poslovnih banaka (vidi sliku 3.1.) grupisane su u tri grupe: 1) opšte karakteristike poslovnih banaka, 2) pokazatelji nivoa kreditnog rizika i 3) pokazatelji nivoa kapitala banke. Na osnovu prve grupe varijabli - analize opštih karakteristika poslovnih banaka - biće ispitano da li vrsta vlasništva, veličine banke i/ili efikasnost upravljanja prihodima i rashodima banke određuje različitu sklonost banaka prema preuzimanju kreditnog rizika. Pokazatelji iz druge grupe, koji mere preuzete kreditne rizike, podeljeni su u dve podgrupe: 2a) pokazatelji nivoa kreditnog rizika prema pristupu konkretne banke i 2b) indikatori verodostojnosti pokazatelja konkretne banke. Pokazatelji

nivoa kreditnog rizika prema pristupu banke mere preuzete rizike po metodologiji koju konkretna banka primenjuje, dok indikatori verodostojnosti ukazuju na moguće odsutpanje pokazatelja nivoa kreditnog rizika banke u odnosu na pokazatelje koji se zasnivaju na metodologiji hipotetičke referentne banke. Pod pojmom hipotetičke referentne banke podrazumamo zamišljenju banku koja koja prilikom klasifikacije svoje aktive i izračunavanja pokazatelja kreditnog rizika primenjuje određena konzervativna pravila, koja se već primenjuju u određenim bankama koje su predmet razmatranja. Pojam hipotetičke referentne banke biće detaljnije obrazložen u nastavku izlaganja. Konačno, treća grupa karakteristika banaka reprezentuje nivo kapitala banke, što istovremeno predstavlja meru kapaciteta banke za preuzimanje rizika, ali i za ocenu ponašanja banke u pogledu preuzimanja rizika, a u zavisnosti od visine kapitala kojim raspolažue.

U cilju ispitivanja da li se neka od navedenih varijabli poslovne banke može smatrati determinantom kreditnog rizika biće primenjena procedura koja obuhvata dva koraka:

- 1) pojedinačna analiza – vrednost svake varijable biće rangirana u odgovarajuće nivoe kreditnog rizika definisane za potrebe ovog rada,
- 2) zbirna analiza – uključivanje svih razmatranih varijabli u odgovarajući nelinearni regresioni modeli (probit i logit) u cilju razvoja zajedničkog modela (Hosmer, Lemeshow 2000, Cramer, 2003, Thomas, Endelman, Crook, 2002, Nojković).

Vrsta vlasništva. Varijabla “vrsta vlasništva” u zavisnosti od visine kreditnog rizika uzima vrednosti od 1 do 4 (1-najviši, 4-najniži). Sve banke u uzorku najpre su, shodno vlasništvu, razvrstane u četiri grupe (kolona 1 u tabeli 2.42): državne banke , banke u domaćem privatnom vlasništvu, banke u stranom vlasništvu kod kojih su registrovani problemi u poslovanju na nivou matične banke i banke u stranom vlasništvu kod kojih nisu identifikovani značajni problemi u poslovanju na nivou matične banke. Nivo kreditnog rizika (kolona 2) odmeren je kao procentualno učešće banaka koje su periodu analize zabeležile pad pokazatelja adekvatnosti ispod propisanih 12% u ukupnom broju banaka u svakoj grupi, a potom je definisana vrednost varijable (kolona 3) koja će biti dodeljena svakoj od banaka u uzorku.

Tabela 3. 1. Nivo kreditnog rizika prema vrsti vlasništva

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Banke u stranom vlasništvu kod kojih su registrovani problemi u poslovanju na nivou matične grupe	20,0%	1
Banke u državnom vlasništvu	15,8%	2
Banke u domaćem privatnom vlasništvu	5,3%	3
Banke u stranom vlasništvu kod kojih nisu identifikovani značajni problem u poslovanju na nivou matične banke	2,7%	4

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Na sličan način, u nastavku smo ispitivali, ostale varijable kao potencijalne determinante kreditnog rizika.

Veličina banke. Sve banke u uzorku su, shodno veličini, najpre razvrstane u tri grupe: velike, srednje i male, a u zavisnosti od tržišnog učešća konkretne banke u ukupnoj bilansnoj sumi bankarskog sistema RS (velike > 3,5%, srednje 1,2 – 3,5% i male <1,2%). Kako je nivo kreditnog rizika (odmeren na isti način kao kod prethodne varijable) bio približno isti za grupu velikih i srednjih banaka, ove dve grupe su naknadno integrisane, te su dobijeni sledeći nivoi kreditnog rizika i vrednosti date varijable:

Tabela 3. 2. Nivo kreditnog rizika prema veličini banke

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Male banke	16,9%	1
Srednje i velike banke	5,0%	2

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Razvrstavanjem svih banaka u navedene dve grupe dobili smo potvrdu, primenom pojedinačne analize, da postoji razlika u nivou kreditnog rizika između grupe u koju se svrstane male banke i grupe u koju su svrstane srednje i velike banke.

U postupku modeliranja bankama će biti dodeljivane varijable: vel – ukupna knjigovodstvena vrednost sredstava i velg – 1 ili 2.

Efikasno upravljanje prihodima i rashodima banke. Kod profitabilnih banaka (pozitivan ROE) odmeren je značajno manji broj ulazaka u zonu podkapitalizovanosti (3,7%) u odnosu na banke koje su poslovale sa gubitkom (21,0%). Kao pokazatelj efikasnog upravljanja prihodima i rashodima banke nije korišćen samo neto dobitak već neto dobitak stavljen u odnos sa kapitalom banke – prinos na kapital (ROE – Return On Equity) kao sveukupni pokazatelj ekonomičnosti (neto dobit/prihodi), efikasnosti (prihodi/imovina) i pametne upotrebe pozajmljenih izvora (imovina/kapital).

Tabela 3. 3. Nivo kreditnog rizika prema ostvarenom rezultatu banke

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama
Pozitivan ROE	3,7%
Negativan ROE	21,0%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Iako je podela na banke sa pozitivnim i negativnim ROE pokazateljem omogućila diferenciranje na grupu sa nižim i višim rizikom na dalje u analizi, u postupku izrade zajedničkog modela, neće biti korišćene vrednosti iz prethodne tabele već originalne vrednosti ROE pokazatelja. Ukoliko svakoj od banaka iz odabranog uzorka dodelimo pripadajuću vrednost ROE pokazatelja dobijamo varijablu koju ćemo na dalje u analizi koristiti kao varijablu koja opisuje profitabilnost banke.

Stopa problematičnih kredita. U zavisnosti od visine stope problematičnih kredita, u tabeli 2.47 sve banke su grupisane u četiri grupe, potom je izmeren nivo kreditnog rizika za svaku od grupa. U ovom slučaju polazimo od pretpostavke verodostojnosti tj. da je banka koju posmatramo verodostojno prikazivala nivo i stopu problematičnih kredita.

Tabela 3. 4. Nivo kreditnog rizika prema visini stope problematičnih kredita

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama
Stopa problematičnih kredita $\leq 10\%$	2,7%
Stopa problematičnih kredita 10,01 - 20%	3,3%
Stopa problematičnih kredita 20,01 - 30%	14,0%
Stopa problematičnih kredita $> 30\%$	26,7%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Kao što se iz pregleda može uočiti, prisutne su značajne razlike u nivou kreditnog rizika po različitim grupama banaka. U nastavku analize za svaku od banaka u uzorku koristićemo njenu stopu problematičnih kredita – varijabla *npl*.

Stepen koncentracije potraživanja. U svojstvu procene stepena koncentracije potraživanja biće korišćen pokazatelj o učešću prvih 50 klijenata u ukupnoj kreditnoj aktivnosti banke.

Tabela 3. 5. Nivo kreditnog rizika prema visini učešća klijenata u ukupnim kreditima banke

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama
50 najvećih klijenata čini manje od 25% ukupnih kredita banke	0,0%
50 najvećih klijenata čini između 25% i 50% ukupnih kredita banke	8,0%
50 najvećih klijenata čini preko 50% ukupnih kredita	18,0%

banke

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Ukoliko svakoj banci iz odabranog uzorka dodelimo odgovarajuću originalnu vrednost pokazatelja učešća najvećih 50 klijenata u ukupnim kreditima banke dobijamo seriju koju obeležavamo sa u .

Kolateralizovanost portfolija. U cilju analize da li stepen kolateralizacije portfolija banke utiče na nivo kreditnog rizika banke biće analiziran procenat pokrivenosti prvih 20 klijenata u portfoliju banke adekvatnim instrumentima obezbeđenja.

Tabela 3. 6. Nivo kreditnog rizika prema stepenu kolateralizovanosti portfolija

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama
Stepen kolateralizovanosti <10%	3,3%
Stepen kolateralizovanosti 10 - 19,9%	10,5%
Stepen kolateralizovanosti 20 - 29,9%	23,1%
Stepen kolateralizovanosti 30 - 39,9%	26,7%
Stepen kolateralizovanosti 40 - 49,9%	16,7%
Stepen kolateralizovanosti \geq 50%	25,0%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Ostaje pitanje kvaliteta instrumenata obezbeđenja koje banke prijavljuju kao adekvatno sredstvo obezbeđenja, kao i pouzdanost procene tržišne vrednosti, što nije predmet analize u ovom radu.

Pomalo iznenađujuće, dobijeni rezultati u tabeli nam ukazuju da grupa banaka koja ima najmanju kolateralizovanost portfolija (ispod 10%) ima najmanji procenat banaka koje su tokom posmatranog perioda imale adekvatnost kapitala ispod 12%, kao i da banke sa višim nivoom kolateralizovanosti imaju viši nivo kreditnog rizika. Navedeni rezultat pokazuje da

banke sa malom kolateralizovanošću biraju dobre klijente, a banke sa visokom stepenom kolateralizovanosti pokušavaju da svoje potencijalno problematične plasmane prikriju visokim kolateralima.

Ukoliko svakoj banci iz odabranog uzorka dodelimo odgovarajući originalni procenat kolateralizovanosti portfolija adekvatnim sredstvima obezbeđenja formira se varijabla koju obelažavamo sa *kol*. Na ovaj način formiranu varijablu upotrebićemo dalje u postupku analize uticaja specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika banke.

Indikator verodostojnosti – precenjenost dobre aktive. Prilikom obrazloženja stope problematičnih kredita u prethodnom delu pošli smo od pretpostavke da banka verodostojno prikazuje svoje pokazatelje kreditnog rizika tj. da je stopa problematičnih kredita ispravno prikazana. Ipak, u stvarnosti ne mora da znači da je ova pretpostavka ispunjena i zbog toga je potrebno definisati referentnu vrednost u odnosu na koju ćemo odrediti da li je banka bila verodostojna. Kao referentnu vrednost uzećemo neku hipotetičku banku koja primenjuje konzervativna pravila prilikom klasifikacije svoje aktive i izračunavanja svojih pokazatelja kreditnog rizika. Takvu banku nazivamo hipotetička referentna banka.

Osnov za uspostavljanje ovakvih pravila predstavljaju propisi Narodne banke Srbije u vezi klasifikacije bilansne aktive i vanbilansih stavki. Kao prikladne kriterijume za definisanje konzervativnosti uzećemo potpuno poštovanje lokalnih propisa o klasifikaciji bilansne aktive i vanbilansnih stavki (NBS, Odluka o klasifikaciji bilansne active i vanbilasnsnih stavki banke). U našem slučaju G i D kategorija smatraju se lošom aktivom (status neizvršenja obaveza dužnika) i nose zajedničku oznaku 4 (kategorija 4), dok ostale kategorije predstavljaju dobru aktivu i nose sledeće oznake: A kategorija oznaku 1, B kategorija oznaku 2 i V kategorija oznaku 3. Princip konzerativnosti hipotetička referentna banka poštuje tako što:

- ukoliko je potraživanje od nekog klijenta razvrstano u kategoriju 4 i ukupan iznos razvrstanih potraživanja u kategoriju 4 na nivou celokupnog bankarskog sektora

iznosi najmanje 20%⁴² ukupnih potraživanja od tog klijenta onda se potraživanje od takvog klijenta svrstava u kategoriju 4 i

- ukoliko nije ispunjen prethodno definisani uslov da najmanje 20% izloženosti na nivou bankarskog sektora razvrstano u 4 kategoriju, kategorija se utvrđuje kao ponderisani prosek izvršenih kategorizacija istog klijenta na nivou bankarskog sektora.

Ukoliko prethodno definisana pravila klasifikacije koja važe za hipotetičku referentnu banku primenimo na klijente neke odabrane pojedinačne banke iz bankarskog sistema Republike Srbije i tako dobijene kategorije uporedimo sa kategorijama dobijenim primenom individualnog pristupa banke, dobijamo osnov za ocenu koliko je razmatrana banka verodostojna u prikazivanju svoje izloženosti kreditnom riziku. Razmatrana banka je manje verodostojna ukoliko su njena pravila klasifikacije klijenata omogućila da se klijenti kategorizuju u bolje kategorije nego što bi bili kategorizovani ukoliko bi bila primenjena pravila hipotetičke referentne banke. Da bi utvrdili verodostojnost svake pojedinačne banke definisali smo posebnu kvantitativnu meru – indikator precenjenosti dobre aktive. Indikator precenjenosti dobre aktive meri stepen odstupanja (distancu) kategorije klasifikacije koju je primenila banka u odnosu na kategorije klasifikacije koja bi se dobila primenom pravila hipotetičke referentne banke.

$$IPDA_{tk} = \sum_{i=1}^{4-k} w_{k \rightarrow k+i} \cdot \left(\frac{k+i}{k} \right) \quad (3.1)$$

gde je:

$IPDA_{tk}$ - indikator precenjenosti dobre aktive koju je razmatrana banka razvrstala u kategoriju k u periodu t ,

k – kategorija klasifikacije dobre aktive u posmatranoj banci (uzima vrednosti 1, 2 ili 3),

$k + i$ – kategorija klasifikacije u hipotetičkoj referentnoj banci,

⁴² Primenjeni kriterijum od 20% zasniva se na European Banking Authority (EBA) direktivama koje predviđaju da se u status problematične izloženosti (NPE – Non Performing Exposure) svrstavaju sva potraživanja od jednog klijenta ukoliko se najmanje 20% izloženosti prema ovom klijentu nalazi u statusu difolta.

$w_{(k) \rightarrow k+i}$ – učešće klijenata koji su po pravilima klasifikacije razmatrane banke razvrstani u kategoriju k , dok su po pravilima za klasifikaciju hipotetičke referentne banke razvrstani u $k+i$ kategoriju,

t – oznaka godine za koju se izračunava indikator.

S obzirom da banka ima tri kategorije u koju raspoređuje dobru aktivu zbirni indikator precenjenosti dobre aktive (I_t) dobija se na sledeći način:

$$I_t = \sum_{k=1}^3 IPDA_{tk} \quad (3.2)$$

Teorijski, zbirni indikator precenjenost dobre aktive ima vrednost 0 ukoliko su pravila klasifikacije koja primenjuje banka identična pravilima klasifikacije hipotetičke referentne banke. Visoka vrednost ovog pokazatelja ukazuje na znatnu precenjenost dobre aktive u razmatranoj banci.

Nakon definisanja ovog indikatora ispitujemo tezu da li veća vrednost ovog indikatora ukazuje na veću verovatnoću da pokazatelj adekvatnosti banke padne ispod 12%.

Indikator verodostojnosti – potcenjenost loše aktive. Svrha ovog indikatora nije da se proceni da li je loša aktiva potcenjena na račun precenjivanja dobre aktive, jer je to već ispitano primenom indikatora precenjenosti dobre aktive. Indikator precenjenosti loše aktive ocenjuje strukturu loše aktive u smislu da li se deo aktive unutar kategorije 4 koji je klasifikovan u D kategoriju prema skali hipotetičke referentne banke još uvek nalazi u G kategoriji prema skali individualne banke.

$$IGD_t = \left(\frac{m_{tg}}{n_{td}} \right) \cdot 100 \quad (3.3)$$

gde je:

IGD_t - idikator potcenjenosti loše aktive u banci u periodu t ,

m_{tg} – vrednost izloženosti prema klijentima koji su primenom individualnog pristupa razmatrane banke svrstani u kategoriju G,

n_{td} - vrednost izloženosti prema klijentima razmatrane banke koji su primenom pravila hipotetičke referentne banke razvrstani u kategoriju D (upotrebljava se u formuli jedino kada m_{tg} ima vrednost veću od nula).

Ukoliko ovaj indikator ima vrednost 0 to podrazumeva da je banka koju razmatramo primenom individualnog pristupa sve klijente u okviru loše aktive razvrstava na identičan način kao hipotetička referentna banka. Visoka vrednost ovog indikatora ukazuje na postojanje odstupanja u klasifikaciji u odnosu na hipotetičku referentnu banku koje vodi umanjenom izdvajanju neophodnih rezervi za pokriće gubitaka po osnovu kreditnog rizika tj. potcenjenosti ispravki vrednosti i rezervi za procenjene gubitke.

Nakon postavke ovog pokazatelja stvaraju se uslovi da se ispita da li veća vrednost ovog pokazatelja utiče na porast verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod 12%.

Korigovani indikator difolta. Dva prethodno navedena indikatora verodostojnosti su statički indikator jer mere odstupanje u proceni dobre i loše banke u odnosu na hipotetičku referentnu banku u nekom izdvojenom trenutku vremena. Ukoliko na osnovu kategorija klasifikacije hipotetičke referentne banke izračunamo migracione matrice za ceo bankarski sektor možemo dobiti verovatnoću neizvršenja obaveza (difolta) po kategorijama klasifikacije hipotetičke referentne banke. Korigovani indikator difolta predstavlja verovatnoću difolta po kategorijama klasifikacije razmatrane banke koji dobijamo primenom dvostepene procedure: 1) ukoliko kategorije klasifikacije razmatrane banke prevedemo u kategorije klasifikacije hipotetičke referentne banke primenom pristupa definisanog kod indikatora procenjenost dobre aktive i 2) na tako dobijene kategorije primenimo verovatnoće difolta izračunate za ceo bankarski sektor primenom migracionih matrica hipotetičke referentne banke. Ovaj indikator predstavlja dinamički indikator jer pored neusklađenosti klasifikacije banke sa klasifikacijom hipotetičke referentne banke

obuhvata i izračunavanje verovatnoće difolta na osnovu skale hipotetičke referentne banke. Korigovani indikator difolta se izračunava posebno za svaku kategoriju dobre aktive:

$$PD_{tk} = \sum_{i=0}^{3-k} w_{k \rightarrow (k+i)} \cdot PD_{k+i} \quad (3.4)$$

gde je:

PD_{tk} - korigovani indikator difolta za kategoriju k u periodu t ,

PD_{k+i} - verovatnoća da klijent iz $k+i$ kategorije po skali hipotetičke referentne banke pređe u status difolta.

Nakon definisanja ovog indikatora stvoreni su uslovi da se razmotri teza u uticaju korigovanog indikatora difolta na verovatnoću da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod 12%.

Nivo kapitala. Posebno proveravamo tezu na koji način su se ponašale, u kontekstu preuzimanja kreditnog rizika, banke sa različitom visinom raspoloživog kapitala. Tačnije, proveravamo da li su banke sa nižim nivoom kapitala izlagale se onom nivou kreditnog rizika koji nije bilo moguće adekvatno pokriti raspoloživim nivoom kapitala. Za potrebe ove analize banke su razvrstane u tri kategorije prema visini pokazatelja adekvatnosti kapitala (*PAK*).

Tabela 3. 7. Nivo kreditnog rizika prema nivou kapitala banke

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Nizak nivo kapitala – <i>PAK</i> 12-14,5%	46,1%	1
Srednji nivo kapitala – <i>PAK</i> 14,5-20%	7,1%	2
Visok nivo kapitala – <i>PAK</i> >20%	0,0%	3

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Ukoliko svakoj banci iz odabranog uzorka dodelimo vrednost izabrane opcije iz prethodne tabele dobijamo varijablu koja opisuje nivo kapitala banaka i označavamo je sa *kap*.

Izgradnja zbirnih modela za analizu uticaja specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika banke. U svrhu analize uticaja specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika banke primenićemo dva nelinearna regresiona modela: logit i probit model.

Tabela 3. 8. Rezultati logit modela u proceni kreditnog rizika na nivou banke

Zavisna varijabla:	<i>id</i>	
Objašnjavajuće varijable	Vrednost koeficijenta	P-vrednost
<i>c</i>	-1,24	0,58
<i>vl</i>	-1,06	0,02
<i>u</i>	6,75	0,02
<i>i</i>	1,23	0,01
<i>pd₂</i>	29,07	0,00
<i>kap</i>	-3,86	0,02
McFadden Pseudo R ²		0,64
LR statistika		62,9
LR statistika (p-vrednost)		0,00
Logaritam funkcije verodostojnosti bez ograničenja		-17,9
Logaritam funkcije verodostojnosti pod ograničenjem		-49,4
Prosečan logaritam funkcije verodostojnosti		-0,1
Ukupan broj opservacija	Broj opservacija sa vrednošću 1	Broj opservacija sa vrednošću 0
156	15	141

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Zbog odsustva podataka za pojedine korišćene varijable broj opservacija koje ćemo tretirati u postupku izgradnje zbirnog modela smanjuje se na 156, tako da zavisna varijabla u 15 slučajeva ima vrednost 1 i u 141 slučaju vrednost 0. Dobijeni rezultati primenom logit

modela pokazuju da se kao statistički značajne varijable izdvajaju vrsta vlasništva (*vl*), koncentracija plasmana tj. učešće 50 najvećih klijenata u ukupnim kreditima (*u*), indikator procenjenosti dobre aktive (*i*), korigovani indikator difolta za drugu (*b*) kategoriju dobre aktive (*pd₂*) i nivo kapitala (*kap*). Logit model sa navedenim varijablama ima McFadden-ov pseudo koeficijent determinacije od 64%, što pokazuje da postoji podudarnost stvarnih podataka i modelom procenjenih vrednosti od 64%. Statistika zasnovana na raciju verodostojnosti (*LR* statistika) pokazuje da je ovako postavljen model statistički značajan.

Tabela 3. 9. Procenat tačnih predviđanja logit modela

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)<=...	138	6	144	141	15	156
P(Dep=1)>C	3	9	12	0	0	0
Total	141	15	156	141	15	156
Correct	138	9	147	141	0	141
% Correct	97.87	60.00	94.23	100.00	0.00	90.38
% Incorrect	2.13	40.00	5.77	0.00	100.00	9.62
Total Gain*	-2.13	60.00	3.85			
Percent Gain...	NA	60.00	40.00			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0...	135.47	5.53	141.00	127.44	13.56	141.00
E(# of Dep=1...	5.53	9.47	15.00	13.56	1.44	15.00
Total	141.00	15.00	156.00	141.00	15.00	156.00
Correct	135.47	9.47	144.93	127.44	1.44	128.88
% Correct	96.08	63.11	92.91	90.38	9.62	82.62
% Incorrect	3.92	36.89	7.09	9.62	90.38	17.38
Total Gain*	5.69	53.49	10.29			
Percent Gain...	59.18	59.18	59.18			

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu tabele koja prikazuje procenat tačnih predviđanja logit modela, pri definisanoj graničnoj vrednosti (*cut off*) od 0,5, zaključujemo da je procenat tačnosti predviđanja modela oko 94% i da je prednost ovoga modela nad modelom koji bi sadržao samo konstantu negde oko 40%.

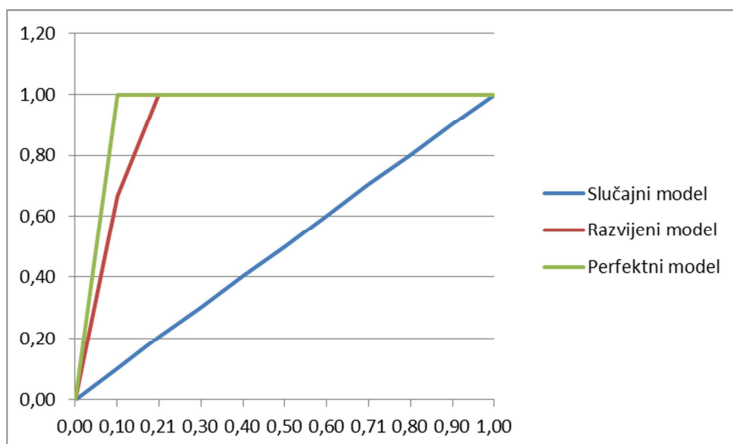
Na osnovu Hosmer Lemenshow (H-L) testa zaključujemo da je kvalitet postavljenog modela dobar, dok Andrews-ov test pokazuje niske vrednosti i kotradiktorne nalaze u odnosu na *H-L* test, što je često karakteristično kod modela sa manjim brojem opservacija. Ipak, imajući u vidu sve ostale pozitivne testove vezane za ovaj model prihvatamo rezultate ovog modela kao zadovoljavajuće.

Tabela 3. 10. Testovi kvaliteta logit modela

	Quantile of Risk		Dep=0		Dep=1		Total Obs	H-L Value
	Low	High	Actual	Expect	Actual	Expect		
1	3.E-07	3.E-05	15	14.9999	0	0.00011	15	0.00011
2	3.E-05	0.0001	16	15.9987	0	0.00134	16	0.00134
3	0.0002	0.0003	15	14.9961	0	0.00391	15	0.00392
4	0.0004	0.0014	16	15.9874	0	0.01262	16	0.01263
5	0.0016	0.0031	16	15.9629	0	0.03713	16	0.03721
6	0.0032	0.0061	15	14.9287	0	0.07131	15	0.07165
7	0.0062	0.0163	16	15.8212	0	0.17879	16	0.18081
8	0.0170	0.0573	15	14.4696	0	0.53043	15	0.54987
9	0.0584	0.3617	11	13.4353	5	2.56471	16	2.75381
10	0.3684	0.9966	6	4.40036	10	11.5996	16	0.80211
Total			141	141.000	15	15.0000	156	4.41346
H-L Statistic			4.4135		Prob. Chi-Sq(8)		0.8180	
Andrews Statistic			111.4717		Prob. Chi-Sq(10)		0.0000	

Izvor: kompilacija autora.

Kvalitet izgrađenom modela biće dodatno proveren postavljanjem CAP (Cumulative Accuracy Profile) krive i izračunavanjem racija tačnosti predviđanja – AR (Accuracy Ratio). AR pokazatelj se izračunava kao površina između crvene i plave linije stavljena u odnos sa površinom između zelene i plave linije.



Slika 3. 2. CAP kriva za logit model

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu CAP krive i izračunatog *AR* pokazatelja u vrednosti od 96,2% zaključujemo da je reč o kvalitetnom modelu.

Prethodno dobijene vrednosti regresionih koeficijenata uz objašnjavajuće promenljive pouzdano govore o znaku koji prevladuje u odnosima između zavisne i objašnjavajuće varijable ali sama vrednost ovog koeficijenta ne treba da predstavlja informaciju za tumačenje snage uticaja objašnjavajuće varijable na zavisnu varijablu. Zbog toga ćemo u cilju procene uticaja objašnjavajućih varijabli na zavisnu varijablu koristiti izračunate marginalne efekte za logit model.

Tabela 3. 11. Marginalni efekti logit modela

Varijabla	Koeficijenti	Marginalni efekti
Vl_t	-1,0643	-0,2627
U_t	6,7544	1,6670
I_{t-1}	1,2328	0,3043
PD_t	29,0740	7,1755
KAP_t	-3,8553	-0,9515

Izvor: kompilacija autora.

Svaka promena vlasništva nad bankom u smislu prelaska banke iz grupe banaka koja ima niži nivo kreditnog rizika u prvu sledeću homogenu grupu sa višim nivom rizika povećava u proseku verovatnoću da pokazatelj adekvatnosti takve banke usled porasta nivoa kreditnog rizika padne ispod regulatornog minimum za oko 26% u toku istog perioda. Porast indeksa koncentracije klijenata banke za 1% dovodi do porasta verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod zakonskog minimuma u toku iste godine za 1,67%. Ukoliko se indikator precenjenosti dobre aktive poveća za 1 dolazi do porasta verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod zakonski propisanog minimuma za oko 30%. Porast korigovanog indikatora difolta za 1% u toku istog perioda utiče na porast verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod propisanog za 7,2%. U slučaju da nivo kapitala banke padne toliko da banka pređe iz grupe banaka sa visokim nivoom kapitala u grupu banaka sa srednjim nivoom kapitala ili iz grupe banaka sa srednjim nivoom kapitala u grupu banaka sa nižim nivoom kapitala, takva promene dovodi do porasta verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod zakonskog minimuma za oko 95%.

Tabela 3. 12. Rezultati probit modela u proceni kreditnog rizika na nivou banke

Zavisna varijabla:	id	
Objašnjavajuće varijable	Vrednost koeficijenta	P-vrednost
c	-0,47	0,70
vl	-0,59	0,01
u	3,58	0,02
i	0,67	0,03
pd ₂	16,44	0,01
kap	-2,22	0,00
McFadden Pseudo R ²		0,65
LR statistika		64,0

LR statistika (p-vrednost)		0,00
Logaritam funkcije verodostojnosti bez ograničenja		-17,4
Logaritam funkcije verodostojnosti pod ograničenjem		-49,4
Prosečan logaritam funkcije verodostojnosti		-0,1
Ukupan broj opservacija	Broj opservacija sa vrednošću 1	Broj opservacija sa vrednošću 0
156	15	141

Izvor: kompilacija autora.

Primenom probit modela kao značajne varijable izdvojile su sve varijable koje su već prethodno potvrđene kod logit modela. Probit model poseduje za 1% višu vrednost McFadden-ovog pseudo koeficijenta determinacija u odnosu na logit model, što nije velika razlika, i kada pogledamo da su dosta slični rezultati ostalih testova, poput *LR* statistike i sl., sve nam to daje za pravo da zaključimo da smo primenom oba modela dobili relativno slične rezultate.

Tabela 3. 13. Procenat tačnih predviđanja probit modela

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)<=...	138	6	144	141	15	156
P(Dep=1)>C	3	9	12	0	0	0
Total	141	15	156	141	15	156
Correct	138	9	147	141	0	141
% Correct	97.87	60.00	94.23	100.00	0.00	90.38
% Incorrect	2.13	40.00	5.77	0.00	100.00	9.62
Total Gain*	-2.13	60.00	3.85			
Percent Gain...	NA	60.00	40.00			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0...	135.58	5.48	141.06	127.44	13.56	141.00
E(# of Dep=1...	5.42	9.52	14.94	13.56	1.44	15.00
Total	141.00	15.00	156.00	141.00	15.00	156.00
Correct	135.58	9.52	145.09	127.44	1.44	128.88
% Correct	96.15	63.44	93.01	90.38	9.62	82.62
% Incorrect	3.85	36.56	6.99	9.62	90.38	17.38
Total Gain*	5.77	53.82	10.39			
Percent Gain...	60.00	59.55	59.77			

Izvor: kompilacija autora.

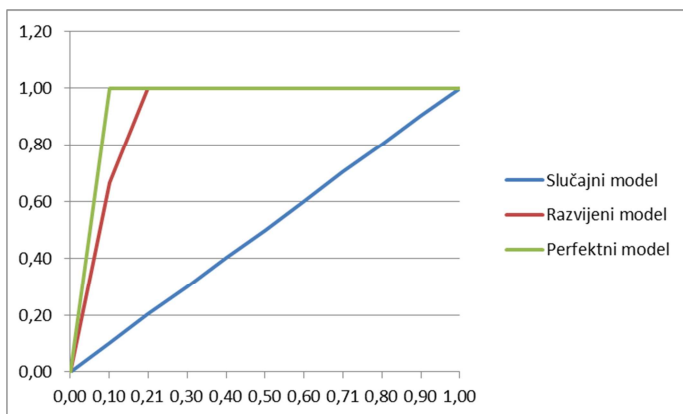
Takođe, primenom graničnog kriterijuma od 0,5 dobili smo da je procenat tačnih predviđanja u probit modelu oko 94% i to je superiornije u odnosu na model koji sadrži samo konstantu za oko 40%.

Kao i u slučaju logit modela ovde dobijamo prihvatljivu vrednost *H-L* statistike i suprotne rezultate primenom Andrews-ovog testa ali zbog sveukupnih dobrih rezultata primenom ostalih testova prihvatamo dobijene rezultate probit modela kao relativno zadovoljavajuće u uslovim malog broja opservacija.

Tabela 3. 14. Testovi kvaliteta probit modela

	Quantile of Risk		Dep=0		Dep=1		Total Obs	H-L Value
	Low	High	Actual	Expect	Actual	Expect		
1	4.E-17	1.E-09	15	15.0000	0	2.8E-09	15	2.8E-09
2	3.E-09	4.E-07	16	16.0000	0	2.0E-06	16	2.0E-06
3	5.E-07	4.E-06	15	15.0000	0	2.6E-05	15	2.6E-05
4	4.E-06	0.0001	16	15.9995	0	0.00054	16	0.00054
5	0.0001	0.0006	16	15.9945	0	0.00554	16	0.00554
6	0.0007	0.0022	15	14.9788	0	0.02115	15	0.02118
7	0.0026	0.0107	16	15.8970	0	0.10303	16	0.10370
8	0.0110	0.0560	15	14.5262	0	0.47381	15	0.48926
9	0.0567	0.3808	11	13.3171	5	2.68292	16	2.40428
10	0.3820	0.9992	6	4.34784	10	11.6522	16	0.86207
Total			141	141.061	15	14.9392	156	3.88661
H-L Statistic			3.8866		Prob. Chi-Sq(8)		0.8672	
Andrews Statistic			88.1349		Prob. Chi-Sq(10)		0.0000	

Izvor: kompilacija autora.



Slika 3. 3. CAP kriva za probit model

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Vizuelnim razmatranjem CAP krive i izračunate vrednosti AR pokazatelja (oko 96%) zaključujemo da je reč o dobrom modelu.

Uticaj objašnjavajućih varijabli na promenu zavisne varijable sagledaćemo kroz marginalne efekte probit modela, koji su nešto drugačiji od marginalnih efekata za logit model.

Tabela 3. 15. Marginalni efekti probit modela

Varijabla	Koeficijenti	Marginalni efekti
VI_t	-0,5930	-0,3191
U_t	3,5775	1,9252
I_{t-1}	0,6720	0,3617
PD_t	16,4356	8,8448
KAP_t	-2,2211	-1,1953

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Svaka promena vlasništva nad bankom u smislu prelaska banke iz grupe banaka koja ima niži nivo kreditnog rizika u prvu sledeću homogenu grupu sa višim nivom rizika povećava u proseku verovatnoću da pokazatelj adekvatnosti takve banke usled porasta nivoa kreditnog rizika padne ispod regulatornog minimum za oko 32% u toku istog perioda.

Porast indeksa koncentracije klijenata banke za 1% dovodi do porasta verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod zakonskog minimuma u toku iste godine za 1,93%. Ukoliko se indikator precenjenosti dobre aktive poveća za 1 dolazi do porasta verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod zakonski propisanog minimuma za oko 36%. Porast korigovanog indikatora difolta za 1% u toku istog perioda utiče na porast verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod propisanog za 8,8%. U slučaju da nivo kapitala banke padne toliko da banka pređe iz grupe banaka sa visokim nivoom kapitala u grupu banaka sa srednjim nivoom kapitala ili iz grupe banaka sa srednjim nivoom kapitala u grupu banaka sa nižim nivoom kapitala, takva promene dovodi do porasta verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod zakonskog minimuma za oko 120%.

Nakon primene navedenih modela identifikovali smo varijable koje su značajne za objašnjenje nivoa kreditnog rizika poslovne banke (Tabela 3.16.).

Tabela 3. 16. Specifični faktori kreditnog rizika na nivou banke

Naziv faktora	Logit model	Probit model
<i>I Opšte karakteristike banaka (sklonost ka rizicima)</i>		
Vrsta vlasništva	•	•
Veličina banke		
Efikasno upravljanje prihodima i rashodima		
<i>II Preuzeti rizici prema pokazateljima banke</i>		
Stopa problematičnih kredita	•	•
Indeks koncentracije potraživanja	•	•
Kolateralizovanost portfolija		
<i>III Preuzeti rizici prema merilima hipotetičke referentne banke</i>		
Indikator precenjenosti dobre aktive	•	•
Indikator potcenjenosti loše aktive		
Korigovani indikator difolta	•	•

<i>IV Kapacitet za preuzimanje rizika</i>		
Nivo kapitala	•	•

Izvor: kompilacija autora.

Legenda:

- *statistički značajna varijabla za objašnjenje nivoa kreditnog rizika*
- *varijabla koja je statistički značajna ali je uvođenjem druge varijable prestala biti statistički značajna⁴³.*

Razmatranjem vrste vlasništva, veličine banke i efikasnosti upravljanja prihodima i rashodima ocenjeno je u kojoj meri neke opšte karakteristike banaka utiču na njihovu sklonost da preuzimaju viši nivo kreditnog rizika. Vrsta vlasništva se pokazala kao značajna varijabla za objašnjenje nivoa kreditnog rizika banke. Negativan znak ispred objašnjavajuće varijable ukazuje nam da grupa banaka sa obeležjem 1 - banke u stranom vlasništvu kod kojih su registrovani problem u poslovanju na nivou matične grupe, ima najviši nivo kreditnog rizika, pa zatim dolazi grupa banaka sa obeležjem 2 - državne banke. Nešto niži nivo kreditnog rizika ima grupa banaka sa obeležjem 3 - domaće privatne banke i najniži nivo kreditnog rizika nosi grupa banaka sa obeležjem 4 - banke u stranom vlasništvu kod kojih nisu identifikovani značajni problem u poslovanju na nivou matične grupe. Na osnovu dobijenih rezultata možemo izvesti zaključak da su banke u stranom vlasništvu kod kojih su prisutni problemi na nivou matične grupe i državne banke u posmatranom periodu bile više sklone preuzimanju kreditnog rizika.

Iako je pojedinačna analiza pokazala da grupa malih banaka ima veći procenat banaka koje imaju povišen nivo kreditnog rizika u odnosu na srednje i velike banke, varijabla koja opisuje veličinu banaka nije se pokazala kao statistički značajna. Ovaj rezultat je dobijen kako primenom podataka o visini bilansne sume kao izvornog podatka o veličini banke, tako i primenom metoda grupisanja banaka na male banke i ostale banke. Dobijeni rezultati nam pokazuju da nije prepoznata razlika u sklonosti ka preuzimanju kreditnog rizika u zavisnosti od veličine banke.

⁴³ Stopa problematičnih kredita u našem slučaju je statistički značajna varijabla sve dok u model nije uvedena varijabla indeks koncentracije potraživanja.

Prilikom pojedinačne analize banke koje ostvaruju negativan *ROE* pokazale su viši nivo kreditnog rizika od banaka koje postižu pozitivan *ROE*. Ipak, u postupku modeliranja *ROE* kao mera profitabilnosti nije se pokazao kao statistički značajan. Ne možemo potvrditi tezu da banke koje imaju lošiji finansijski rezultat imaju veću sklonost ka preuzimanju kreditnog rizika.

Stopa problematičnih kredita pokazala se kao statistički značajna varijabla, ali je nakon uvođenja dodatne varijable – stopa koncentracije potraživanja, izgubila statističku značajnost. Značajnost stope problematičnih kredita, iako se u postupku modeliranja izgubila uvođenjem nekih drugih pokazatelja koji mere nivo kreditnog rizika, pokazuje da se visok procenat loše aktive može smatrati ekvivalentom visokog nivoa kreditnog rizika i značajnim faktorom koji doprinosi porastu verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti banke padne ispod regulatornog minimuma.

Potvrđena značajnost stope koncentracije potraživanja, koji meri učešće najvećih 50 klijenata u ukupnim kreditima banke, pokazuje da banke sa većom koncentracijom potraživanja imaju veću verovatnoću da usled porasta kreditnog rizika njihov pokazatelj adekvatnosti kapitala padne ispod zakonom propisanih 12%.

Stepen kolateralizovanosti portfolija, gde se pod kolateralom podrazumeva pokrivenost plasmana nepokretnostima uzetim kao instrument obezbeđenja, nije se ni prilikom pojedinačnog razmatranja ove varijable pokazala kao značajna, što je i potvrđeno prilikom razvoja zbirnog modela. Ne treba isključiti ni mogućnost da kvalitet procena nepokretnosti nije bio na odgovarajućem nivou ali to svakako neće biti predmet daljeg istraživanja u ovom radu.

Porast indikatora precenjenosti dobre aktive, kao mera odstupanja klasifikacije dužnika u izabranoj banci u odnosu na pravila hipotetičke referentne banke i pokazatelj precenjenosti dobre aktive, sa kašnjenjem do jedne godine, utiče na porast verovatnoće da posmatrana banka dođe u situaciju da njen pokazatelj adekvatnosti kapitala padne ispod zakonskog

minimumu. Ovakav rezultat je potvrda postojanja banaka koje nedovoljno tačno prikazuju svoj nivo kreditnog rizika. Nedovoljno kapitalizovane banke nisu odmah prihvatale realnost da su određeni klijenti problematični i koristile su mogućnost boljeg prikazivanja situacije u banci da bi odložile trenutak ulaska klijenta u status problematičnog i pogoršanje svog pokazatelja adekvatnosti. Ovakvo ponašanje banaka najčešće može biti povezano sa izraženim apetitom banaka koji je iznad kapaciteta banke za preuzimanje rizika i prisutnim slabostima u sistemu korporativnog upravljanja.

Indikator potcenjenosti loše aktive nije se pokazao kao statistički značajan prilikom izgradnje zbirnog modela. Iako postoji teorijska mogućnost da banke kalkulišu pri klasifikovanju klijenata koji pripadaju lošoj aktivi tako što bi ih neko vreme klijente mogli zadržavati u povoljnijoj kategoriji (*G*) umesto u najlošijoj kategoriji (*D*), to se nije pokazalo kao relevantno. Motiv za ovu nepotvrđenu vrstu kalkulacije banaka potiče ponajviše od toga što *G* kategorija predviđa obavezu izdvajanja rezerve u iznosu od 30% potraživanja, dok kategorija *D* podrazumeva izdvajanje 100% rezerve. Ipak, ovakav rezultat govori u prilog tome da su banke sklonije da precenjuju dobru aktivu nego da arbitriraju između povoljnije i manje povoljne kategorije loše aktive.

Porast korigovanog indikatora difolta, koji pokazuje koliko iznosi verovatnoća difolta klijenata iz određene kategorije klasifikacije, za kategoriju *B* utiče na porast verovatnoće da banka usled porasta kreditnog rizika dođe u status neispunjenja regulatornog minimuma u pogledu pokazatelja adekvatnosti kapitala. Iako porast ovog indikatora može doći od porasta verovatnoće difolta hipotetičke referentne banke (opšti razlozi) i povećanja odstupanja u proceni kreditnog rizika banke u odnosu na hipotetičku referentnu banku (specifični razlozi), najveći deo porasta ovog indikatora dolazi zapravo od ovog drugog razloga – netačnog procenjivanja nivoa kreditnog rizika i procenjivanja dobre aktive. Porast korigovanog indikatora difolta za kategoriju *A* i kategoriju *V* nije se pokazao kao statistički značajan u objašnjenju nivoa kreditnog rizika u banci.

Za isti nivo izloženosti kreditnom riziku veću verovatnoću pada pokazatelja adekvatnosti kapitala imaće banka koja ima relativno manji kapacitet za preuzimanje rizika meren nivoom raspoloživog kapitala. Kada ovaj rezultat ukrstimo sa rezultatom vezanim za vrstu vlasništva, jasno se prepoznaje da su u probleme sa pokazateljem adekvatnosti kapitala ušle one banke koje nisu mogle da obezbede adekvatnu podršku vlasnika u smislu obezbeđenja dodatnog kapitala – državne banke i strane banke kod kojih je registrovan problem u poslovanju na nivou matične banke.

3.2. Determinante kreditnog rizika na nivou klijenta

Imajući u vidu da privredna društva čine dominantni deo portfolija problematičnih kredita u bankarskom sektoru Republike Srbije tokom posmatranog perioda, od septembra 2008. do decembra 2014. godine, kao i da su podaci od značaja za analizu kreditnog rizika fizičkih lica izraženo oskudni i nedostupni, u ovom delu istraživanja fokus će biti na identifikovanju i analizi faktora kreditnog rizika koji su karakteristični samo za privredna društva.

Osnovni izvori podataka za identifikovanje i analizu kreditnog rizika privrednih društava predstavlja pregled 100 najvećih dužnika pojedinačnih banaka, sastavljen u skladu sa pravilima izveštajnog sistema NBS, na kvartalnom nivou, za period od kraja 2008. godine do decembra 2014. godine, kao i podaci iz finansijskih izveštaja, bilansa stanja i bilansa uspeha, za navedene dužnika. Za potrebe ove analize iskorišćeni su samo podaci o matičnom broju klijenta i kategoriji klasifikacije klijenta u skladu sa propisima Narodne banke Srbije. Jedinstvena klasifikacija klijenta na nivou bankarskog sektora utvrđena je primenom prethodno definisanih pravila hipotetičke referentne banke. Nakon eliminacije podataka koji se odnose na višestruko prikazivanje istog klijenta zbog prisustva klijenta u više banaka, isključivanja iz pregleda finansijskih institucija i fizičkih lica, kao i odstranjivanja privrednih društava kod kojih postoje identifikovani problem sa kvalitetom podataka⁴⁴ ili se na početku i kraju posmatranog perioda nisu nalazili u portfoliju 100 najvećih dužnika

⁴⁴ Nedostaju podaci iz finansijskih izveštaja, izračunati racio brojevi predstavljaju ekstremne vrednosti i sl.

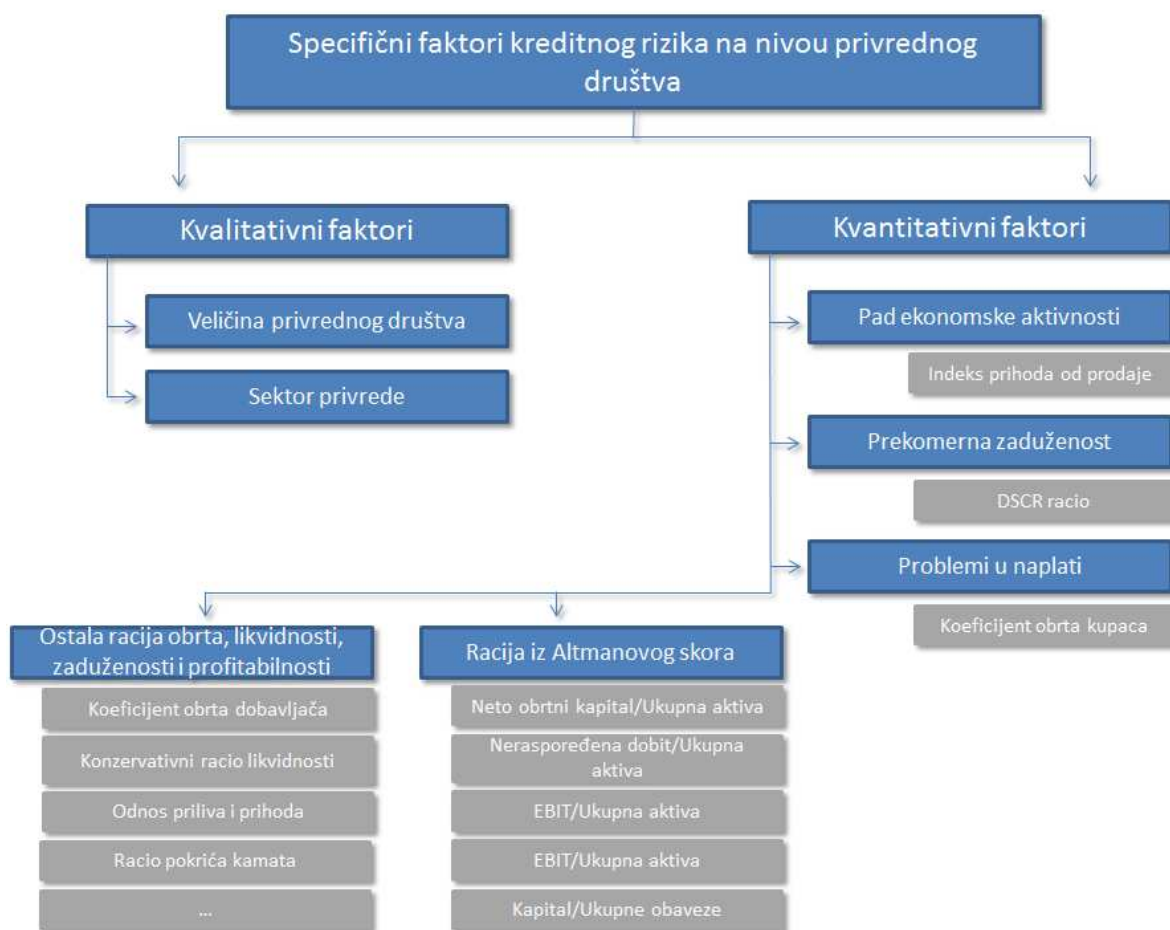
pojedinačnih banaka, dobijena je varijabla kojom opisujemo kategoriju klasifikacije klijenta⁴⁵ sa ukupno 1.619 privrednih društava.

Definisanje pokazatalja kreditnog rizika na nivou klijenta. Na osnovu prethodno dobijene varijable kojom opisujemo kategoriju klasifikacije klijenta formirana je posebna varijabla binarnog tipa koja uzima vrednost 1 ukoliko je klijent banke na kraju poslovne godine razvrstan u klasifikaciju G i D tj. dve najlošije kategorije po propisima Narodne banke Srbije i vrednost 0 u slučajevima kada je klijent na kraju poslovne godine razvrstan u kategoriju A, B ili V, što zajedno predstavlja dobru aktivu. Na ovakav način formirana binarna varijabla, odnosno procena verovatnoće, zasnovana na ovakvoj binarnoj varijabli, da određena homogena grupa klijenata koja je imala status na početku poslovne godine ima vrednost 1 (defolt klijenta) na kraju, biće korišćena kao pokazatelj nivoa kreditnog rizika za potrebe analize determinanti kreditnog rizika na nivou klijenta banke. Od 1619 privrednih društava koja su ušla u naše razmatranje, 260 privrednih društava ima status 1⁴⁶, dok 1359 privrednih društava ima status 0.

Analiza uticaja specifičnih faktora na nivo kreditnog rizika privrednih društava. Specifični faktori koje će biti razmotreni u ovoj analizi obuhvataju odabrane kvalitativne faktore - veličina privrednog društva i sektor privredne delatnosti, kao i kvantitativne faktore – finansijske pokazatelje izračunate na osnovu podataka iz finansijskih izveštaja. Prilikom odabira koji će finansijski pokazatelji biti korišćeni u analizi pošlo se od dve grupe pokazatelja: 1) pokazatelji za koje postoji indicija u dosadašnjoj analizi da se mogu smatrati faktorima kreditnog rizika, poput pada ekonomske aktivnosti, ili prethodna intuitivna pretpostavka o mogućem uticaju na nivo kreditnog rizika, poput prekomerne zaduženosti i problema u naplati potraživanja, i 2) pokazatelji zasnovani na nekom od teorijskih ili praktično primenjenih modela, kao što su ratio brojevi koji ulaze u sastav Altmanovog skora ili ostali ratio brojevi koji prethodno nisu pomenuti a pripadaju setu ratio brojeva koji se uobičajeno navodi u literaturi.

⁴⁵ Za potrebe formiranja ove varijable korišćeni su samo podaci relevantni za ocenu klasifikacije dužnika, docnja i finansijsko stanje dužnika, dok kvalitet kolaterala nije uziman u obzir.

⁴⁶ Privredna društva sa statusom 1 čine 15,5% privrednih društava koja su ušla u naše razmatranje.



Slika 3. 4. Specifični faktori kreditnog rizika na nivou privrednog društva

Izvor: kompilacija autora.

Analiza uticaja specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika privrednih društava biće sprovedena u dve faze:

- prva faza: pojedinačna analiza varijabli u cilju identifikacije i procene da li vrednost razmatrane varijable diskriminiše nivo kreditnog rizika,
- druga faza: zbirna analiza uticaja specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika primenom modela diskretne zavisne promenljive.

Primenom modela diskretne zavisne promenljive, probit i logit modela, biće analizirano da li se pojedine specifične varijable na nivou privrednih društava mogu smatrati faktorom

koji determinišete nivo kreditnog rizika, gde se pod nivoom kreditnog rizika podrazumeva verovatnoća neizvršenja obaveza dužnika definisana na prethodno opisan način.

Veličina privrednog društva. U skladu sa lokalnim propisima⁴⁷ sva privredna društva se razvrstavaju u mikro, mala, srednja i velika. Izračunavanjem za svaku od definisanih kategorija procenta slučajeva koji su završili u statusu defolt dobijamo podatke na osnovu kojih se može proceniti da li se ovako definisane kategorije razlikuju po nivou kreditnog rizika.

Tabela 3. 17. Nivo kreditnog rizika prema veličini privrednog društva

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Mikro privredno društvo	41,0%	1
Malo privredno društvo	14,5%	2
Srednje privredno društvo	10,0%	3
Veliko privredno društvo	8,9%	4

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Dobijeni podaci pokazuju da je prisutna razlika u nivou kreditnog rizika u zavisnosti od kategorije veličine privrednog društva, tako što na razmatranom uzorku mikro i mala privredna društva imaju viši nivo kreditnog rizika od srednjih i velikih privrednih društava. Imajući u vidu da su ovi rezultati dobijeni na uzorku koji je formiran iz pregleda 100 najvećih dužnika pojedinačnih banaka, treba biti oprezan u iznošenju zaključaka. Činjenica da je uzorak formiran iz pregleda najvećih dužnika ide u prilog tome da su velika i srednja privredna društva obuhvaćena na način da verno reprezentuju populaciju iz koje potiču. Ipak, dovodi se u pitanje da li mikro i mala privredna društva u uzorku verno predstavljaju populaciju iz koje potiču. Uzorak je formiran iz pregleda najvećih dužnika banaka, tako da obuhvata samo mikro i mala privredna društva sa višim nivoima kreditne zaduženosti, što

⁴⁷ Zakon o računovodstvu.

daje za pravo da dobijene rezultate ne možemo smatrati adekvatnim prikazom stanja u kategoriji mikro i mala privredna društva već samo u jednom njihovom delu koji se odnosi na visoko zadužena mikro i mala privredna društva. U najvećem broju slučajeva visoko zadužena mikro i mala privredna društva su sateliti većih privrednih društava, od toga da su članovi pojedinih poslovnih grupacija do toga da su vlasnički i upravljački nezavisna ali visoko ekonomski zavisna od velikih i srednjih privrednih društava. Kroz ovu vrstu uticaja većih privrednih društava na defolt manjih privrednih društava ostvario se određeni efekat snažnog privlačenja i poniranja u defolt, koji je sličan gravitacionom delovanju u neposrenoj blizini crnih rupa. Takođe, ne treba zanemariti da je prilikom ove analize korišćen podatak o broju slučajeva defolta i da vrednost slučajeva u defoltu daje nešto drugačiju sliku, što može biti interpretirano informacijom da više od polovine problematičnih kredita otpada na najvećih 30 dužnika bankarskog sektora. To je potvrda da unutar grupacije velikih i srednjih privrednih društava postoje privredna društva koja su u proseku bila sklonija zaduživanju i da su upravo ta privredna društva iskazala probleme u svom poslovanju i servisiranju kreditnih obaveza.

Ukoliko svakom privrednom društvu iz odabranog uzorka od 1.619 opservacija, dodelimo brojčanu oznaku veličine 0 za neklasifikovano, 1 za mikro privredno društvo, 2 za malo privredno društvo, 3 za srednje privredno društvo i 4 za veliko privredno društvo, dobijamo varijablu koja opisuje veličinu privrednog društva. Na ovaj način formiranu varijablu obeležavamo oznakom *VEL* i koristićemo je na dalje u postupku izrade zbirnog modela.

Sektor privrede. Ukoliko sva privredna društva razvrstamo u sektore privrede kojima pripadaju i za svaku tako formiranu grupu izračunamo procenat slučajeva u statusu defolta, dobijamo meru nivoa rizičnosti po sektorima privrede.

Tabela 3. 18. Nivo kreditnog rizika prema sektoru privrede

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Informisanje i komunikacije	7,8%	1
Trgovina na veliko i trgovina na malo Saobraćaj i skladištenje	13,2%	2
Poljoprivreda, šumarstvo i ribarstvo Prerađivačka industrija	15,3%	3
Snabdevanje vodom; upravljanje otpadnim vodama, kontrolisanje procesa uklanjanja otpada i sl. Građevinarstvo	19,0%	4
Rudarstvo Usluge smeštaja i ishrane Administrativne i pomoćne uslužne delatnosti	31,3%	5
Poslovanje nekretninama Stručne, naučne, inovacione i tehničke delatnosti Umetnost, zabava i rekreacija		

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Grupisanjem privrednih društava na prethodno navedeni način pokazuje nam da postoji razlika u nivou kreditnog rizika u zavisnosti od sektora privrede kome privredno društvo pripada, kao i da postoje sektori privrede sa približno istim nivoom kreditnog rizika. Kako navedeni rezultati govore o broju slučajeva u defolt-u - količinski aspekt u merenju kreditnog rizika, ne i o apsolutnoj vrednosti potraživanja - vrednosni aspekt u merenju kreditnog rizika, treba imati u vidu da su se određeni sektori privrede više zaduživali, kao što su građevina, trgovina i prerađivačka industrija, posebno njihov problematičniji deo, i da zbog toga nivo kreditnog rizika po sektorima privrede u vrednosnom iskazu ima drugačiji rezultat rangiranja. Ovako različiti rezultati dovoljni su da zaključimo da su unutar pojedinih sektora privrede postojala privredna društva ili privredne grupacije koje su bile sklonije zaduživanju, možda čak i prekomernom zaduživanju, kao i banke koje su bile

spremlne da se kreditno izlože prema takvim klijentima. Određeni broj privrednih društava je bio kreditno preferiran od strane banaka.

Kada svakom privrednom društvu dodelimo odgovarajuću vrednost opcije iz prethodne tabele dobijamo varijablu kojom opisujemo nivo kreditnog rizika po sektorima privrede koju ćemo na dalje koristiti u postupku izgradnje zbirnog modela. Na ovaj način formiranu varijablu obeležavamo sa *SEK*.

Indeks prihoda je kvantitativni pokazatelj koji se dobija stavljanjem u odnos prihoda od prodaje privrednog društva iz tekuće godine i prihoda od prodaje iz prethodne godine. Imajući u vidu da je prilikom analize uticaja makroekonomskih varijabli na nivo kreditnog rizika izolovan značajan uticaj pada nivoa bruto domaćeg proizvoda, prirodno je očekivati da se pad bruto domaćeg proizvoda oslikava na mikro nivou u smanjenu poslovnih aktivnosti i posledičnom padu prihoda od prodaje. Analiza nivoa kreditnog rizika u zavisnosti od visine indeksa prihoda od prodaje data je u tabeli 3.19.

Tabela 3. 19. Nivo kreditnog rizika prema visini indeksa prihoda od prodaje

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Indeks prihoda od prodaje između 100 i 150%	5,9%	1
Indeks prihoda od prodaje iznad 150%	9,5%	2
Indeks prihoda od prodaje između 80 i 99,9%	10,2%	2
Indeks prihoda od prodaje ispod 80%	37,3%	3

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Ukoliko za trenutak izdvojimo sa strane grupu privrednih društava čiji je indeks prihoda iznad 150%, možemo zaključiti da je nivoa kreditnog rizika izraženo osetljiv na pad prihoda od prodaje. Pad prihoda od prodaje do 20% u odnosu na prethodni period doprinosi da procenat defolt-era bude veći za blizu 2/3 u odnosu na privredna društva koja imaju isti

nivo ili rast prihoda do prodaje, dok pad prihoda za više od 20% povećava broj difolt-a za nešto više od 6 puta, sa 5,9 na 37,3%. Dakle, pad ekonomske aktivnosti koji se na makro nivou meri padom bruto domaćeg proizvoda na mikro nivou se reflektuje u padu prihoda od prodaje i prepoznaje kao faktor koji opredeljuje nivo kreditnog rizika. Privredna društva koja imaju indeks prihoda od prodaje iznad 150% imaju stopu defolt-a približno jednaku grupi privrednih društava koja imaju pad prihoda od prodaje do 20%. Dobijeni rezultat nam pokazuje da je u slučaju grupe privrednih društava sa indeksom prihoda iznad 150% reč o nepouzdanim finansijskim izveštajima, evidentiranju prihoda koji nemaju realni osnov, kao i mogućnosti delovanja nekog drugog značajnog faktora kreditnog rizika, kao što su problemi u naplati, efekat kursa i sl.

Ukoliko svakom privrednom društvu iz odabranog uzorka dodelimo vrednost opcije iz prethodne tabele dobijamo varijablu kojom opisujemo nivo kreditnog rizika u zavisnosti od visine indeksa prihoda od prodaje. Ovako formiranu varijablu obeležavamo sa *IPRK* i korišćemo je na dalje u postupku izrade zbirnog modela.

Racio pokrivenosti duga zarađivačkom sposobnošću preduzeća - DSCR (Debt-Service Coverage Ratio). DSCR pokazatelj se dobija kada se u odnos stavi zarađivačka sposobnost privrednog društva i njegove prosečne godišnje finansijske obaveze. Ovaj pokazatelj predstavlja meru u kojoj privredno društvo iz svoje zarađivačke sposobnosti može pokriti finansijske obaveze koje može imati u toku godinu dana. U kontekstu naše analize ovaj pokazatelj treba da pruži uvid u kojoj meri je izražena (možda i prekomerna) zaduženost privrednih društava uticala da se usled pogoršanja poslovnog ambijenta i posledičnog pada zarađivačke sposobnosti preduzeća poveća broj privrednih društava koji pod dejstvom ovih razloga imaju otežanu mogućnost otplate svojih kreditnih obaveza.

$$DSCR_t = \frac{\text{Poslovni dobitak} - \text{amortizacija}}{\text{Finansijski rashodi} + \min\left(\frac{\text{Dugoročne obaveze} + \text{kratkoročne finansijske obaveze}}{2}, \text{Kratkoročne finansijske obaveze}\right)} \quad (3.5)$$

Zarađivačka sposobnost privrednog društva definisana je kao poslovni dobitak umanjen za amortizaciju što predstavlja vrednost pokazatelja EBITDA (Earning Before Interest, Tax,

Depreciation and Amortization). Prosečne godišnje finansijske obaveze privrednog društva uključuju finansijske rashode po osnovu kamata i prosečne godišnje finansijske obaveze po osnovu glavnice. Pod prosečnim godišnjim finansijskim obavezama po osnovu glavnice podrazumevamo manji iznos između prosečnih godišnjih ukupnih finansijskih obaveza (dugoročnih i kratkoročnih) i kratkoročnih finansijskih obaveza privrednog društva. Prosečne godišnje ukupne finansijske obaveze privrednog društva dobijaju se kada se zbir dugoročnih obaveza i kratkoročnih finansijskih obaveza podeli sa prosečnim periodom otplate kredita karakterističnim za našu zemlju (na osnovu statistike Narodne banke Srbije). Analiza nivoa kreditnog rizika u zavisnosti od visine DSCR pokazatelja data je u tabeli 3.20.

Tabela 3. 20. Nivo kreditnog rizika prema visini DSCR pokazatelja

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
DSCR pokazatelj iznad 2	2,4%	1
DSCR pokazatelj između 1 i 2	3,8%	2
DSCR pokazatelj ispod 1	19,2%	3

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Dobijeni rezultati nam jasno govore da su privredna društva čija je zarađivačka sposobnost bila ispod nivoa koji je dovoljan za pokriće prosečnih godišnjih finansijskih obaveza imala najveći procenat defolt-era. Visoka vrednost ovog pokazatelja ukazuje na nizak nivo kreditnog rizika meren procentom defolt-era u okviru date grupe. Privredna društva su u period krize ušla sa visokim nivoom kreditne zaduženosti koji usled pretećeg umanjenja zarađivačke sposobnosti preduzeća, ponajviše zbog prethodno potvrđenog pada poslovne aktivnosti, dovodi privredna društva u nemogućnost urednog servisiranja prethodno preuzetih finansijskih obaveza.

Ukoliko svakom privrednom društvu iz odabranog uzorka dodelimo vrednost opcije iz prethodne tabele dobijamo varijablu kojom opisujemo nivo kreditnog rizika u zavisnosti od visine *DSCR* pokazatelja. Na ovaj način formiranu varijablu obeležavamo sa *DSCRK* i koristićemo je na dalje u postupku izrade zbirnog modela.

Koeficijent obrta kupaca (potraživanja od kupaca). Ovaj standardni pokazatelj aktivnosti (obrta), dobro poznat u literature iz oblasti finansije, u kontekstu ovog rada treba da pokaže da li je smanjenje (nizak nivo) ovog koeficijenta, kao dokaz problema u naplati potraživanja, uticalo na redukovanje novčanih tokova privrednog društva i mogućnosti urednog servisiranja kreditnih obaveza. Analiza nivoa kreditnog rizika u zavisnosti od visine koeficijenta obrta kupaca data je u tabeli 3.21.

Tabela 3. 21. Nivo kreditnog rizika prema visini koeficijenta obrta kupaca

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Koeficijent obrta kupaca iznad 1	11,7%	1
Koeficijent obrta kupaca iznosi 1 ili manje od 1	52,3%	2

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Razvrstavanjem klijenata po vrednosti koeficijenta obrta kupaca daje nam priliku da zaključimo da klijenti koji imaju ovaj pokazatelj u vrednosti jedan ili ispod 1 – određeni vid kvantitativnog dokaza sporijeg obrta i sporije naplate potraživanja od kupaca, imaju znatno viši nivo kreditnog rizika. Usporavanje obrta posledica je pogoršanja ekonomskih aktivnosti u privredi koja su se odrazila na probleme privrednih društava u naplati potraživanja, poput dugovanja države prema privrednim društvima iz niskogradnje i sl.

Dodavanjem svakom od klijenata iz odabranog uzorka odgovarajuće vrednosti iz prethodne tabele dobijamo varijablu kojom opisujemo nivo kreditnog rizika u zavisnosti od vrednost

koeficijenta obrta kupaca i koju ćemo na dalje koristiti za izradu zbirnog modela. Na ovaj način formiranu varijablu obeležavamo sa *OKK*.

Neto obrtni kapital/ukupna aktiva. Ovo je prvi od racio brojeva koji ulazi u sastav Altmanovog skora i predstavlja odnos neto obrtnog kapitala i ukupne aktive privrednog društva. Cilj ove analize je utvrditi da li se racio pokazatelji koji ulaze u Altmanov skor, koji se u nekim empirijskim studijama pokazuje relevantnim a u drugim manje relevantnim, mogu smatrati specifičnim determinantama kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije. Analiza nivoa kreditnog rizika u zavisnosti od vrednosti pokazatelja odnosa neto obrtni kapital/ukupna aktiva data je u tabeli 3.22.

Tabela 3. 22. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa neto obrtni kapital/ukupna aktiva

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Vrednost pokazatelja veća i jednaka 0,5 i manja od 0,75	10,1%	1
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,25 i manja od 0,5	12,2%	2
Vrednost pokazatelja manja od 0,25	18,4%	3
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,75	38,7%	4

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Na osnovu prethodne tabele zaključujemo da visok nivo kreditnog rizika imaju klijenti sa izraženo niskom vrednošću ovog pokazatelja (ispod 0,25), a posebno klijenti sa izraženo visokom vrednošću ovog pokazatelja (iznad 0,75). U prvom slučaju možemo govoriti o privrednim društvima koja imaju dosta nizak nivo obrne imovine koji je finansiran iz dugoročnih izvora u odnosu na ukupnu imovinu i to je očigledno predstavljalo problem u uslovima pogoršanja sveopštih uslova privređivanja. Činjenica da privredna društva sa visokom vrednošću obrtne imovine koja se finansira iz dugoročnih izvora u odnosu na ukupnu imovinu ističe u prvi plan dve vrste slučajeva: 1) visok stepen učešća obrtne

imovine u ukupnoj imovini privrednog društva kombinovan sa dominantim finansiranja obrtne imovine iz dugoročnih izvora finansiranja, najčešće iz dugoročnih kreditnih izvora, 2) dugoročna vezanost obrtnih sredstava u slabo utrživim zalihama ili slabo naplativim potraživanjima ukoliko istovremeno pokazatelji obrta obrtne imovine, zaliha i potraživanja ukazuju na usporavanje obrta.

Ukoliko svakom klijentu iz odabranog uzorka dodelimo osnovnu vrednost ovog pokazatelja dobijamo varijablu kojom opisujemo vrednost odnosa neto obrtni kapital/ukupna aktiva. Ovako formiran pokazatelj nozi oznaku *WCTA* i korišćen je na dalje u postupku izgradnje zbirnog modela.

Neraspoređena dobit/ukupna aktiva. Odnos neraspoređene dobiti i ukupne aktive predstavlja drugi pokazatelj koji ulazi u Altmanov skor. Kroz našu analizu biće ocenjeno u kojoj meri se ovaj pokazatelj može smatrati specifičnom determinantom kreditnog rizika. Analiza nivoa kreditnog rizika u zavisnosti od vrednosti pokazatelja odnosa neraspoređena dobit/ukupna aktiva data je u tabeli 3.23.

Tabela 3. 23. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa neraspoređena dobit/ukupna aktiva

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Vrednost pokazatelja manja od 0,05	29,2%	1
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,05 i manja od 0,1	17,1%	2
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,1 i manja od 0,25	8,6%	3
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,25 i manja od 0,5	5,9%	4
Vrednost pokazatelja veća i jednaka 0,5 i manja od 0,75	2,3%	5
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,75	0,0%	6

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Sagledavanjem tabele 2.57. jasno uočavamo da su privredna društva sa nižim nivoom vrednosti odnosa neraspoređena dobit/ukupna aktiva zabeležila viši nivo kreditnog rizika. Nivo zadržane i neraspoređene dobiti privrednih društava pokazao se kao značajan specifični faktor kreditnog rizika prilikom pojedinačne analize faktora rizika koju smo sprovedeli.

Dodeljivanjem svakog privrednom društvu iz odabranog uzorka originalne vrednosti odnosa neraspoređena dobit/ukupna aktiva dobijena je varijabla koju obeležavamo sa *RETA* i koju ćemo na dalje koristiti u izradi zbirnog modela.

EBIT/ukupna aktiva. Navedeni odnos zarađivačke sposobnosti preduzeća (*EBIT – Earning Before Interest and Tax*) i ukupne aktive predstavlja treći po redu rasio iz Altmanove formule. U ovom radu biće razmotreno da li se vrednost odnosa zarađivačke sposobnosti privrednog društva i njegove ukupne aktive može smatrati specifičnim faktorom kreditnog rizika. Analiza nivoa kreditnog rizika u zavisnosti od vrednosti pokazatelja odnosa *EBIT/ukupna aktiva* data je u tabeli 3.24.

Tabela 3. 24. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa EBIT/ukupna aktiva

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Vrednost pokazatelja manja od 0	56,5%	1
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0 i manja od 0,025	23,9%	2
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,025 i manja od 0,05	19,6%	3
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,05 i manja od 0,1	8,5%	4
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,1	4,6%	5

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Rezultati analize u prethodnoj tabeli govore nam da se vrednost odnosa *EBIT*/ukupna aktiva može smatrati specifičnim faktorom nivoa kreditnog rizika. Nivo zarađivačke sposobnosti privrednog društva umnogome opredeljuje mogućnost servisiranja kreditnih obaveza privrednog društva.

Podaci o vrednosti odnosa *EBIT*/ukupna aktiva za svakog klijenta iz odabranog uzorka predstavljaju osnov za formiranje varijable koju obeležavamo sa *ETA* i koja će biti korišćena na dalje u postupku razvoja zbirnog modela.

Kapital/obaveze. Ovaj odnos predstavlja četvrti po redu ratio pokazatelj iz sastava Altmanovog skora. Kroz dalju analizu biće ocenjeno u kojoj meri se vrednost odnosa kapital/obaveze može smatrati faktorom kreditnog rizika. Analiza nivoa kreditnog rizika u zavisnosti od vrednosti pokazatelja odnosa kapital/obaveze data je u tabeli 3.25.

Tabela 3. 25. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa kapital/obaveze

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Vrednost pokazatelja manja od 0,25	30,5%	1
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,25 i manja od 0,5	13,2%	2
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,5 i manja od 0,75	8,2%	3
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,75	5,4%	4

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Privredna društva sa visokim nivoom leveridža imaju viši nivo kreditnog rizika i obrnuto. Dobijeni rezultati nam jasno govore da je leveridž važan faktor kreditnog rizika privrednih društava.

Podaci o vrednosti odnosa kapital/obaveze upotrebićemo za formiranje varijable *EL* koja će biti korišćena u razvoju zbirnog modela.

Prihodi od prodaje/ukupna aktiva. Navedeni pokazatelj predstavlja četvrti po redu ratio pokazatelj iz sastava Altmanovog skora i u daljoj analizi biće korišćen u cilju ocene da li se koeficijent obrta ukupne aktive može smatrati faktorom kreditnog rizika privrednih društava. Analiza nivoa kreditnog rizika u zavisnosti od vrednosti pokazatelja odnosa prihodi od prodaje/ukupna aktiva data je u tabeli 3.26.

Tabela 3. 26. Nivo kreditnog rizika prema vrednosti pokazatelja odnosa prihodi od prodaje/ukupna aktiva

Opis izabrane opcije	Nivo kreditnog rizika po grupama	Vrednost izabrane opcije
Vrednost pokazatelja manja od 0,25	52,5%	1
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,25 i manja od 0,5	28,3%	2
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,5 i manja od 0,75	17,1%	3
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 0,75 i manja od 1	7,1%	4
Vrednost pokazatelja veća ili jednaka 1	5,5%	5

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Na osnovu prethodne tabele uviđamo da brzina obrta ukupne aktive predstavlja značajan faktor kreditnog rizika privrednih društava i da njeno smanjenje ili nizak nivo utiče na povećanje nivoa kreditnog rizika. Privredna društva koja poseduju niske vrednosti koeficijenta obrta ukupne aktive imaju viši nivo kreditnog rizika mereno procentom privrednih društava u okviru ove grupe koja su defolt-irala.

Ukoliko svakom od klijenata iz odabranog uzorka dodelimo vrednost odnosa prihodi od prodaje/ukupna aktiva dobijamo varijablu koju obeležavamo sa *STA* i koju ćemo na dalje koristiti u izradi zbirnog modela.

Analizom nekih drugih ratio pokazatelja, poput koeficijenta obrta dobavljača (*OD*), konzervativnog racija likvidnosti (*KRL*), odnosa priliva i prihoda (*PP*) i racia pokrića

kamata (*RPK*), nismo došli do rezultata koji na pojedinačnoj osnovi potvrđuju relevantnost ovih pokazatelja u objašnjenju nivoa kreditnog rizika privrednih društava.

Prosečan defolt po godinama posmatranog perioda. U cilju eliminacije mogućeg uticaja povećanog broja defolta u pojedinim godinama tokom posmatranog perioda i time izbegli mogućnost da se povećani defolt klijenata u pojedinim godinama smatra rezultatom delovanja specifičnih faktora, uveden je dodati pokazatelj koji iskazuju procenat privrednih društava u defolt-u tokom godine. Na ovaj način formirana varijabla koja ne pripada kategoriji specifičnih varijabli i označena je sa *PD*. Njena uloga je da eliminacijom defolta koji su bili specifični za određeni vremenski period pruži priliku da se efikasno izoluje uticaj specifičnih faktora kreditnog rizika.

Izgradnja zbirnih modela za analizu uticaja specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika privrednog društva. U svrhu analize uticaja specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika privrednog društva primenićemo dva nelinearna regresiona modela: logit i probit model.

Tabela 3. 27. Rezultati logit modela u proceni kreditnog rizika privrednih društava

Zavisna varijabla:	ID	
Objašnjavajuće varijable	Vrednost koeficijenta	P-vrednost
<i>C</i>	-4,53	0,00
<i>VEL</i>	-0,25	0,00
<i>IPRK</i>	0,47	0,00
<i>DSCR</i>	0,51	0,03
<i>OKK</i>	1,02	0,00
<i>RETA</i>	-3,02	0,00
<i>ETA</i>	-6,22	0,00
<i>STA</i>	-0,62	0,00
<i>PD</i>	6,77	0,00

McFadden Pseudo R ²		0,32
LR statistika		460,3
LR statistika (p-vrednost)		0,00
Logaritam funkcije verodostojnosti bez ograničenja		-483,3
Logaritam funkcije verodostojnosti pod ograničenjem		-713,4
Prosečan logaritam funkcije verodostojnosti		-0,3
Ukupan broj opservacija	Broj opservacija sa vrednošću 1	Broj opservacija sa vrednošću 0
1.619	260	1.359

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu rezultata dobijenih primenom logit modela zaključujemo da se kao statistički značajne varijable izdvajaju veličina privrednog društva (*VEL*), indeks prihoda (*IPRK*), odnos zarađivačke sposobnosti i zaduženosti privrednog društva (*DSCR*), koeficijent obrta kupaca (*OKK*), odnos neresporedene dobiti i ukupne aktive (*RETA*), odnos zarađivačke moći i ukupne aktive preivrednog društva (*ETA*), odnos prihoda od prodaje i ukupne aktive (*STA*) i prosečan defolt po godinama (*PD*). Logit model sa navedenim varijablama ima McFadden-ov pseudo koeficijent determinacije od 32%. Statistika zasnovana na raciju verodostojnosti (*LR* statistika) pokazuje da je ovako postavljen model statistički značajan.

Pad ekonomske aktivnosti, koji je prilikom analize sistemskih determinant potvrđen kroz uticaj pada bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita, potvrđen je i na nivou specifičnih varijabli privrednog društva, kroz uticaj pada indeksa prihoda na porast verovatnoće da privredno društvo završi u statusu defolt-a. Prisutna visoka kreditna zaduženost privrednih društava na početku finansijske krize uticala je da se, usled smanjenja ekonomske aktivnosti i posedičnog smanjenja zarađivačke moći privrednog društva, umanju prethodno uspostavljena srazmera zarađivačke moći i zaduženosti privrednog društva i tako oslabi njegova mogućnost urednog servisiranja kreditnih obaveza. Usporavanje obrta potraživanja od kupaca, kao očigledni dokaz problema u naplati

potraživanja, umanjio je novčane prilive privrednog društva i doveo do nemogućnosti da privredno društvo uspešno otplaćuje svoje kreditne obaveze. Merenje nivoa kreditnog rizika u brojčanom iskazu, kao broj privrednih društava koji su završili u statusu defolta u odnosu na ukupan broj privrednih društava, dalo nam je rezultat koji je donekle u suprotnosti sa rezultatima u vrednosnom iskazu, tako da samo u brojčanom iskazu možemo prihvatiti da velika i srednja privredna društva imaju niži nivo kreditnog rizika ali i istaći da u vrednosnom iskazu upravo velika i srednja privredna društva nose najviši nivo kreditnog rizika. Takođe, moramo imati u vidu da su mikro i mala privredna društva koja su ušla u naš uzorak uglavnom ona posebna grupa ovih privrednih društava koja su, pošto ulaze u spisak 100 najvećih dužnika banaka, bila sklona najvećem zaduživanju i posledično predstavljaju grupu sa najviše slučajeva defolt-a. Privredna društva koja su imala veći nivo neraspoređene dobiti u odnosu na ukupnu aktivu bila su manje sklona defolt-u. To su privredna društva kroz čiji se nivo neraspoređene dobiti može očitati određena vrsta zaštitinih rezervi (“bafera”) koje su umnogome pomogle u njegovoj otpornosti na nepovoljna ekonomska dešavanja. Viši nivo zarađivačke sposobnosti (*EBIT*) u odnosu na ukupnu aktivu izdvaja ona privredna društva koja su manje bila izložena mogućnosti defoltiranja. Nizak nivo dobiti u odnosu na ukupnu aktivu bio je siguran pokazatelj problema u servisiranju kreditnih obaveza privrednog društva. Visok koeficijent obrta ukupne aktive (prihodi od prodaje/ukupna aktiva) pokazao se kao potvrda niže verovatnoće ulaska u status defolta, kao i potvrda da prihodi od prodaje i dalje predstavljaju značajnu vrednost u odnosu na ukupnu aktivu. Pad ili niska vrednost koeficijatna obrta ukupne aktive siguran su signal da privredno društvo ulazi u zonu visoke verovatnoće defolt-a.

Tabela 3. 28. Procenat tačnih predviđanja logit modela

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)<=...	1320	148	1468	1359	260	1619
P(Dep=1)>C	39	112	151	0	0	0
Total	1359	260	1619	1359	260	1619
Correct	1320	112	1432	1359	0	1359
% Correct	97.13	43.08	88.45	100.00	0.00	83.94
% Incorrect	2.87	56.92	11.55	0.00	100.00	16.06
Total Gain*	-2.87	43.08	4.51			
Percent Gain...	NA	43.08	28.08			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0...	1215.28	143.72	1359.00	1140.75	218.25	1359.00
E(# of Dep=1...	143.72	116.28	260.00	218.25	41.75	260.00
Total	1359.00	260.00	1619.00	1359.00	260.00	1619.00
Correct	1215.28	116.28	1331.56	1140.75	41.75	1182.51
% Correct	89.42	44.72	82.25	83.94	16.06	73.04
% Incorrect	10.58	55.28	17.75	16.06	83.94	26.96
Total Gain*	5.48	28.66	9.21			
Percent Gain...	34.15	34.15	34.15			

Izvor: kompilacija autora.

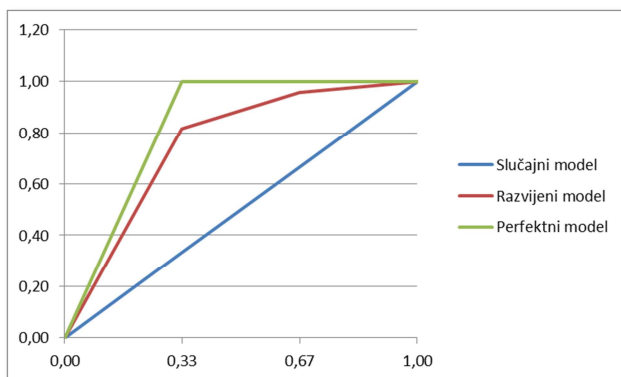
Na osnovu tabele koja prikazuje procenat tačnih predviđanja logit modela, pri definisanoj graničnoj vrednosti (*cut off*) od 0,5, zaključujemo da je procenat tačnosti predviđanja modela oko 88,5% i da je prednost ovoga modela nad modelom koji bi sadržao samo konstantu negde oko 28%.

Tabela 3. 29. Testovi kvaliteta logit modela

	Quantile of Risk		Dep=0		Dep=1		Total Obs	H-L Value
	Low	High	Actual	Expect	Actual	Expect		
1	8.E-05	0.0374	528	530.179	11	8.82084	539	0.54731
2	0.0376	0.1336	503	499.072	37	40.9279	540	0.40788
3	0.1340	0.9998	328	329.749	212	210.251	540	0.02382
Total			1359	1359.00	260	260.000	1619	0.97901
H-L Statistic			0.9790		Prob. Chi-Sq(1)		0.3224	
Andrews Statistic			1.3969		Prob. Chi-Sq(3)		0.7063	

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu Hosmer Lemenshow (*H-L*) testa zaključujemo da je kvalitet postavljenog modela dobar, što pokazuje i Andrews-ov test. Kvalitet modela dodatno ćemo proveriti i postavljanjem *CAP* (*Cumulative Accuracy Profile*) krive, kao i izračunavanjem racija tačnosti predviđanja - *AR* (*Accuracy Ratio*).



Slika 3. 5. CAP kriva za logit model

Izvor: kompilacija autora.

Stavljanjem u odnos površine koju pokriva razvijeni model - prostor između crvene i plave krive, i površine koju pokriva perfektni model - prostor između zelene i plave linije, dobijamo vrednost *AR* pokazatelja. *AR* pokazatelj izračunat na osnovu prethodno postavljenog logit modela i na osnovu koordinati sa prethodne slike iznosi 77,3%. Na

osnovu *CAP* krive i *AR* pokazatelja zaključujemo da izgrađeni logit model pokriva oko 77,3% površine između slučajnog i perfektnog modela, što nam govori da je ovaj model dobrog kvaliteta.

Prethodno dobijene vrednosti regresionih koeficijenata uz objašnjavajuće promenljive pouzdano govore o znaku koji prevladuje u odnosima između zavisne i objašnjavajuće varijable ali sama vredenost ovog koeficijenta ne treba da predstavlja informaciju za tumačenje snage uticaja objašnjavajuće varijable na zavisnu varijablu. Zbog toga ćemo u cilju procene uticaja objašnjavajućih varijabli na zavisnu varijablu koristiti izračunate marginalne efekte za logit model.

Tabela 3. 30. Marginalni efekti logit modela

Varijabla	Koeficijenti	Marginalni efekti
VEL _t	-0,2497	-0,0614
IPRK _t	0,2683	0,0660
DSCR _{t-1}	0,5081	0,1250
OKK _{t-1}	1,0176	0,2504
RETA _t	-3,0221	-0,7435
ETA _t	-6,2216	-1,5307
STA _t	-0,6151	-0,1513
PD _t	6,7734	1,6664

Izvor: kompilacija autora.

Svaka promena veličine privrednog društva u smislu prelaska iz grupe privrednih društava koja pripadaju velikim privrednim društvima u grupu kojoj pripadaju srednja privredna društva, kao I iz srednjeg u malo ili iz malog u mikro, dovodi do porasta verovatnoće defolt-a privrednog društva za oko 6% u proseku. Takođe, prelazak privrednog društva iz grupe kojoj pripadaju privredna društva koja imaju indeks prihoda između 100 i 150% u grupu kojoj pripadaju privredna društva čiji indeks prihoda ima vrednosti između od 80 do 99,9% dovodi u proseku do porasta verovatnoće defolt-a privrednog društva za 6,6%. Sledstveno tome prelazak privrednih društava iz grupe u kojoj se nalaze privredna društva

koja imaju vrednost indeksa prihoda između 100 i 150% u grupu kojoj pripadaju privredna društva koja imaju indeks prihoda ispod 80% prouzrokovao bi u proseku porast verovatnoće defolta za oko 13,2% (2 puta 6,6%). Ukoliko privredno društvo pređe iz grupe privrednih društava čija je vrednost *DSCR* pokazatelja iznad 2 u grupu privrednih društava čija je vrednost *DSCR* pokazatelja između 1 i 2, odnosno, ukoliko privredno društvo pređe iz grupe privrednih društava čija je vrednost *DSCR* pokazatelja između 1 i 2 u grupu privrednih društava čija je vrednost *DSCR* pokazatelja ispod 1, verovatnoća defolt-a privrednog društva će se povećati za oko 12,5%. Privredna društva čiji koeficijent obrta potraživanja od kupaca padne iz zone iznad 1 u zonu 1 i ispod 1 povećaće svoju verovatnoću defolta za oko 25%. Smanjenje pokazatelja odnosa neraspoređena dobit/ukupna aktiva, odnosa *EBIT*/ukupna aktiva i prihod od prodaje/ukupna aktiva za 1% dovešće do porasta verovatnoće defolta za 0,74%, 1,53% i 0,15% respektivno. Porast prosečnog procenata defolt-era u jednoj godini u odnosu na prethodnu godinu za 1% utićaće na povećanje verovatnoće defolt-a privrednog društva za 1,67%.

Tabela 3. 31. Rezultati probit modela u proceni kreditnog rizika privrednih društava

Zavisna varijabla:	ID	
Objašnjavajuće varijable	Vrednost koeficijenta	P-vrednost
<i>C</i>	-2,51	0,00
<i>IPRK</i>	0,33	0,00
<i>OKK</i>	0,71	0,00
<i>RETA</i>	-1,66	0,00
<i>ETA</i>	-3,23	0,00
<i>STA</i>	-0,30	0,00
<i>PD</i>	4,24	0,00
McFadden Pseudo R ²		0,30
LR statistika		429,9
LR statistika (p-vrednost)		0,00

Logaritam funkcije verodostojnosti bez ograničenja		-498,4
Logaritam funkcije verodostojnosti pod ograničenjem		-713,4
Prosečan logaritam funkcije verodostojnosti		-0,3
Ukupan broj opservacija	Broj opservacija sa vrednošću 1	Broj opservacija sa vrednošću 0
1.619	260	1.359

Izvor: kompilacija autora.

Primenom probit modela dobijamo rezultate na osnovu kojih zaključujemo da se kao statistički značajne varijable izdvajaju indeks prihoda (*IPRK*), koeficijent obrta kupaca (*OKK*), odnos neresporedene dobiti i ukupne aktive (*RETA*), odnos zarađivačke moći i ukupne aktive privrednog društva (*ETA*), odnos prihoda od prodaje i ukupne aktive (*STA*) i prosečan defolt po godinama (*PD*). Pokazatelj koji meri odnos zarađivačke sposobnosti i kreditne zaduženosti privrednog društva (*DSCR*) izgubio je statističku značajnost nakon uvođenja nekih drugih pokazatelja zbog prisustva visoke korelisanosti pre svega sa pokazateljem koji meri odnos zarađivačke sposobnosti i ukupne aktive (*ETA*). Sličan je slučaj i sa pokazateljem veličine privrednog društva (*VEL*). Logit model sa navedenim varijablama ima McFadden-ov pseudo koeficijent determinacije od 30%. Statistika zasnovana na raciju verodostojnosti (*LR* statistika) pokazuje da je ovako postavljen model statistički značajan.

Tabela 3. 32. Procenat tačnih predviđanja probit modela

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
P(Dep=1)<=...	1327	164	1491	1359	260	1619
P(Dep=1)>C	32	96	128	0	0	0
Total	1359	260	1619	1359	260	1619
Correct	1327	96	1423	1359	0	1359
% Correct	97.65	36.92	87.89	100.00	0.00	83.94
% Incorrect	2.35	63.08	12.11	0.00	100.00	16.06
Total Gain*	-2.35	36.92	3.95			
Percent Gain...	NA	36.92	24.62			

	Estimated Equation			Constant Probability		
	Dep=0	Dep=1	Total	Dep=0	Dep=1	Total
E(# of Dep=0...	1207.73	150.00	1357.73	1140.75	218.25	1359.00
E(# of Dep=1...	151.27	110.00	261.27	218.25	41.75	260.00
Total	1359.00	260.00	1619.00	1359.00	260.00	1619.00
Correct	1207.73	110.00	1317.73	1140.75	41.75	1182.51
% Correct	88.87	42.31	81.39	83.94	16.06	73.04
% Incorrect	11.13	57.69	18.61	16.06	83.94	26.96
Total Gain*	4.93	26.25	8.35			
Percent Gain...	30.69	31.27	30.98			

Izvor: kompilacija autora.

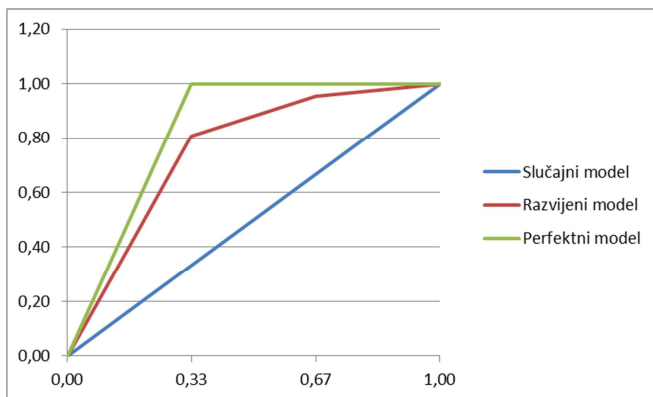
Na osnovu tabele koja prikazuje procenat tačnih predviđanja logit modela, pri definisanoj graničnoj vrednosti (*cut off*) od 0,5, zaključujemo da je procenat tačnosti predviđanja modela oko 88% i da je prednost ovoga modela nad modelom koji bi sadržao samo konstantu negde oko 25%.

Tabela 3. 33. Testovi kvaliteta probit modela

	Quantile of Risk		Dep=0		Dep=1		Total Obs	H-L Value
	Low	High	Actual	Expect	Actual	Expect		
1	1.E-06	0.0411	527	529.588	12	9.41211	539	0.72420
2	0.0411	0.1538	502	493.737	38	46.2626	540	1.61398
3	0.1540	1.0000	330	334.400	210	205.600	540	0.15207
		Total	1359	1357.73	260	261.275	1619	2.49025
H-L Statistic			2.4902		Prob. Chi-Sq(1)		0.1146	
Andrews Statistic			7.0358		Prob. Chi-Sq(3)		0.0708	

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu Hosmer Lemenshow (*H-L*) testa zaključujemo da je kvalitet postavljenog modela prihvatljiv, što pokazuje i Andrews-ov test. Ipak, treba napomenuti da su dobijene vrednosti, iako zadovoljavajuće, na dosta niskom nivou i pokazuju nešto slabiji rezultat u odnosu na rezultat dobijen primenom logit modela.



Slika 3. 6. CAP kriva za probit model

Izvor: kompilacija autora.

Na osnovu probit modela i podataka sa prethodne slike izračunat je *AR* pokazatelj sa vrednošću 76,1%, što potvrđuje da je razvijeni model odgovarajućeg kvaliteta jer pokriva preovlađujući deo površine između perfektnog i slučajnog modela.

Prethodno dobijene vrednosti regresionih koeficijenata uz objašnjavajuće promenljive pouzdano govore o znaku koji preovlađuje u odnosima između zavisne i objašnjavajuće varijable ali sama vrednost ovog koeficijenta ne treba da predstavlja informaciju za tumačenje snage uticaja objašnjavajuće varijable na zavisnu varijablu. Zbog toga ćemo u cilju procene uticaja objašnjavajućih varijabli na zavisnu varijablu koristiti izračunate marginalne efekte za logit model.

Tabela 3. 34. Marginalni efekti probit modela

Varijabla	Koeficijenti	Marginalni efekti
IPRK _t	0,3301	0,1859
OKK _{t-1}	0,7131	0,4017
RETA _t	-1,6565	-0,9331
ETA _t	-3,2317	-1,8204
STA _t	-0,2999	-0,1689
PD _t	4,2409	2,3889

Izvor: kompilacija autora.

Svaki prelazak privrednog društva iz grupe kojoj pripadaju privredna društva koja imaju indeks prihoda između 100 i 150% u grupu kojoj pripadaju privredna društva čiji indeks prihoda ima vrednosti između od 80 do 99,9% dovodi u proseku do porasta verovatnoće defolt-a privrednog društva za 18,6%. Sledstveno tome prelazak privrednih društava iz grupe u kojoj se nalaze privredna društva koja imaju vrednost indeksa prihoda između 100 i 150% u grupu kojoj pripadaju privredna društva koja imaju indeks prihoda ispod 80% prouzrokovao bi u proseku porast verovatnoće defolta za oko 37,2% (2 puta 18,6%). Privredna društva čiji koeficijent obrta potraživanja od kupaca padne iz zone iznad 1 u zonu 1 i ispod 1 povećaće svoju verovatnoću defolta za oko 40%. Smanjenje pokazatelja odnosa neraspoređena dobit/ukupna aktiva, odnosa EBIT/ukupna aktiva i prihod od prodaje/ukupna aktiva za 1% dovešće do porasta verovatnoće defolta za 0,93%, 1,82% i 0,17% respektivno. Porast prosečnog procenata defolt-era u jednoj godini u odnosu na prethodnu godinu za 1% utićaće na povećanje verovatnoće defolt-a privrednog društva za 2,4%.

Nakon primene navedenih modela identifikovali smo varijable koje su značajne za objašnjenje nivoa kreditnog rizika privrednih društava (Tabela 2.70.).

Tabela 3. 35. Specifične determinante kreditnog rizika privrednih društava

Naziv faktora	Logit model	Probit model
<i>I Kvalitativne karakteristike privrednih društava</i>		
Veličina privrednog društva	•	·
Sektor privrede		
<i>II Kvantitativne karakteristike privrednih društava</i>		
Indeks prihoda (pad ekonomske aktivnosti)	•	•
DSCR pokazatelj (prekomerna zaduženost)	•	·
Koeficijent obrta kupaca (problemi u naplati)	•	•
Neto obrtni kapital/ukupna aktiva		
Neraspoređena dobit/ukupna aktiva	•	•
EBIT/ukupna aktiva	•	•
Kapital/obaveze	•	•
Prihodi od prodaje/ukupna aktiva	•	•
Koeficijent obrta dobavljača		
Konzervativni ratio likvidnosti		
Ratio odnosa prilivi i prihodi		
Ratio pokrića kamata		

Izvor: kompilacija autora.

Legenda:

- *statistički značajna varijabla za objašnjenje nivoa kreditnog rizika*
- *varijabla koja je statistički značajna ali je uvođenjem druge varijable prestala biti statistički značajna⁴⁸.*

Oba primenjena modela su slične varijable prepoznala kao statistički značajne, osim u slučaju *DSCR* pokazatelja koji gubi statističku značajnost u okviru probit modela nakon uključivanja varijable *EBIT/ukupna aktiva*. Varijabla veličina privrednog društva uvođenjem dodatnih varijabli smanjila je svoj relativni doprinos kvalitetu modela i njenim isključivanjem poboljšan je rezultat testova probit modela. Rezultati iz tabele nam pokazuju da se kao statistički značajne varijable izdvajaju veličina privrednog društva, indeks

⁴⁸ Ove specifičnosti odnose se jedino na probit model. *DSCR* pokazatelj je statistički značajan dok u model nije uvedena varijabla *EBIT/ukupna aktiva*. Isključenjem varijable veličina privrednog društva poboljšavaju se rezultati testova modela i pri tome se uopšte puno ne gubi na vrednosti pseudo koeficijenta determinacije.

prihoda kao mera kretanja ekonomske aktivnosti, *DSCR* pokazatelj kao mera odnosa zarađivačke sposobnosti privrednog društva i njegove zaduženosti, koeficijent obrta kupaca kao pokazatelj problema u naplati, kao i četiri od pet racio pokazatelja iz sastava Altmanovog skora: neraspoređena dobit u odnosu na ukupnu aktivu, *EBIT* u odnosu na ukupnu aktivu, kapital u odnosu na obaveze i prihodi od prodaje u odnosu na ukupnu aktivu.

Pad ekonomske aktivnosti prepoznat na makro nivou kroz pad bruto domaćeg proizvoda potvrdio se i na mikro nivou u padu ineksa prihoda. Privredna društva ušla su u krizni period sa visokim nivoom zaduženosti koji je u uslovima pada zarađivačke sposobnosti vodio u redukovanje mogućnosti privrednog društva da uredno izmiruje svoje kreditne obaveze. Potvređeno je i prisustvo izraženih problema u naplati kroz kvantitativno dokazivanje da se usporavanjem koeficijenata obrta potraživanja od kupaca, kao evidentni dokaz problema u naplati, privredna društva dovode u otežanu situaciju servisiranja svojih kreditnih obaveza. Činjenica da mikro i mala privredna društva imaju viši nivo kreditnog rizika, meren brojem privrednih društava koja su ušla u status defolt-a u odnosu na ukupan broj privrednih društava, može biti objašnjen samo time što su u uzorak za ovu analizu, pošto je reč o pregeledu najvećih dužnika bankarskog sektora, ušla samo ona mikro i mala preduzeća koja su imala visok stepen zaduženost i samim tim imala veću verovatnoću da usled uticaja finansijske krize imaju veću verovatnoću defolt-a. Takođe, dobijeni rezultat da velika i srednja privredna društva imaju manju verovatnoću defolta može se interpretirati na način da u okviru grupe velikih i srednjih privrednih društava postoje privredna društva koja su se umerenije zaduživala i samim tim nisu imala probleme u otplati svojih kreditnih obaveza, dok je druga grupa privrednih društava ulazila u visok stepen kreditne zaduženosti što je rezultiralo da u vrednosnom iskazu (ne i u brojčanom iskazu) velika i srednja privredna društva budu prikazana kao nosioci najvišeg nivoa kreditnog rizika. Visok nivo akumuliranih rezervi u vidu neraspoređene dobiti uticao je da privredna društva imaju manju verovatnoću defolta i obrnuto. Nisak nivo zarađivačke moći (*EBIT*) u odnosu na ukupnu aktivu, kao i nizak nivo prihoda od prodaje u odnosu na ukupnu aktivu, bio je siguran znak visoke verovatnoće defolt-a takvih privrednih društava. Zapravo, odsustvo

određenih vrsta „bafera“ u bilansima, poput neraspoređene dobiti, kao pokazatelj dugoročnog pozitivnog poslovanja u prethodnom periodu, u kombinaciji sa niskim nivoom (ili padom) poslovne aktivnosti⁴⁹ i zarađivačke sposobnosti⁵⁰ činio je privredna društva ranjivim na nepovoljne ekonomske aktivnosti i vodio je povećanju verovatnoće defolt-a privrednih društava.

Kao glavno ograničenje u sprovedenoj analizi determinant na nivou privrednih društva ističe se osetljivost određeni varijabli na primenu probit modela⁵¹, tako da se samo u slučaju logit modela navedene varijable pokazuju kao statistički značajne, dok se u slučaju probit modela njihova značajnost gubi usled uticaja nekih drugih varijabli.

3.3. Analiza interaktivnost rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije

U cilju identifikacije da li druge vrste rizika imaju uticaj na nivo kreditnog rizika u prethodnom delu rada sprovedenu su sledeće aktivnosti:

- 1) kvantitativno je ocenjen uticaj promene deviznog kursa evra na nivo kreditnog rizika,
- 2) kvantitativno je ocenjen uticaj promene referentne kamatne stope na nivo kreditnog rizika,
- 3) sagledani su efekti promene nivoa kreditnog rizika koji ukazuju na odsustvo adekvatne primene procedura ili postupaka za utvrđivanje ekonomske povezanosti i ocenu rizičnosti.

Na osnovu sprovedene analize zaključili smo da postoji uticaj deviznog kursa na nivo kreditnog rizika, što nam daje osnova da u ovom delu detaljnije razmotrimo fenomen preliivanja deviznog rizika u kreditni rizik. Uticaj promene referentne kamatne stope na nivo kreditno rizika nije kvantitativno potvrđen, kao ni uticaj EURIBOR-a, tako da na dalje nećemo sprovesti analizu uticaja kamatnog rizika na nivo kreditnog rizika.

⁴⁹ Nizak nivo prihoda od prodaje u odnosu na ukupnu aktivu.

⁵⁰ Nizak nivo poslovne dobiti u odnosu na ukupnu aktivu.

⁵¹ DSCR pokazatelj i veličina privrednog društva.

Sagledavanjem efekata promene nivoa kreditnog rizika do kojih dolazi usled ekonomske povezanosti može se zaključiti da nisu adekvatno primenjene procedure i postupci koji se odnose na povezana pravna lica, kao i da su pojedine banke odstupale u primene propisanih standarda za ocenu kreditnog rizika, što nam daje osnova da se posvetimo analizi uticaja operativnog rizika na nivo kreditnog rizika.

3.3.1. Kvantitativna analiza efekata prelivanja deviznog rizika u kreditni rizik

Finansijski sistem u Srbiji karakteriše visok stepen evroizacije, što je u konkretnom slučaju posledica činjenica da je bankarski sektor, kao materijalno najznačajniji deo finansijskog sistema, visoko evroizovan. U okviru bankarskog sektora Republike Srbije dominiraju domaće banke sa većinskim stranim kapitalom u čijim izvorima finansiranja dominiraju sredstva prikupljena izvan ove zemlje i iskazana u stranoj valuti, najčešće u evrima. Najveći deo izvora sredstava odnosi se na sredstva dobijena od centrala tih banaka ili druge ino izvore (kreditne linije i sl.). Domaća štednja u domaćim bankama je dominantno štednja u stranoj valuti (najčešće evrima) zbog i dalje prisutne odbojnosti domaćeg stanovništva prema štednji u domaćoj valuti. U cilju adekvatne zaštite od deviznog rizika i u uslovima još uvek neizgrađene pune sigurnosti u dinarske plasmane većina tih banaka svoje plasmane odobrava u evrima ili u dinarima sa valutnom klauzulom vezanom za evro. To opredeljuje da u portfolijima domaćih banaka, nezavisno da li su one u domaćem ili stranom vlasništvu, dominiraju plasmani odobreni u evrima ili indeksirani klauzulom za evro.

Uticaj deviznog kursa evra na nivo kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije ostvaruje se na način da porast deviznog kursa evra, u uslovima visoke stope evroizacije, utiče na smanjenje mogućnosti klijenata banaka da uredno otplaćuju svoje kreditne obaveze i posledičnog povećanja nivoa kreditnog rizika. Ovaj mehanizam uticaja definiše se kao uticaj devizno kursa evra na nivo kreditnog rizika, poznatiji kao kreditno-devizni rizik, i sa

stanovišta izveštaja o finansijskoj stabilnosti Narodne banke Srbije predstavlja sistemski rizik.

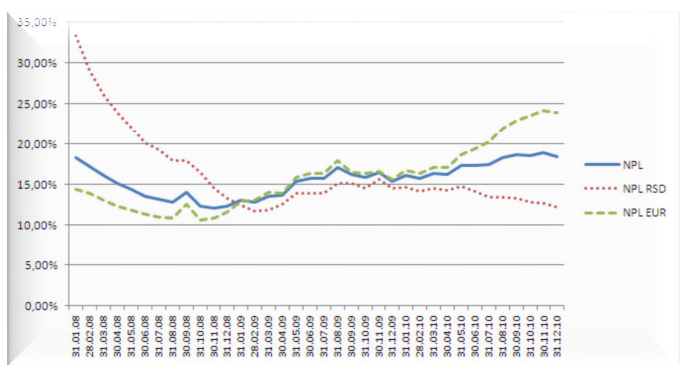
U prethodnoj delu rada kvantitativno je potvrđeno da je devizni kurs značajan faktor u objašnjenju nivoa problematičnih kredita. Tada je konstatovano da je značaj deviznog kursa veći u periodu izraženijih promena deviznog kursa i da je tokom posmatranog perioda ovaj uticaj slabio jer je devizni kurs evra prolazio kroz period relativne stabilnosti. U cilju dodatne potvrde uticaja ovog faktora na ovom mestu biće sprovedena analiza koja će obuhvatiti samo period izražene fluktuacije deviznog kursa evra, od 31.01.2008. do 31.12.2010. godine, zasnovana na mesečnim podacima i primenjena na stopu problematičnih kredita koja je izračunata na osnovu broja problematičnih dužnika. Opređenje da se dodatna analiza uticaja ovog faktora sprovede korišćenjem stope problematičnih dužnika izračunate na osnovu broja klijenata u statusu problematičnih umesto vrednosti potraživanja nastalo je zbog potrebe da se izoluje efekat zamagljivanja slike koji dolazi od dužnika sa velikim izloženostima.

Osnovne pretpostavke koje su uvažene prilikom izvora uzorka za posmatranje su sledeće:

- 1) uzorak obuhvata vremensku seriju od 36 meseci (u periodu od 31.01.2008. do 31.12.2010.godine) tj. 36 mesečnih portfolia i kao takav zahvata period izraženih fluktuacija deviznog kursa eura,
- 2) u uzorak su uključena privredna društva koja imaju obaveze prema banci veće od 100.000 eura,
- 3) u uzorku su zastupljeni plasmani odobreni u različitim valutama (dinari, evro i sl.) i valutna struktura portfolia u potpunosti je identična stvarnoj valutnoj strukturi portfolia,
- 4) u cilju izbegavanja uticaja veličine klijenata na stopu NPL (Non Performing Loans) nije posmatrana NPL stopa prema iznosu potraživanja nego NPL stopa prema broju klijenata.

Za vrednost deviznog kursa evra uzeta je prosečna vrednost kursa evra tokom meseca jer ona najbolje reprezentuje pravo stanje deviznog kursa tokom meseca. Analizom odabranog uzorka uočavamo da u strukturi portfolia dominira portfolio odobren u evrima ili u dinarima indeksiranim valutnom klauzulom za evro. Takođe, primetno je da se učešće portfolia odobrenog u evrima polagano smanjuje ali i dalje ostaje dominantno (sa 79% na 52%, računato po broju clijenata).

Za odabani uzorak izračunate su stope NPL za ukupan portfolio, kao i stope NPL za portfolio odobren u evrima i portfolio odobren u dinarima. Na sledećoj slici je prikazano kako se stopa NPL kretala u posmatranom periodu uz posebno prikazivanje stopa NPL-a u dinarima i stopa NPL-a u evrima.



Slika 3. 7. Analiza kretanja NPL-ova

Izvor: Narodna banka Srbije prema kompilaciji autora.

Ovde se otvoreno postavlja pitanje da li promena kursa evra ima uticaj na stopu NPL kao pokazatelj nivoa kreditnog rizika banke. Ukoliko posmatramo grafički prikaz vidimo da je u uslovima rasta deviznog kursa evra stopa NPL-a za portfolio odobren u evrima rasla ali to nam nije dovoljan dokaz da potvrdimo hipotezu da devizni kurs evra ima uticaj na nivo kreditnog rizika. Postoji više razloga zbog čega treba da budemo obazrivi i prebrzo ne zaključujemo o vezi deviznog kursa evra i stope NPL-a:

- 1) postoji mogućnost da su i devizni kurs evra i stopa NPL-a imali u posmatranom periodu tendenciju rasta, ali da devizni kurs evra nije uticao ključno na stopu

NPL-a, već i jedna i druga kategorija poseduju faktore koji na njih odvojeno utiču,

- 2) sama činjenica da je klijent uzeo kredit u evrima ne znači da je on izložen deviznom riziku jer to zavisi od strukture njegovog deviznog podbilansa,
- 3) privredna društva koja nemaju izvoz vrlo često u svoje cene iskazane u dinarima prikriveno kalkulišu određeni kurs evra (cene prikriveno vezuju za kurs evra) tako da na taj način delom amortizuju efekat rasta deviznog kursa evra na svoje obaveze,
- 4) pored deviznog kursa evra na stopu NPL-a u bankama utiče veliki broj faktora tako da se uvek postavlja pitanje koliko je između svih tih faktora zaista pravo delovanje promene deviznog kursa evra.

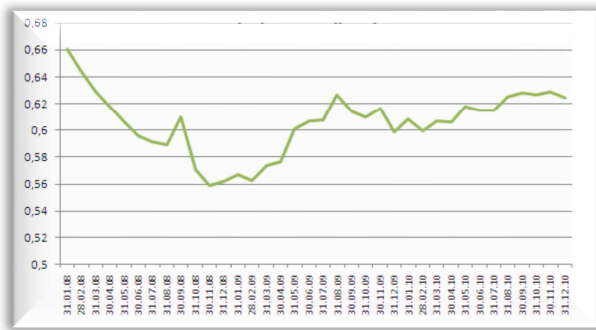
Međutim, na osnovu iskustva klijenti vrlo često ističu svoje probleme u servisiranju obaveza koje je im nameće promena deviznog kursa evra, banke intuitivno zaključuju da je fluktuacija deviznog kursa evra mogući faktor narušavanja kreditne sposobnosti klijenata i Narodna banka Srbije analizu kreditno-deviznog rizika prepoznaje kao bitan deo analize kreditnog rizika dužnika. To sve nameće potrebu da se ova veza detaljnije istraži i konkretnije dokaže.

Imajući u vidu da oscilacijama deviznog kursa mogu biti izloženi svi klijenti u zavisnosti od toga kakav je njihov devizni podbilans (ili tačnije kolika je njihova osetljivost na devizni kurs jer i dinarske nabavne i prodajne cene mogu u sebi skrivati vezanost za evro), nije podesno samo pod analizom izloženosti promeni deviznog kursa evra posmatrati portfolio odobren u evrima već celokupan portfolio. Stoga, u narednim tačkama biće analiziran odnos između deviznog kursa i stope NPL za ukupan portfolio.

Analizom vremenske serije kojom opisujemo kretanje stope NPL-a i vremenske serije kojom opisujemo kretanje nominalnog deviznog kursa evra u periodu 31.01.2008. – 31.12.2010. godine uočavamo da obe vremenske serija poseduju nestacionarnost stepena integrisanosti 1 tj. poseduju jedan jedinični koren. U uslovima kada su obe vremenske

serije nestacionarne i poseduju jedan jedinični koren potrebno je analizirati da li postoji kointegrisanost ovih vremenskih serija (Greene, 2002, Mladenović, Nojković, 2015) tj. da li su ove dve serije na dugi rok usklađene. Nakon sprovođenja analize kointegracije između stope NPL i deviznog kursa evra došli smo do zaključka da ne postoji kointegraciona veza između ove dve vremenske serije. Navedeni statistički rezultat ukazuje da ne postoji ekonomska zavisnost između ove dve ekonomske kategorije.

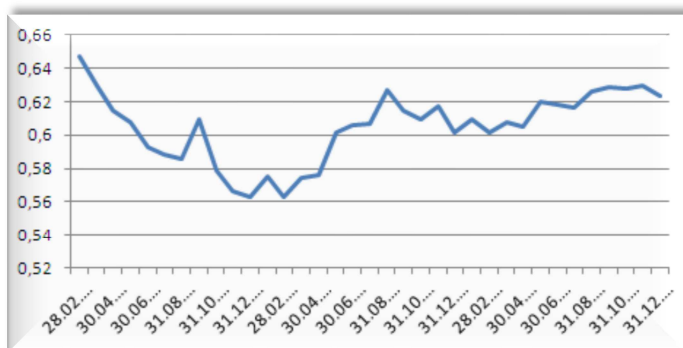
Međutim, pre nego što nam dobijeni rezultat da za pravo da zaključimo da između stope NPL-a i deviznog kursa ne postoji statistički i ekonomski potvrdiva zavisnost, potrebno je sprovesti određene dodatne analize. Ekonomska logika nam govori da je mala verovatnoća da oscilacija deviznog kursa ostvari uticaj na stopu NPL-a u istom mesecu već su stvarni efekti na stopu NPL-a izvesniji u periodima nakon toga (sa vremenskim kašnjenjem). Da bi klijent koji uopšte nema dane kašnjenja prešao u status NPL klijenta potrebno mu je 90 dana ili tri meseca, za klijente koji kasne do 30 dana potrebno je dva meseca da pređu u status NPL-a i sl. Sama ekonomska logika da vremensko kašnjenje postoji ne daje nam odgovor na pitanje koliko tačno kasni efekat na stopu NPL-a. Takođe, moguće je da na stopu NPL-a utiču i vrednosti deviznog kursa iz više meseci (npr. na prelazak u default klijenata koji malo kasne uticaće devizni kurs sa tri meseca zakašnjenja, na one koji malo više kasne devizni kurs sa dva ili jedan mesec zakašnjenja i sl.). Potrebno je razmotriti obe mogućnosti ali je prevashodno potrebno utvrditi devizni kurs sa kašnjenjem koji ostvaruje najveće dejstvo na stopu NPL-a u trenutku t . Pođimo prvo od običnog upoređivanja logaritmovane vrednosti stope NPL-a i deviznog kursa u različitim trenucima a potom možemo preći na statističku analizu. Na sledećem grafikonu možemo pogledati odnos logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa u trenutku t (pretpostavka da nema vremenskog kašnjenja u delovanju deviznog kursa)



Slika 3. 8. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra u trenutku t

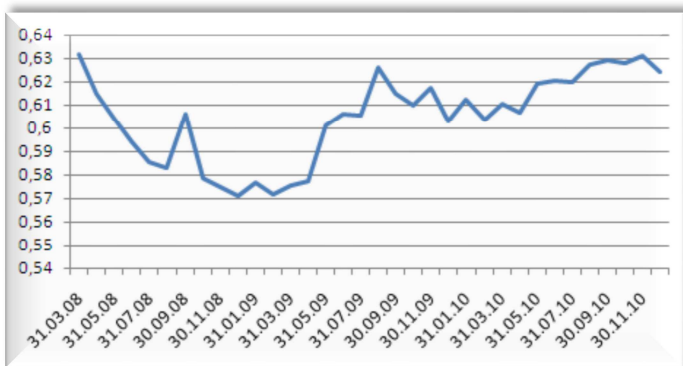
Izvor podataka: kompilacija autora.

Iz navedenog prikaza vidimo da postoji visok stepen neslaganja između stope NPL-a i deviznog kursa koji se na kraju 2008. i početku 2009.godine ispoljava kao pad odnosa (devizni kurs je više rastao od rasta stope NPL-a, tačnije stopa NPL-a je padala dok je kurs rastao) i u periodu nakon toga kao rast odnosa (stopa NPL-a je rasla više od deviznog kursa). Ukoliko uporedimo stopu NPL-a i devizni kurs sa kašnjenjem od jednog meseca dobijamo odnos koji ukazuje na veće slaganje ali i dalje nedovljno da bi reprezentovalo visoku zavisnost.



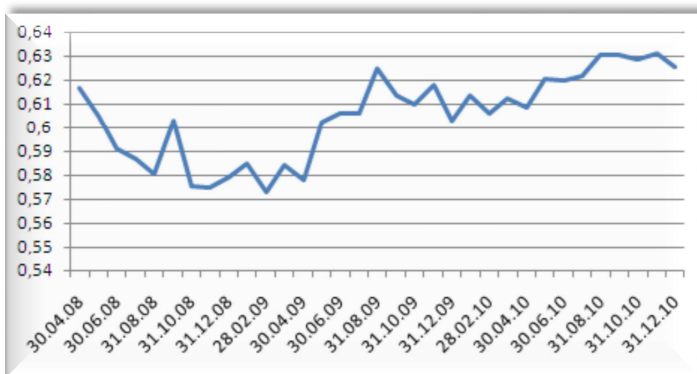
Slika 3. 9. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od jednog meseca

Izvor podataka: kompilacija autora.



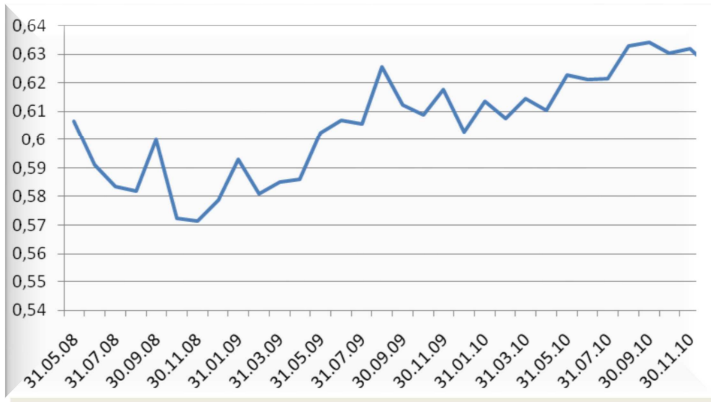
Slika 3. 10. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od dva meseca

Izvor podataka: kompilacija autora.



Slika 3. 11. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od tri meseca

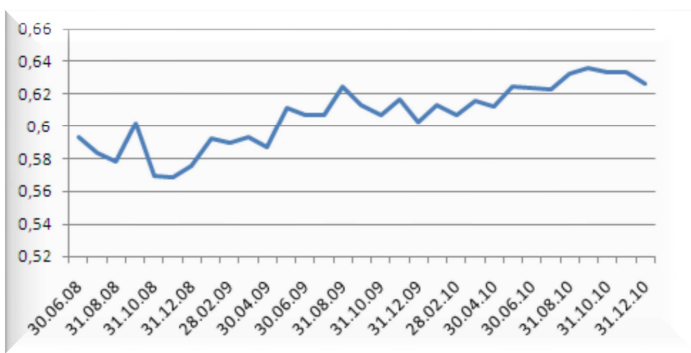
Izvor podataka: kompilacija autora.



Slika 3. 12. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od četiri meseca

Izvor podataka: kompilacija autora.

Na četvrtom kašnjenju deviznog kursa uočavamo veće slaganje između uticaja deviznog kursa i nivoa NPL-a. Ovakvo kretanje delimično opravdava mišljenje da devizni kurs sa kašnjenjem od četiri meseca deluje na stopu NPL-a. Ipak, potrebno je kvantitativnim putem detaljno dokazati da li je u pitanju prava veza ili ovakvim pomeranjem u kašnjenju veštački pravimo vezu koja statistički može biti besmislena. Ipak, pre nego što pređemo na statističku analizu pogledaćemo odnos stope NPL-a i deviznog kursa sa kašnjenjem od pet meseci.



Slika 3. 13. Racio odnosa logaritmovane vrednosti stope NPL-a i logaritmovane vrednosti deviznog kursa evra sa kašnjenjem od pet meseci

Izvor podataka: kompilacija autora.

Primetno je da u ovom slučaju postoji još veće slaganje ali i postojanje određenog trenda u kretanju tj. da ovaj odnos raste tokom vremena. Naravno, na ovom mestu postavlja se pitanje u kom kašnjenju deviznog kursa se nalazi najčvršća veza deviznog kursa i stope NPL-a. To nije moguće dokazati samo na osnovu racia koji pokazuje odnos stope NPL-a i deviznog kursa već je potrebna dodatna ekonometrijska analiza.

U slučaju deviznog kursa sa kašnjenjem od redom jedan, dva, tri, četiri i pet meseci, ukoliko ih posmatramo kao posebne vremenske serije postoji nestacionarnost stepena integrisanosti 1 tj. navedene serije poseduju jedan jedinični koren. Testiranjem kointegrisanosti ovih vremenskih serija i vremenske serije koja opisuje stopu NPL-a dolazimo do sledećeg zaključka:

- 1) devizni kurs sa kašnjenjem jedan mesec i devizni kurs sa kašnjenjem dva meseca (kao pojedinačne vremenske serije koje se posmatraju sa jedne strane) i stopa NPL-a koja se posmatra sa druge strane nisu kointegrisane,
- 2) devizni kurs sa kašnjenje tri meseca, četiri meseca i pet meseci kao pojedinačne vremenske serije koje se posmatraju sa jedne strane i stopa NPL-a koja se posmatra sa druge strane su kointegrisane.

Ono što se sada postavlja kao problem jeste koja od tri vremenske serije koje su kointegrisane sa stopom NPL (devizni kurs sa kašnjenjem tri meseca, devizni kurs sa kašnjenjem četiri meseca i devizni kurs sa kašnjenjem pet meseci) najbolje objašnjavaju vezu između promene deviznog kursa i uticaja te promene na nivo NPL-a. Odgovor je jednostavan – to je ona vremenska serija koja kada se postavi model sa korekcijom ravnotežne greške daje najbolje rezultate.

Ukoliko u razmatranje uzmemo devizni kurs sa kašnjenjem tri meseca i stopu NPL dobijamo sledeći model sa korekcijom ravnotežne greške⁵²:

⁵² Mladenović&Nojković (2015) and Mladenović&Nojković (2011).

$$\Delta \hat{Y}_t = -0,702070 R3(-1) + 0,397205 \Delta X(-3) \quad (3.6.)$$

$$(0,13) \quad (0,28) \quad \bar{R}^2 = 0,50$$

gde je:

$\Delta \hat{Y}_t$ - promena stope NPL između trenutka t-1 i t,

$R3(-1)$ - rezidual osnovnog klasičnog lineranog modela između Y i X(-3) sa vremenskim kašnjenjem od jedan mesec tj. faktor korekcije ravnoteže u dugom roku,

$\Delta X(-3)$ - promena nominalnog deviznog kursa sa vremenskim kašnjenjem od tri meseca.

Dobijena p-vrednost iznosi 0,1693, tako da moramo da prihvatimo nultu hipotezu da je vrednost regresionog koeficijenta ispred $\Delta X3_t$ jednaka nuli i time odbacimo alternativu hipotezu da je $\Delta X3_t$ statistički značajan za objašnjenje kretanja stope NPL-a.

Ukoliko u obzir uzmemo rezultate modela sa korekcijom ravnotežne greške gde su uključeni devizni kurs sa kašnjenjem od četiri meseca i stopa NPL-a dobijamo:

$$\Delta \hat{Y}_t = -0,897047 R4(-1) + 1,051800 \Delta X(-4) \quad (3.7.)$$

$$(0,17) \quad (0,27) \quad \bar{R}^2 = 0,54$$

Gde je:

$\Delta \hat{Y}_t$ - promena stope NPL između trenutka t-1 i t,

$R4(-1)$ - rezidual osnovnog klasičnog lineranog modela između Y i X(-4) sa vremenskim kašnjenjem od jedan mesec tj. faktor korekcije ravnoteže u dugom roku,

$\Delta X(-4)$ - promena nominalnog deviznog kursa sa vremenskim kašnjenjem od četiri meseca.

Takođe, možemo predstaviti i rezultate modela sa korekcijom ravnotežne greške gde su uključeni devizni kurs sa kašnjenjem od pet meseci i stopa NPL-a:

$$\Delta \hat{Y}_t = -0,872586R5(-1) + 1.035792\Delta X(-5) \quad (3.8.)$$

(0,22) (0,39) $\bar{R}^2 = 0,31$

gde je:

$\Delta \hat{Y}_t$ - promena stope NPL između trenutka t-1 i t,

$R5(-1)$ - rezidual osnovnog klasičnog lineranog modela između Y i X(-5) sa vremenskim kašnjenjem od jedan mesec tj. faktor korekcije ravnoteže u dugom roku,

$\Delta X(-5)$ - promena nominalnog deviznog kursa sa vremenskim kašnjenjem od četiri meseca.

Iz prezentovanih rezultata možemo zaključiti da u slučaju oba modela (devizni kurs sa kašnjenjem četiri meseca i devizni kurs sa kašnjenjem pet meseci) postoji statistička značajnost deviznog kursa kao objašnjavajuće varijable. Međutim, imajući u vidu da model u kome je uključen devizni kurs sa kašnjenjem od četiri meseca ima veću objašnjavajući moć merenu korigovanim koeficijentom determinacije (Adjusted R-squared), zaključujemo da je to model koji najbolje opisuje odnos deviznog kursa i stope NPL-a. Naknadnom proverom testovima specifikacije modela uočavamo da u modelu ne postoji greška specifikacije (na osnovu RESET testa). Prihvatamo da je ocenjeni model pouzdan okvir ocene zavisnosti između promene deviznog kursa i stope NPL-a. Na ovaj način potvrdili smo i da u model ne treba uključivati devizne kurseve sa drugim nivoima kašnjenja već da se promena stope NPL-a može najbolje objasniti sa promenom deviznog kursa sa kašnjenjem od četiri meseca.

Sa ekonomskog stanovišta možemo zaključiti da na stopu NPL-a utiče promena nominalnog deviznog kursa sa kašnjenjem od 4 meseca, odnosno, sa kašnjenjem od 90 do 120 dana. Sa statističke strane jačinu ove veze potvrđuje značajnost p vrednosti (0,0006) koja objašnjava da je greška koja se može napraviti ukoliko prihvatimo hipotezu da između deviznog kursa i stope NPL-a postoji zavisnost 0,06% (što je ispod svakog praga značajnosti). Porast deviznog kursa utiče na porast stope NPL-a ali u tumačenju dobijenih rezultata modela treba biti obazriv jer vrednost regresionog koeficijenta od 1,051800 ne

znači promenu stope NPL-a usled promene deviznog kursa za 1 evro (što bi bilo tačno da se posmatraju osnovne serije) već se u ulozi zavisne varijable nalazi promena stope NPL-a u ulozi nezavisne varijable promena nominalnog deviznog kursa evra. U ovom slučaju navedeni regresioni koeficijent objašnjava za koliko se promenila promena stope NPL-a u slučaju kada se promeni promena deviznog kursa.

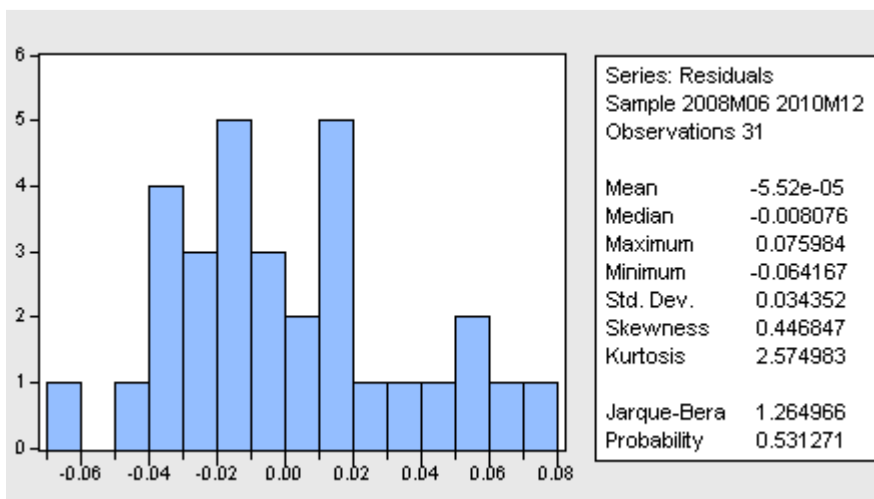
Preko promene deviznog kursa može se objasniti oko 54% varijacija u kretanju stope NPL-a, što znači da pored deviznog kursa postoji određeni broj drugih varijabli koje objašnjavaju promenu nivoa kreditnog rizika banke u posmatranom periodu. Oni nisu predmet ovog rada i neće biti detaljnije razmatrani. Pre konačnog zaključka o postojanju veze između stope NPL-a i deviznog kursa evra sa kašnjenjem od četiri meseca biće urađeni dodatni testovi (Q test i JB test), kao i analiza primenom vektorskog autoregresionog modela.

Date: Time: 00:01
 Sample: 2008M06 2010M12
 Included observations: 31

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.066	-0.066	0.1494	0.699
		2	-0.149	-0.154	0.9313	0.628
		3	-0.045	-0.069	1.0067	0.800
		4	0.054	0.023	1.1175	0.891
		5	-0.028	-0.041	1.1491	0.950
		6	-0.081	-0.080	1.4145	0.965
		7	0.093	0.077	1.7859	0.971
		8	0.064	0.051	1.9687	0.982
		9	0.022	0.053	1.9919	0.992
		10	-0.039	-0.001	2.0648	0.996
		11	0.025	0.032	2.0975	0.998
		12	0.107	0.112	2.7130	0.997
		13	-0.139	-0.108	3.8042	0.993
		14	0.091	0.118	4.3012	0.993
		15	-0.153	-0.185	5.7888	0.983
		16	-0.044	-0.073	5.9209	0.989

Slika 3. 14. Rezultati Q testa – izveštaj iz Eviews-a

Izvor podataka: kompilacija autora.



Slika 3. 15. Rezultati JB testa – izveštaj iz Eviews-a

Izvor podataka: kompilacija autora.

Primenom Boks Ljungovog testa (Q test) na reziduala koji se dobijaju iz modela sa korekcijom ravnotežne greške u kome je sagledan odnos stope NPL-a i deviznog kursa evra sa kašnjenjem od četiri meseca u programskom paketu Eviews potvrđujemo da nema zabeleženih iskakanja koji bi potvrdili postojanje autokorelacije. Takođe, primenom Žak Bera (JB testa) za ocenu normalnosti, potvrđujemo da se može prihvatiti nulta hipoteza o postojanju normalnosti u raspodeli reziduala.

Imajući u vidu da je prethodna analiza pokazala postojanje integrisanosti između logaritmovane vrednosti stope NPL (y) i logaritmovane vrednosti srednjeg deviznog kursa evra sa kašnjenjem od četiri meseca ($x(-4)$), ove dve vremenske serije možemo uključiti u ocenjivanje primenom vektorskog regresionog modela (VAR model).

Na osnovu sekvencijalnog testa izbora optimalnog broja docnji, testova informacionih kriterijuma i testova normalnosti i autokorelacije na svakoj od prvih šest docnji dolazimo do toga da je optimalan broj docnji tri.

Ukoliko na osnovu dobijenih rezultata kao optimalnu docnju u VAR modelu odaberemo treću docnju i primenimo Grejndžerov test uzročnosti sa nivoom značajnosti 5% dobijamo

da postoji jednostrana uzročnost (srednji devizni kurs utiče na stopu NPL-a, stopa NPL ne utiče na srednji devizni kurs).

Tabela 3. 36. Analiza uzročnosti između deviznog kursa evra i stope problematičnih kredita na trećoj docnji

Grejndžerov test uzročnosti	p-vrednost
Uticaj deviznog kursa evra na stopu problematičnih kredita privrednih društava	0,00
Uticaj stope problematičnih kredita privrednih društava na devizni kurs evra	0,24
Testovi normalnosti i autokorelacije	p-vrednost
Doornik-Hansen test normalnosti	0,54
Portmanteau test autokorelacije - Q(12)/korigovani Q(12)	0,39/0,08

Izvor podataka: kompilacija autora.

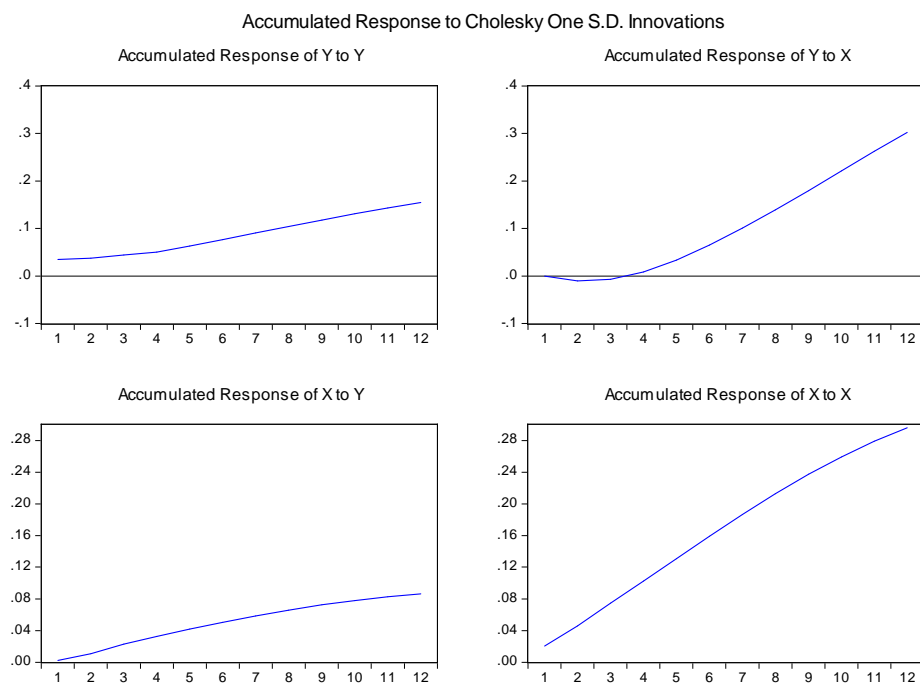
Takođe, primenom Grejndžerovog testa uzročnosti na modelu sa manjim brojem docnji (npr. 1) koja je takođe sekvencijalnim testovima i testovima informacionih kriterijuma potvrđena kao značajna, potvrđeno je postojanje jednostrane uzročnosti (srednji devizni kurs utiče na stopu NPL-a i stopa NPL ne utiče na srednji devizni kurs). Navedeni rezultati pokazuju da ne postoji simultanost između ove dve varijable.

Nakon potvrde, primenom testa uzročnosti, da postoji jednostrana uzročnost u smislu uticaja deviznog kursa evra na nivo kreditnog rizika, meren stopom problematičnih kredita, možemo primeniti analizu dekompozicije varijanse greške predviđanja u cilju utvrđivanja jačine ovog uticaja, kao i funkciju impulsnog odziva u cilju utvrđivanja smera i intenziteta uticaja. Na osnovu analize dekompozicije varijanse greške predviđanja, pri definisanom redosledu uticaja u analizi tako da devizni kurs evra utiče na stopu problematičnih kredita (tabela 2, pod a), zaključujemo da se, na navedenom uzorku i definisanom periodu posmatranja, nakon prvom kvartala oko 9,4% promena u stopi problematičnih kredita može objasniti uticajem deviznog kursa evra, kao i da se nakon šest meseci oko 60,3% promena u stopi problematičnih kredita može objasniti promenom deviznog kursa evra. Dobijeni rezultat je stabilan i u slučaju kada se propneni Cholesky redosled (tabela 2, pod b).

Tabela 3. 37. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja u odnosima između deviznog kursa evra i stope problematičnih kredita

c) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju stope problematičnih kredita privrednih društava (Cholesky redosled: devizni kurs evra – stopa problematičnih kredita)		
Period	Stopa problematičnih kredita privrednih društava	Devizni kurs evra
Prvi kvartal	90,6	9,4
Drugi kvartal	39,7	60,3
d) Dekompozicija varijanse greške predviđanja u kretanju stope problematičnih kredita privrednih društava (Cholesky redosled: stopa problematičnih kredita – devizni kurs evra)		
Period	Stopa problematičnih kredita privrednih društava	Devizni kurs evra
Prvi kvartal	91,7	8,3
Drugi kvartal	44,9	55,1

Izvor podataka: kompilacija autora.



Slika 3. 16. Analiza funkcije impulsnog odziva – izveštaj iz Eviews-a

Izvor podataka: kompilacija autora.

Na osnovu analize funkcije impulsnog odziva (slika 3.16.) prilikom jednokratnog šoka od jedne standardne devijacije u smislu porasta deviznog kursa evra dolazi do porasta stope problematičnih kredita i efekat porasta problematičnih kredita se kumulirano povećava. Navedeni rezultati nesumljivo pokazuju izuzetni značaj deviznog kursa evra u objašnjenju promene stope problematičnih kredita na odabranom uzorku u periodu 31.01.2008. do 31.12.2010. godine, kada je devizni kurs evra izraženo fluktuirao.

Nakon dokaza o odsustvu simultanosti, jednostranoj uzročnosti i optimalnom broju docnji možemo postaviti finalni model sa korekcijom ravnotežne greške.

Pre postavljanja finalnog modela koji bi objasnio uticaj deviznog kursa evra na stopu NPL-a, u cilju finog podešavanja modela, u model smo uključili veštačku varijablu (sa oznakom SER01) kojom ćemo eliminisati lom koji postoji u kretanju stope NPL. Stopa NPL kao mera nivoa kreditnog rizika je osetljiva na izražen rast aktive, tako da pri visokom rastu aktive (koji postoji u nekim delovima vremenske serije) čak i ukoliko NPL u aposlutnom iznosu rastu, stopa NPL-a kao relativni pokazatelj može opadati i time lažno ukazivati da je nivo kreditnog rizika smanjen. U cilju izbegavanja ove zamke i poboljšavanja kvaliteta rezultata možemo uvesti veštačku varijablu koja će imati vrednost 1 ukoliko je stopa rasta aktive veća od stope rasta problematičnih plasmana i vrednost 0 u suprotnom.

$$\Delta \hat{Y}_t = -0,742123R4(-1) + 1,104537\Delta X(-4) - 0,025246SER01 \quad (3.9.)$$

Ovako postavljen model poseduje solidne karakteristike. Svi uključeni parametri su statistički značajni. Korigovani koeficijent determinacije iznosi oko 63%. Test autokorelacije (Q test) i test normalnost (JB test) pokazuju da ne postoji autokorelacija i da postoji normalnost u raspodeli reziduala.

Na osnovu dobijenih rezultata možemo zaključiti da na odabranom uzorku koji obuhvata period prisutne nestabilnosti deviznog kursa evra, od 31.01.2008. do 31.12.2010. godine,

porast deviznog kursa evra sa kašnjenjem od 90 do 120 dana utiče na porast stope problematičnih kredita privrednih društava.

Prethodno dobijeni rezultat, na osnovu podataka iz portfolija privrednih društava u periodu od 31.01.2008. do 31.12.2010. godine, kada je devizni kurs evra bio izrazito nestabilan, pokazuje da je porast deviznog kursa evra sa kašnjenjem od četiri meseca uticao na porast stope problematičnih kredita privrednih društava. Ovaj rezultat predstavlja potvrdu da u uslovima visoko evoiziranog finansijskog sistema sam finansijski sistem kreira mehanizam prelivanja deviznog rizika u kreditni rizik. Svaka izražena nestabilnost deviznog kursa evra, kao dominantne strane valute u zemlji, pored svog kanala uticaja na cene, ostavlja velike efekte na kreditnu sposobnost realnog sektora i posledično doprinosi porastu kreditnog rizika u bankarskom sektoru, postavljajući time dodatne zadatke za regulatora u kontekstu očuvanja i jačanja finansijske stabilnosti. U takvim okolnostima, očuvanje stabilnog deviznog kursa evra nije samo sporedni cilj u službi očuvanja cenovne stabilnosti već izuzetno važan zadatak u kontroli sistemskih rizika i očuvanju stabilnosti finansijskog sistema. Očuvanje stabilnosti deviznog kursa evra predstavlja tačku u kojoj se ukrštaju ciljevi monetarne politike, zadužene za očuvanje cenovne stabilnosti, i politike finansijske stabilnosti, zadužene za očuvanje i jačanje finansijskog sistema.

Periodi izražene nestabilnosti deviznog kursa, poput perioda koji je odabran za analizu u ovom istraživanju, predstavljaju ogledni primer u kome se jasno ispoljava mehanizam prelivanja deviznog rizika u kreditni rizik u visoko evroizovanim ekonomijama i gde postoji neizostavna potreba za zajedničkim delovanjem monetarne politike i politike finansijske stabilnosti. Pored preduzimanja sistemskih mera na smanjenju evroizacije i uvođenjem dodatnih regulatornih mera kojima se od banaka traži obazriviji pristup prilikom odobravanja kredita valutno senzitivnim klijentima, nezaobilazni zadatak za centralne banke predstavlja i održavanje relativne stabilnosti deviznog kursa evra. Sporedni cilj centralne banke, kao što je očuvanje stabilnosti deviznog kursa evra, postaje područje preko koga se istovremeno deluje na ostvarivanje ciljeva monetarne politike i politike finansijske stabilnosti.

3.3.2. Mehanizam preliivanja operativnog rizika u kreditni rizik

U Odluci o upravljanju rizicima banke koju je usvojila Narodna banka Srbije stoji sledeća definicija operativnog rizika: „Operativni rizik je rizik od mogućeg nastanka negativnih efekata na finansijski rezultat i kapital banke usled propusta (namernih i nenamernih) u radu zaposlenih, neodgovarajućih unutrašnjih procedura i procesa, neodgovarajućeg upravljanja informacionim i drugim sistemima u banci, kao i usled nastupanja nepredvidivih eksternih događaja“. Za potrebe ovog rada bavićemo se samo onim operativnim rizicima koji mogu nastati usled neodgovarajućih unutrašnjih procedura i procesa.

U cilju dokazivanja da je u bankarskom sektoru Republike Srbije prisutan fenomen preliivanja operativnog rizika u kreditni rizik razmotrićemo dva slučaja: 1) operativni rizik neodgovarajućih unutrašnjih procedura i procesa kojima se definiše postupak odobravanja plasmana prema povezanim licima u delu sagledavanja ekonomske povezanosti pravnih lica i 2) operativni rizik neodgovarajućih unutrašnjih procedura i procesa kojima se definiše postupak klasifikacije aktive banke u skladu sa propisima NBS.

1) Zakon o bankama daje definiciju povezanih pravnih lica gde kao jedan od kriterijuma za povezanost navodi ekonomsku povezanost, gde se pod ekonomskom povezanošću podrazumeva da dva ili više pravnih ili fizičkih lica „povezana tako da postoji mogućnost da se usled pogoršanja finansijskog položaja jednog lica pogorša sposobnost drugog ili drugih lica da izmiruju svoje obaveze“. Prema Odluci o upravljanju rizicima banke radi preuzimanja kreditnog rizika i upravljanja tim rizikom banke su u obavezi da uspostave odgovarajući kreditni proces. Banka je u obavezi da kroz kreditni proces utvrdi: 1) jasne kriterijume i principe za odobravanje novih plasmana, reprogram i restrukturiranje postojećih plasmana, sa posebnim osvrtom na velike izloženosti, i 2) pravila za odobravanja i praćenje plasmana na nivou pojedinačnih plasmana i pružalaca kreditne zaštite, na nivou grupe s njima povezanih lica, kao i na nivou lica povezanih s bankom. Aktivnosti iz kreditnog procesa banka definiše posebnim procedurama.

Iz svega prethodno navedenog proizilazi da je banka u obavezi da prilikom odobravanja kredita sprovede analizu na nivou povezanih lica i analizu mogućeg uticaja povezanosti na kreditnu sposobnost zajmotražioca. U prethodnom delu rada, primenom ekonometrijskih modela prilikom analize uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita, dobili smo kvantitativnu potvrdu da porast problematičnih kredita u jednoj grupi privrednih društava (privredna društva u stečaju) utiče na kasniji porast problematičnih kredita u drugoj grupi privrednih društava, što predstavlja efekat ekonomske povezanosti razmatrane dve grupe privrednih društava. Na ovaj način dobili smo implicitnu potvrdu o uticaju ekonomske povezanosti na nivo kreditnog rizika, što nam daje za pravo da zbog materijalnosti ovog uticaja zaključimo da efekti ekonomske povezanosti kao kriterijuma u sagledavanju povezanosti pravnih lica nisu dovoljno sagledani i ocenjeni sa aspekta njihovog uticaja na nivo kreditnog rizika. Kao što smo mogli videti propisi obavezuju banke da uspostave procese i procedure koje će prilikom odobravanja kredita obavezno sagledavati kreditnu sposobnost dužnika uz razmatranje s njim povezanih lica. Bez ulaska u dublju analizu da li kvantifikovani efekat uticaja ekonomske povezanosti došao zbog toga što ne postoje procedurama uređeni procesi odobravanja kredita koji uključuju sagledavanje ekonomske povezanosti ili zbog toga što se postojeće procedure koje na to obavezuju ne poštuju u postupku odobravanja kredita, nalazi do kojih smo došli implicitno ukazuju da je reč o operativnom riziku proisteklom iz neodgovarajućih unutrašnjih procedura i procesa koji se prelio na kreditni rizik.

2) Odlukom o upravljanju rizicima banke definisano je da je banka u obavezi da „vrši procenu kreditnog rizika koja je zasnovana na kvantitativnim i kvalitativnim kriterijumima koji uzimaju u obzir karakteristike određenog dužnika i plasmana i omogućavaju jasno rangiranje plasmana u odgovarajuće rizične kategorije prema stepenu naplativosti“. Odlukom o klasifikaciji bilansne aktive i vanbilasnih stavki banke definisana su pravila i kriterijumi koji se moraju primenjivati prilikom klasifikacije potraživanja banke.

Primenom ekonometrijskih modela prilikom analize uticaja specifičnih faktora na nivou banke na nivo kreditnog rizika, dobili smo kvantitativnu potvrdu da se indikator procenjenosti dobre aktive pokazuje kao značajan faktor u objašnjenju promene nivoa kreditnog rizika banke. Podsećamo da indikator procenjenosti dobre aktive meri prosečno odstupanje klasifikacije dužnika posmatrane banke od klasifikacije koju sprovodi hipotetička referentna banka kao primer konzervativnog pristupa. Iz dobijenog nalaza jasno možemo zaključiti da posmatrana banka nije adekvatno primenjivala pravila za klasifikaciju dužnika i da se ovakvo ponašanje može podvesti pod operativni rizik usled neodgovarajućih unutrašnjih procedura i procesa. Kvantitativni nalaz koji ukazuje na porast kreditnog rizika usled postojanja neadekvatne primene pravila za klasifikaciju predstavlja samo implicitni dokaz da je operativni rizik nastao na ovaj način u krajnjoj instanci uticao na porast kreditnog rizika.

Iz prethodno dva navedena kvantitativna dokaza možemo zaključiti da operativni rizik nastao usled neodgovarajućih unutrašnjih procedura i procesa u banci utiče na porast nivoa kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije.

IV UTICAJ FAZA POSLOVNOG CIKLUSA NA NIVO KREDITNOG RIZIKA: STRUKTURNA DEKOMPOZICIJA I VREMENSKA DIMENZIJA RIZIKA

U prethodnom delu rada sprovedena je kvantitativna analiza sistemskih i specifičnih faktora koji determinišu nivo kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije. Izdvojeni sistemski i specifični faktori kreditnog rizika predstavljaju faktore koji su uticali tokom kriznog perioda na verovatnoću neizvršenja obaveza dužnika (PD) tj. njihov prelazak u status problematičnih dužnika. U ovom delu rada strukturnom i vremenskom dekompozicijom problematičnih kredita doći ćemo do odgovora koji su faktori delovali na porast kreditne izloženosti dužnika u trenutku neizvršenja obaveza (EAD) kao komponente očekivanog gubitka. Dekompozicijom problematičnih kredita, analizom izvora rasta bruto domaćeg proizvoda i sagledavanjem njihovog odnosa, doći ćemo do sveobuhvatnijeg odgovora na koji način je pad bruto domaćeg proizvoda u silaznoj fazi poslovnog ciklusa uticao na porast nivoa kreditnog rizika. Raščlanjivanjem i praćenjem kretanja pojedinih komponenti bruto domaćeg proizvoda biće sagledano koje su to slabosti predkriznog ekonomskog modela bile uzrok porasta nivoa kreditnog rizika i koje su to okolnosti u periodu krize bile povod za njihovo aktiviranje. Navedene analize i zaključci biće upotrebljeni u kontekstu razmatranja u kojoj meri je prisutna izražena informaciona asimetrija imala uticaja na zabeleženi nivo kreditnog rizika.

4.1. Strukturna i vremenska dekompozicija problematičnih kredita

U nastavku polazimo od nivoa problematičnih kredita kao statičke i najsveobuhatnije mere nivoa kreditnog rizika nastojeći da otkrijemo komponente rasta i pada nivoa problematičnih kredita na bazi povezivanja ove varijable sa komponentama očekivanog gubitka (EL).

Iz formule za izračunavanje očekivanog gubitka (EL) zaključujemo da su stopa verovatnoće neizvršenja obaveza (PD) i izloženost u trenutku neizvršenja obaveza (EAD)

činioći rasta očekivanog gubitka, dok je stopa obnove vrednosti kredita (R) činilac koji može uticati na smanjivanje očekivanog gubitka.

Tabela 4. 1. Uticaj komponenti očekivanog dobitka na promene očekivanog gubitka

Komponente očekivanog gubitka (EL)	Stopa verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika (PD)	Izloženost u trenutku neizvršenja obaveza dužnika (EAD)	Stopa obnove vrednosti kredita (R)
Faktori rasta	•	•	
Faktori pada			•

Izvor: kompilacija autora.

Imajući u vidu da analiziramo faktore rasta problematičnih kredita u kriznom periodu, u daljoj analizi zanemarićemo stopu obnove vrednosti kredita na osnovu čega dobijamo da je porast problematičnih kredita u bankarskom sektoru tokom kriznog perioda jednak zbiru proizvoda godišnjih stopa verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika i izloženosti u trenutku neizvršenja obaveze dužnika.

$$\uparrow NPL_{t_k-t_p} = \sum_{i=t_p}^{t_k} (PD_i \cdot EAD_i) \quad (4.1.)$$

Zbir proizvoda godišnjih stopa verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika i izloženosti banke u trenutku neizvršenja obaveza dužnika možemo dobiti raščlanjen na sledeći način:

$$\sum_{i=t_p}^{t_k} (PD_i \cdot EAD_i) = \sum_{i=t_p}^{t_k} (PD_{in} + PD_{ia}) \cdot (EAD_{ip} + EAD_{ik}) \quad (4.2.)$$

gde je:

PD_{in} - deo stopa verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika koji je ekvivalentan nekoj prirodnoj stopi verovatnoće prelaska dužnika u status neizvršenja obaveza tj. stopa koja bi postajala u slučaju odsustva dejstva faktora čiju su materijalnu manifestaciju izazvali uslovi finansijske krize,

PD_{ia} - deo stope verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika koji je formiran pod uticajem faktora kreditnog rizika koji su se manifestovali u periodu krize, a preuzeti su u pretkriznom periodu,

EAD_{ip} – deo izloženost kreditnom riziku nastao po osnovu kreditne aktivnosti u pretkriznom periodu,

EAD_{ik} – deo izloženosti kreditnom riziku nastao po osnovu kreditne aktivnosti u kriznom periodu.

Na osnovu prethodnog izraza možemo zaključiti da je porast nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru posledica delovanja četiri grupe faktora:

- 1) faktora koji utiču na vrednost prirodne stope verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika,
- 2) faktora koji utiču da vrednost ukupne stope verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika bude iznad vrednosti prirodne stope verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika,
- 3) faktora koji su uticali na porast kreditne izloženosti prema trenutno problematičnim dužnicima u pretkriznom periodu,
- 4) faktora koji su uticali na porast kreditne izloženosti prema trenutno problematičnim dužnicima u toku kriznog perioda.

Prva grupa faktora. U ovu grupu faktora spadaju faktori koji su delovali u kriznom periodu ali se njihovo izvorno delovanje može prepoznati u pretkriznom periodu, u uslovima ispoljavanja pozitivnih poslovnih kretanja karakterističnih za uzlaznu fazu poslovnog ciklusa. Ovim faktorima se ne može objasniti izražen porast problematičnih kredita u kriznom periodu i samo njihovo delovanje u kriznom periodu opredelilo bi da se problematični krediti zadrže na približno istom nivou koji su imali u pretkriznom periodu. Prvi zvanično evidentirani podatak o problematičnim kreditima na dan 30.09.2008. godine, koji za potrebe ovog istraživanja možemo posmatrati kao trenutak kraja pretkriznog perioda i početak kriznog perioda, pokazuje da je stopa problematičnih kredita u bankarskom sektoru Republike Srbije iznosila 10,18%, a u sektoru privrede 13,52%. Imajući u vidu da

ovaj podatak obeležava kraj uzlazne faze poslovnog ciklusa, zabeleženi nivo problematičnih kredita na kraju ove faze posledica je delovanja faktora iz perioda privredne i kreditne ekspanzije i slučajevi prelaska klijenata u status problematičnih odvijajali su se usled materijalnog ispoljavanja nekih izolovanih faktora kreditnog rizika. U drugom delu rada, primenom ekonometrijskih metoda, na produženoj vremenskoj seriji koja obuhvata i pretkrizni period, pokazali smo da postoji asimetrična reakcija problematičnih kredita na promenu bruto domaćeg proizvoda zavisno od faze poslovnog ciklusa. U silaznoj fazi poslovnog ciklusa pad bruto domaćeg proizvoda utiče na izražen porast nivoa problematičnih kredita, dok u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa karakteristični rast bruto domaćeg proizvoda prati umeren i prirodan rast problematičnih kredita. U silaznoj fazi poslovnog ciklusa pad bruto domaćeg proizvoda izaziva smanjivanje poslovnih prihoda privrednih društva u mnoštvu slučajeva, i kao posledica toga dolazi do opadanja kreditne sposobnosti više privrednih društava i porasta problematičnih kredita u bankama. Tokom uzlazne faze poslovnog ciklusa sistemske okolnosti deluju u opštem smislu povoljno na poslovanje privrednih društava, te nastanak problematičnih kredita predstavlja više izlovan slučaj pod dejstvom određenih specifičnih razloga. Na drugoj strani, tokom silazne faze poslovnog ciklusa sistemske okolnosti deluju, u opštem smislu, nepovoljno na poslovanje privrednih društava i iz toga proizilazi veći broj slučajeva problematičnih dužnika. Stoga, izolovanje faktora rizika u kriznom periodu koji utiču na prirodnu stopu verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika podrazumeva analizu pojedinačnih slučajeva problematičnih klijenata i diferenciranje slučajeva koji su posledica delovanja faktora koji bi se ispoljili nezavisno od uticaja krize. U nastavku rada kroz analizu poslovnog i finansijskog stanja privrednih društava koja su završila u statusu problematičnih pokušaćemo da napravimo razliku između specifičnih faktora koji deluju nezavisno od kriznih uslova i specifičnih faktora koji su se ispoljili usled kriznih dešavanja.

Druga grupa faktora. Ovu grupu faktora čine sistemski faktori i njihove latentne karakteristike koje smo analizirali u ovom delu rada, kao i specifični faktori kreditnog rizika koji su posledica delovanja sistemskih faktora kreditnog rizika. Reč je o svim onim sistemskim faktorima kreditnog rizika koji su uticali da ukupan nivo kreditnog rizika bude

više od onoga koji bi bio realizovan samo delovanjem faktora koji opredeljuju prirodnu stopu verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika.

Treća grupa faktora. U ovu grupu faktora ulaze faktori koji su uticali na porast kreditne izloženost bankarskog sektora prema problematičnim dužnicima tokom pretkriznog perioda.

Četvrta grupa faktora. U ovu grupu faktora ubrajamo sve faktore koji su uticali na porast kreditne izloženosti bankarskog sektora prema problematičnim dužnicima tokom kriznog perioda.

U prethodnom delu rada, primenom ekonometrijskih modela, već je izvršeno identifikovanje i kvantifikovanje faktora kreditnog rizika koji pripadaju prvoj i drugoj grupi napred navedenih faktora. Imajući u vidu da nam relevantni podaci iz pretkriznog perioda nisu bili raspoloživi, nismo u mogućnosti da se usredsredimo na identifikaciju faktora iz prve grupe koji opredeljuju prirodnu stopu verovatnoće neizvršenja obaveza, kao i da razdvojimo faktore koji opredeljuju prirodnu stopu verovatnoće neizvršenja obaveza od faktora koji utiču na porast nivoa kreditnog rizika u kriznim uslovima.

U cilju identifikacije uticaja nivoa kreditne zaduženosti prema problematičnim dužnicima zabeleženog na kraju predkriznog perioda na porast kreditnog rizika (treća grupa faktora) sprovedi smo analizu cikličnosti i interakcije privredne i kreditne aktivnosti u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa. Analizom poslovnog ciklusa u silaznoj fazi biće razmotren uticaj pada privredne aktivnosti na povećanje broja problematičnih kredita (druga grupa faktora) i kretanje kreditne izloženosti banaka prema problematičnim dužnicima (četvrta grupa faktora). Stoga analiza cikličnosti i interakcije privredne i kreditne aktivnosti tokom celokupnog poslovnog ciklusa pokazaće nam na koji način različite faze poslovnog ciklusa utiču na ukupan nivo kreditnog rizika, sa posebnim osvrtom na to koja grupa faktora iz prethodne kategorizacije je imala opredeljući uticaj.

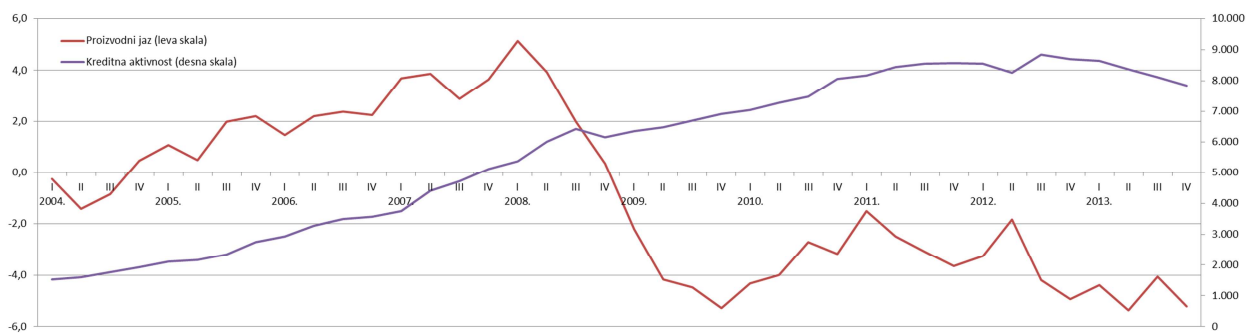
4.2. Interaktivnost privredne i kreditne aktivnosti u fazi ekspanzije

U drugom delu rada kvantitativno smo dokazali da je poslovni ciklus u silaznoj fazi ispoljio svoje dejstvo na porast nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru Republike Srbije. Navedeni dokaz predstavlja primer delovanja faktora iz druge grupe. U kontekstu napred navedenih grupa faktora porasta nivoa problematičnih kredita postavlja se pitanje u kojoj meri je prisutan uticaj uzlazne faze poslovnog ciklusa na zabeleženi nivo kreditnog rizika kroz nivo kreditne izloženosti bankarskog sektora prema problematičnim dužnicima na kraju faze ekspanzije (treća grupu faktora). Poćićemo od analize cikličnosti i interakcije privredne i kreditne aktivnosti u fazi ekspanzije, a potom kroz strukturu i vremensku dekompoziciju problematičnih kredita razmotriti u kojoj meri se bankarski sektor izložio prema problematičnim dužnicima u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa.

4.2.1. Privredna i kreditna aktivnost – analiza cikličnosti i interakcije

U objašanjenju kretanja privredne aktivnosti u Republici Srbiji krenućemo od vremenske serije koja opisuje kretanje proizvodnog jaza (output gap), koji, uz prisutna osporavanja metodologije njegovog izračunavanja, predstavlja najslikovitiji prikaz kretanja poslovnog ciklusa. Proizvodni jaz je dobijen kao relativno odstupanje stvarnog od potencijalnog bruto domaćeg proizvoda. Potencijalni bruto domaći proizvod je definisan kao dugoročni trend, izračunat projektovanjem maksimalno održivog nivoa proizvodnje sa postojećim faktorima proizvodnje i tehnologijom primenom Hodric-Preskotovog (HP) filtera.

Vremenska serija koja opisuje vrednost proizvodnog jaza tokom perioda 31.03.2004.-31.12.2013. godine, izložena na slici 4.1., ukazuje da privredna aktivnost u Republici Srbiji ulazi u silaznu fazu poslovnog ciklusa od prvog kvartala 2008. godine.



Slika 4. 1. Proizvodni jaz i kreditna aktivnost prema privredi (milioni EUR)

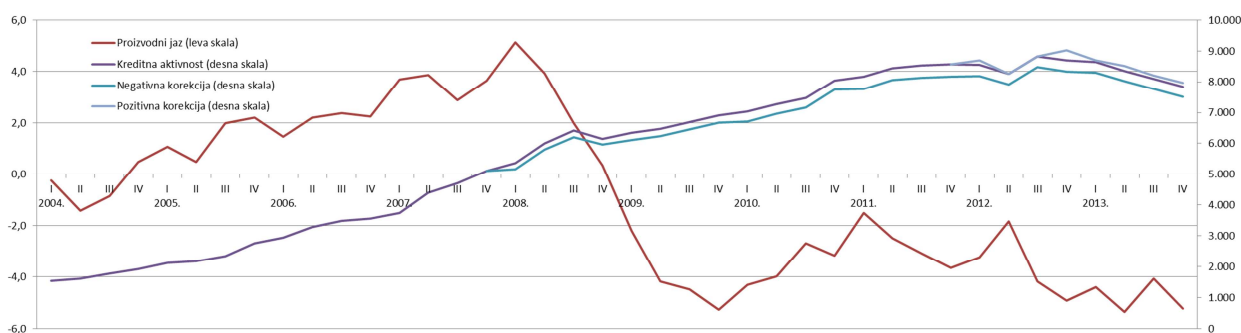
Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

U istom periodu kreditna aktivnost prema privredi, iskazana u milionima evra u cilju eliminacije uticaja česte promene deviznog kursa dinara prema evru, pokazuje sve do druge polovine 2012. godine tendenciju rasta. U uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa, rast kreditne aktivnosti može se objasniti kroz efekat finansijske akceleracije, dok silaznu fazu poslovnog ciklusa karakteriše vremenski odloženo prilagođavanje kreditne aktivnosti padu privredne aktivnosti. Vremensko kašnjenje u redukciji kreditne aktivnosti od skoro tri i po godine u odnosu na početak silazne faze poslovnog ciklusa, zahteva posebnu analizu kako bi se jasno identifikovali razlozi koji su do toga doveli.

Pre svega, treba eliminisati razloge i događaje koji mogu stvoriti privid kreditnog rasta ili privid pada kreditne aktivnosti, tačnije, stvoriti privid u pogledu obima kreditnog rasta ili kreditnog pada. Efekat kursa eliminisan je iskazivanjem kreditne aktivnosti u evrima. Podaci o broju i obimu primljenih i realizovanih zahteva za odobravanje kredita u kriznom periodu pokazuju da postoji odobravanje novih kreditnih plasmana. Potrebno je identifikovati u kojoj meri pojedine obračunske kategorije, poput nagomilavanja potraživanja po osnovu kamate, mogu uticati na nivo rasta kreditne aktivnosti⁵³. Takođe, potrebno je definisati u kojoj meri su određeni događaji, poput oduzimanja dozvola za rad pojedinim bankama i prenos loše aktive na posebne entitete, koji su se desili pred kraj posmatranog perioda, uticali na smanjenje nivoa kreditne aktivnosti. Kreditna aktivnost nakon ovakvih korekcija može se prikazati kao na slici 4.2., gde se korekcije kreditne

⁵³ Izvor: Narodna banka Srbije.

aktivnosti na više (pozitivna korekcija) odnose na efekte oduzimanja dozvola i prenos loše aktive, dok korekcije na dole (negativna korekcija) reprezentuju efekat rasta potraživanja po osnovu neplaćenih kamata. Sa slike se može jasno videti da dati efekti nisu značajnije uticali na kretanje kreditne aktivnosti i time na naše prethodno iznete zaključke o tome. Primetno je da se kriva negativne korekcije tokom kriznog perioda udaljava od krive koja prikazuje originalni nivo kreditne aktivnosti, kao posledica povećanja nenaplaćenih potraživanja po osnovu kamate, što je karakteristično za period krize. Možemo zaključiti da je i nakon korekcija za obračunske kategorije evidentno da su odobravani značajni novi krediti.



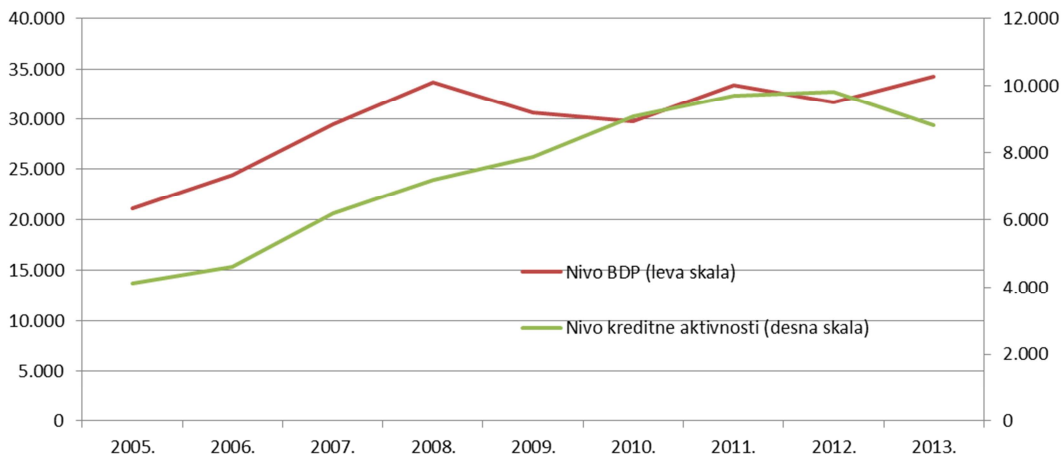
Slika 4. 2. Proizvodni jaz i korekcija kreditne aktivnosti prema privredi

Izvor podataka: Narodna banka Srbije. Podaci obrađeni od strane autora.

Kao što smo zaključili, kreditna aktivnost bankarskog sektora prema privredi beležila je rast sve do druge polovine 2012. godine i pored toga što je privredna aktivnost ušla u silaznu fazu već početkom 2008. godine, ali nije obezbedila da kriva proizvodnog jaza izađe iz negativne zone. Šta više, pitanje je i u kojoj meri su i instrumenti vladine politike, poput infrastrukturnih projekata, subvencionisanja kamate i sl. imali uticaj na kretanje proizvodnog jaza.

Do sličnog zaključka možemo doći ukoliko uporedimo kreditnu aktivnost prema privredi i nivo bruto domaćeg proizvoda (BDP) u istom periodu, što se može videti na slici 4.3. Kontinuirani rast BDP biva zaustavljen 2008. godine, da bi u kriznom periodu beležio

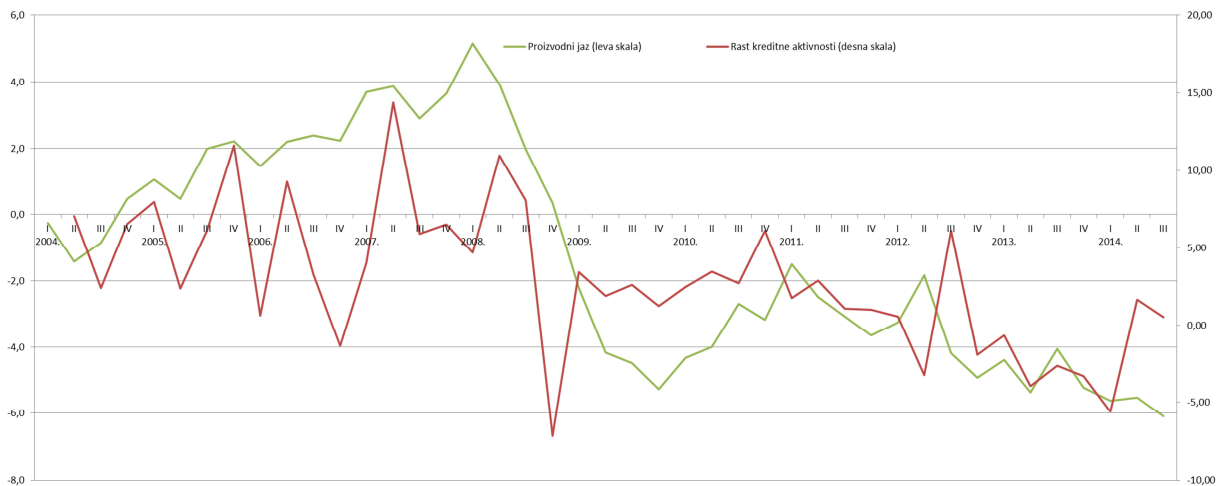
naizmeničan pad i rast i polovinom 2013. se vratio na nivo približan nivou iz 2008. godine.



Slika 4.3. Nivo BDP i kreditne aktivnosti prema privredi u milionima evra

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

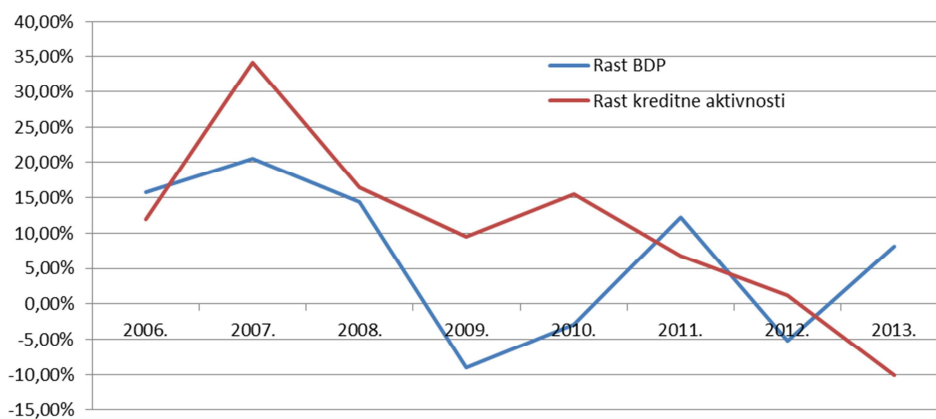
Međutim, ukoliko na trenutak napustimo razmatranje odnosa nivoa kreditne i privredne aktivnosti i usmerimo se na posmatranje odnosa stopa rasta, primetićemo, pre svega, da stopa rasta kreditne aktivnosti ima neku dozu prilagođavanja.



Slika 4.4. Stopa rasta kreditne aktivnosti prema privredi i proizvodni jaz

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

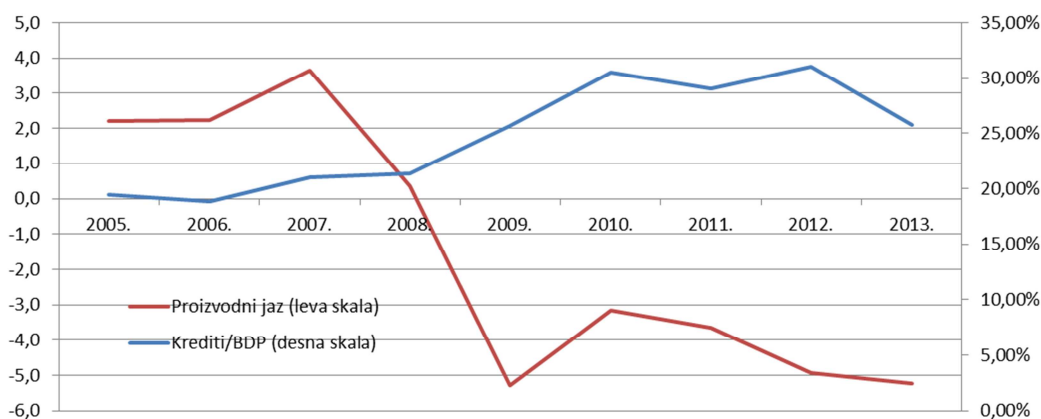
Stopa rasta kreditne aktivnosti u pretkriznom periodu u proseku beleži dosta više vrednosti u odnosu na krizni period, tako da možemo govoriti o nekoj vrsti prilagođavanja kreditne aktivnosti u kriznom periodu. Ta vrsta prilagođavanja se ne ogleda u kontrakciji kreditne aktivnosti, što je najčešća reakcija kreditora pri ulasku u krizni period, već u usporenijem rastu kreditne aktivnosti u odnosu na period pre krize. Ovo je empirijski dokaz da postoji određena reakcija bankarskog sektora pri ulasku u krizni period ali i određena zadržka tj. neki nivo otpora koji ne dozvoljava krupnija prilagođavanja kreditne aktivnosti.



Slika 4. 5. Stopa rasta kreditne i stopa rasta privredne aktivnosti

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Ukoliko uporedimo stope rasta kreditne aktivnosti i stope rasta privredne aktivnosti, merenu stopom rasta BDP, uočićemo jednu zanimljivu činjenicu da su tokom najvećeg dela posmatranog perioda stope rasta kreditne aktivnosti bile više od stopa rasta BDP. Imajući u vidu da je na početku posmatranog perioda pokazatelj koji meri odnos kreditne aktivnosti prema privredi i BDP-a relativno nizak (oko 13%), stope rasta kreditne aktivnosti koje nadmašuju stope rasta privredne aktivnosti u pretkriznom periodu donekle se i mogu ekonomski opravdati. Međutim, više stope rasta kreditne aktivnosti prema privredi od stopa rasta privredne aktivnosti u kriznom periodu, dosta je teže ekonomski opravdati.



Slika 4. 6. Proizvodni jaz i odnos kreditna aktivnost/BDP

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Relativni odnos kreditne aktivnosti prema privredi i BDP-a, ilustrovan na slici 4.6., najubedljivije govori u kojoj meri je kreditna aktivnost nesrazmerno rasla u odnosu na privredna kretanja tokom perioda krize. Upravo to pokazuje određenu neuskadenost poslovnog i finansijskog ciklusa u kriznom periodu. Zaključujemo da je bankarski sektor u predkriznom periodu ispoljio prociklično ponašanje, te da je u periodu krize postojala određena vrsta otpora (reakcije sa zadržkom) u prilagođavanju kreditne aktivnosti izmenjenim ekonomskim uslovima, što je doprinelo doziranom i vremenski odloženom prilagođavanju kreditne aktivnosti.

Prethodna analiza je pokazala da postoji procikličnost kreditne aktivnosti u odnosu na privrednu aktivnost u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa. U kojoj meri je potvrđena procikličnost u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa uticala na zabeleženi nivoa kreditnog rizika u periodu krize zahteva dodatnu analizu kretanja kreditne izloženosti bankarskog sektora prema određenim segmentima portfolija ili klijentima koji su pokazali visok stepen osjetljivosti u kriznom periodu.

4.2.2. Uticaj procikličnosti na nivo kreditnog rizika

Na osnovu analize slike 4.7. primećujemo da se nivo problematičnih kredita u sektoru privrede višestruko povećao tokom kriznog perioda u odnosu na pretkrizni period. Strukturna dekompozicija problematičnih kredita će nam odgovoriti na pitanje koje su to komponentne i homogene grupe najviše doprinele postojećem nivou kreditnog rizika u kriznom periodu. Na osnovu vremenske dekompozicije problematičnih kredita odgonetnućemo pitanje vremena u kome je kreditni rizik preuzet tj. vremena u kome je došlo do generisanja kreditne izloženosti bankarskog sektora prema problematičnim dužnicima. Poseban deo u analizi biće posvećen odnosu banaka ka riziku prema strukturi problematičnih kredita i tokom vremena.



Slika 4. 7. Kretanje proizvodnog jaza (Output gap) i ukupnih problematičnih kredita (NPL) u sektoru privrede u milionima RSD

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Raspoloživost podataka neophodnih za detaljniju analizu strukture problematičnih kredita, kao i činjenica da problematični krediti u sektoru privrede čine dominantni deo ukupnih problematičnih kredita, opredelili su da se u fokusu strukturne dekompozicije nađu samo problematični krediti u sektoru privrede. Na kraju 2013. godine četiri sektora privrede

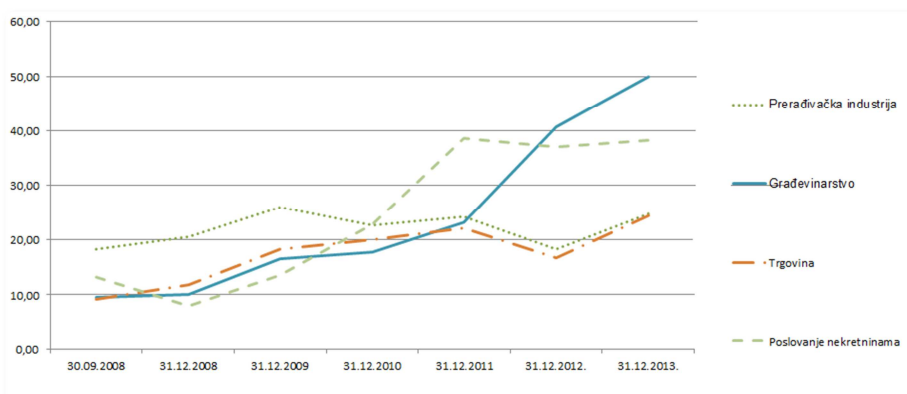
činila su oko 92% ukupnih problematičnih kredita u sektoru privrede, i to prerađivačka industrija – 35%, trgovina – 27%, građevinska industrija – 19% i poslovi sa nekretninama – 11%. Navedeni sektori privrede predstavljali su, očekivano, i sektore sa najvišom stopom problematičnih kredita u privredi (tabela 4.2.)

Tabela 4. 2. Stopa problematičnih kredita po sektorima privrede krajem decembra 2013. godine

Sektor privrede	Stopa problematičnih kredita
Poljoprivreda	17,44
Prerađivačka industrija	24,80
Snabdevanje električnom energijom, gasom parom i sl.	0,65
Građevina	49,93
Trgovina	24,44
Saobraćaj i skladištenje, usluge hrane i smeštaja i sl.	8,47
Poslovanje nekretninama	38,21
Sektor privrede - ukupno:	24,52

Izvor: NBS.

Praćenjem kretanja stope problematičnih kredita u ova četiri sektora u kriznom periodu jasno uočavamo da je kreditni rizik prilično naglo rastao (slika 4.8.).



Slika 4. 8. Stopa problematičnih kredita po odabranim sektorima privrede

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

I iz podataka prezentovanih u tabeli 4.3. se jasno vidi da su prerađivačka industrija, građevina, trgovina i poslovanje nekretninama pružale apsolutno preovlađujući doprinos porastu problematičnih kredita u sektoru privrede. Tri od navedena četiri sektora, i to prerađivačka industrija, građevinarstvo i trgovina, predstavljaju ključne nosioce porasta nivoa kreditnog rizika u sektoru privrede tokom kriznog perioda.

Tabela 4. 3. Doprinos pojedinih sektora privrede apsolutnom porastu nivoa NPL-ova

Doprinos rastu NPL-a	2009.	2010.	2011.	2012.*	2013.
Prerađivačka industrija	35,0%	21,1%	11,9%	85,5%	63,2%
Građevinarstvo	8,1%	16,0%	32,9%	-109,3%	-4,5%
Trgovina	37%	25,3%	19,7%	79,6%	44,7%
Poslovanje nekretninama	10,0%	10,6%	52,7%	-2,0%	-10,3%
Ukupan doprinos:	89,8%	73,0%	117,2%	53,9%*	93,1%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

U 2012. godini nivo NPL-ova se smanjio ponajviše zbog smanjenja nivoa u sektoru prerađivačke industrije i sektoru trgovine. Sektor građevine je imao izražen rast problematičnih kredita i sektor poslovanja nekretninama slab rast.

Izdvojeni privredni sektori u predkriznom periodu imali su funkciju nosioca privrednog rasta, dok su u periodu krize ispoljili najveći nivo osetljivosti (tabela 4.4.).

Tabela 4. 4. Doprinos sektora privrede rastu ukupne privredne aktivnosti

Godina	Pojoprivreda, šumarstvo i ribarstvo	Rudarstvo	Prerađivačka industrija	Snabdevanje električnom energijom, gasom i klimatizacija	Snabdevanje vodom; upravljanje otpadnim vodama, kontrola procesa uklanjanja otpada i slične aktivnosti	Građevinarstvo	Trgovina na veliko i malo	Saobraćaj i skladištenje	Usluge smeštaja i ishrane	Informisanje i komunikacije	Financijske delatnosti i osiguranje	Poslovanje rekreativnim aktivnostima	Strojne, naučne i tehničke delatnosti	Administrativne i pomoćne uslužne delatnosti	Državna uprava i obrana; obavezno socijalno osiguranje	Obrazovanje	Zdravstvena i socijalna zaštita	Umjetnost, zabava i rekreacija	Ostale uslužne delatnosti	Bruto domaći proizvod
2004	1,8	0,0	1,1	0,0	-0,2	0,9	1,2	0,3	0,0	0,4	0,2	0,3	0,3	0,1	0,2	0,0	0,1	0,1	0,1	9,3
2005	2,8	0,1	0,1	0,2	-0,1	0,4	1,4	0,5	0,0	0,5	0,3	0,4	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	5,4
2006	0,0	0,1	0,5	0,1	-0,1	0,3	0,9	0,4	0,0	0,7	0,4	0,2	0,1	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	0,0	0,1	3,8
2007	-0,7	0,0	0,8	0,1	0,0	0,5	1,3	0,2	0,1	0,5	0,2	0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	5,4
2008	0,7	0,1	0,1	0,1	0,0	0,2	0,6	-0,1	0,0	0,4	0,3	0,4	0,2	0,2	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1	3,8
2009	0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,0	-0,1	0,0	-0,1	-0,1	0,4	0,2	0,1	0,2	0,1	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	-3,5
2010	0,0	0,0	0,1	-0,1	0,0	-0,3	0,2	0,4	0,0	0,2	0,2	0,4	0,1	0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,0	-0,2	1,0
2011	0,1	0,1	0,1	0,3	0,0	0,4	0,4	0,1	0,0	0,5	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0	-0,1	0,0	0,1	0,2	1,6
2012	-1,8	0,0	0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,2	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	-0,1	0,0	0,0	-1,5
2013	1,4	0,1	0,7	0,3	0,0	-0,1	-0,1	0,2	0,0	0,5	0,0	0,0	0,1	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	2,5
Pre krize			0,6	0,3		0,5	1,2	0,4		0,5										

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Legenda:

	Doprinos stopi rasta od 5 procentnih poena i više		Doprinos stopi rasta ispod 0 procentnih poena (negativan doprinos)
	Doprinos stopi rasta iznad 0 do 5 procentnih poena		Pozitivan doprinos stopi rasta u kriznom periodu koji je niži od prosečnog doprinos stopi rasta u prekriznom periodu
	Doprinos stopi rasta od 0 procentnih poena		

Sva tri posmatrana sektora privrede zaključno sa 2007. godinom beleže rast svojih aktivnosti, da bi nakon toga nastupio period ulaska ovih sektora u fazu opadanja. Posle prvobitnog pada u 2008. i 2009. godini, tokom 2010. i 2011. godine dolazi do blagog preokreta u pravcu oporavka, da bi nakon toga ponovo došlo do pada aktivnosti. Samo rast sektora građevine u 2011. godini objašnjava 25% (0,4 procentna poena) rasta BDP u toj godini, gde je rast građevine efekat završetka nekoliko velikih projekata iniciranih od države ili lokalnih vlasti⁵⁴. Relativno stabilan i pozitivan uticaj pojedinih sektora tokom kriznog perioda ostaje skoro nevidljiv u vrednostima stope rasta BDP usled izraženo negativnog uticaja opadajućih trendova u sektoru građevine, trgovine i prerađivačke industrije.

U tabeli 4.5. može se videti da je bankarski sektor na kraju predkriznog perioda imao izraženu visoku koncentraciju kredita prema tri posmatrana sektora privrede. Kreditna aktivnost bankarskog sektora prema navedena tri sektora privrede tokom predkriznog

⁵⁴ Dva stambena kompleksa u Beogradu sa nižim cenama stanova, završetak mosta u Beški i sl.

perioda bila je vođena ekonomskim rastom ovih sektora, čime se još jednom potvrđuje prisustvo procikličnosti kreditne aktivnosti.

Tabela 4. 5. Kreditna izloženosti bankarskog sektora prema sektorima privrede

Struktura portfolija bankarskog sektora	30.09.2008	
	Ukupni krediti - bruto	Učešće
Privreda	578.068.731	
Poljoprivreda, šumarstvo i ribarstvo	37.543.117	6,49%
Prerađivačka industrija	189.543.357	32,79%
Snabdevanje električnom energijom, gasom i sl.	3.388.462	0,59%
Građevinarstvo	62.139.447	10,75%
Trgovina	193.307.283	33,44%
Saobraćaj i skladištenje, usluge smeštaja i ishrane, informisanje i komunikacije	32.256.584	5,58%
Obrazovanje, zdravstvo i socijalni rad	2.361.993	0,41%
Poslovanje nekretninama; stručne, naučne i tehničke delatnosti; administrativne i pomoćne uslužne delatnosti	57.528.488	9,95%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Vremenska dekompozicija problematičnih kredita nam pruža odgovor u kom periodu su nastali krediti koji su na kraju posmatranog perioda završili u statusu problematičnih. Kroz strukturnu dekompoziciju problematičnih kredita izdvojili smo četiri sektora privrede koji su se u kriznom periodu pokazali kao nosioci porasta nivoa kreditnog rizika. Na osnovu tabele 4.6. uočavamo da je bankarski sektor 30.09.2008. godine, datumu koji okvirno možemo posmatrati kao ulazak u krizni period, već imao visok nivo izloženosti prema ovim sektorima u odnosu na nivo izloženosti koju je zabeležio krajem posmatranog perioda⁵⁵. Takođe, izloženost bankarskog sektora prema navedena četiri sektora na dan 30.09.2008. godine čini 86,9% ukupne izloženosti prema sektoru privrede na taj dan.

Tabela 4. 6. Kreditna izloženosti prema sektorima privrede tokom posmatranog perioda u procentima izloženosti na dan 30.09.2014. godine

Sektori privrede	30.09.2008.	31.12.2008.	31.12.2009.	31.12.2010.	31.12.2011.	31.12.2012.	31.12.2013.	30.9.2014.
Prerađivačka industrija	78,1%	86,2%	94,1%	111,8%	110,4%	109,2%	105,7%	100,0%
Građevinarstvo	100,6%	112,6%	108,1%	145,3%	162,3%	142,7%	111,7%	100,0%
Trgovina	99,5%	106,3%	120,6%	124,4%	123,8%	118,3%	103,6%	100,0%
Poslovanje nekretninama	110,8%	117,2%	141,5%	110,2%	123,1%	119,4%	101,7%	100,0%

⁵⁵ Navedeni procenti izloženosti dobijeni su kada se u odnos stavi kreditna izloženost prema konkretnom sektoru na posmatrani datum i kreditna izloženost prema tom sektoru na 30.09.2014. godine preračunata u evre po srednjem kursu Narodne banke Srbije.

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Bankarski sektor je na 30.09.2008. godine bio izložen prema sektoru prerađivačke industrije, građevinarstva, trgovine i poslovanja nekretninama u iznosu od 78, 101, 100 i 111% izloženosti koju je ostvario na dan 30.09.2014. godine respektivno. Činjenica da je bankarski sektor već 30.09.2008. godine ostvario u proseku oko 82% od izloženosti koju beleži na dan 30.09.2014. godine prema razmatranim sektorima privrede zajedno znatno ide u prilog tezi da se bankarski sektor prema sektorima koji su tokom krize postali nosioci porasta nivoa kreditnog rizika visoko izložio u pretkriznom periodu.

Ukoliko iz ukupne populacije problematičnih kredita na dan 30.09.2014. godine izdvojimo 29 najvećih problematičnih poslovnih grupacija⁵⁶ dolazimo do zaključka da je ovaj portfolio visoko koncentrisan. Potraživanje od 11 najvećih problematičnih dužnika iz sektoru građevinarstva predstavlja oko 62% problematičnih kredita u ovom sektoru, 7 najvećih problematičnih dužnika iz sektoru trgovine predstavlja oko 56% problematičnih kredita ovom sektoru, dok 11 najvećih problematičnih dužnika iz sektora prerađivačke industrije čini oko 41% problematičnih kredita u tom sektoru⁵⁷.

Tabela 4. 7. Učešće najvećih problematičnih dužnika u NPL-ovima razmatranih sektora privrede na dan 30.09.2014. godine (000 RSD)

Naziv	Građevinarstvo	Trgovina	Prerađivačka industrija
NPL za sektor	44.418.132	73.585.317	97.622.147
NPL za posmatrane poslovne grupacije (29 poslovnih grupa)	27.426.741	40.813.208	39.596.339
Učešće poslovnih grupa u ukupnom NPL-u za sektor	61,7%	55,5%	40,6%
Broj poslovnih grupacija	11	7	11

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

⁵⁶ Pojedinačna privredna društva su svrstana u poslovne grupacije prema definiciji povezanih lica u skladu sa propisima NBS.

⁵⁷ Na dalje u analizi neće biti posebno obrađivan sektor poslovanja nekretninama zbog činjenice da na njega deluju slični faktori rizika kao i na sektor građevinarstva tj. da je ovaj sektor samo produžena ruka visokogradnje u oblasti prodaje nepokretnosti.

Od 29 problematičnih poslovnih grupacija samo njih 3, dve iz oblasti projektnog finansiranja (visokogradnje) i jedna iz oblasti prerađivačke industrije, nije bilo u portfoliju bankarskog sektora na dan 30.09.2008. godine. Izloženost bankarskog sektora prema ove 3 poslovne grupacije na dan 30.09.2014. godine iznosi RSD 5.356 miliona i čini oko 4,97% izloženosti prema odabranih 29 poslovnih grupacija. Krediti odobreni problematičnim poslovnim grupacijama, po isključenju poslovnih grupacija prema kojima bankarski sektor nije bio izložen u pretkriznom periodu, čine oko 39% ukupnih problematičnih kredita u sektoru privrede i oko 48% zbira problematičnih kredita u sektoru građevinarstva, trgovine i prerađivačke industrije. Eliminisanjem 3 poslovne grupacije koje nisu bile u portfoliju bankarskog sektora na dan 30.09.2008. godine iz prethodnog pregleda učešće preostalih odabranih poslovnih grupa u ukupnog NPL-u sektora građevine se smanjuje na 52% i u sektoru prerađivačke industrija na 39% (tabela 4.8.).

Tabela 4. 8. Učešće najvećih problematičnih dužnika u NPL-ovima razmatranih sektora privrede na dan 30.09.2014. godine (000 RSD) – korigovani pregled

Naziv	Građevinarstvo	Trgovina	Prerađivačka industrija
NPL za sektor	44.418.132	73.585.317	97.622.147
NPL za posmatrane poslovne grupacije (29 poslovnih grupa)	23.295.741	40.813.208	38.371.258
Učešće poslovnih grupa u ukupnom NPL-u za sektor	52,4%	55,5%	39,3%
Broj poslovnih grupacija	9	7	10

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

I nakon isključenja ove tri poslovne grupacije, iznos problematičnih kredita odobrenih preostalim 26 grupacija predstavlja više od polovine problematičnih kredita u sektoru građevine i sektoru trgovine, kao i 39% problematičnih kredita u sektoru prerađivačke industrije. Stavljanjem u odnos kreditne izloženosti banaka prema ovim grupacijama na dan 30.09.2008. godine i na dan 30.09.2014. godine, uviđamo koliki je procenat kreditne izloženosti banaka na kraju pretkriznog perioda u odnosu na nivo problematičnih kredita krajem posmatranog dela kriznog perioda (tabela 4.9.).

Tabela 4. 9. Učešće kreditne izloženost banaka prema odabranih poslovnim grupacijama u odnosu na nivo NPL-ova na dan 30.09.2014. godine

Sektori privrede	30.09.2008.	30.9.2014.
Prerađivačka industrija	53,6%	100,0%
Građevinarstvo	79,6%	100,0%
Trgovina	67,0%	100,0%
Sektor privrede - ukupno	70,0%	100,0%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Izloženi podaci nam jasno ukazuju da su banke klijente koji će tokom kriznog perioda ući u status problematičnih kredita u velikoj meri kreditirale i tokom pretkriznog perioda. Nivo kreditne izloženosti prema ovim poslovnim grupacijama na početku krize pokazuje da je na zabeleženi nivo kreditnog rizika u periodu krize uticala procikličnost kreditne aktivnosti, svojstvena uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa. Na ovaj način potvrđeno je da je nivo kreditnog rizika u periodu krize bio jednim delom determinisan nivoom kreditne izloženosti prema problematičnim klijentima na kraju pretkriznog perioda, što predstavlja ispoljavanje dejstva faktora iz (prethodno definisane) treće grupe faktora koji utiču na porast nivoa problematičnih kredita.

Najmanje što možemo zaključiti je da su banke u pretkriznom periodu bile sklone kreditiranju poslovnih grupacija i sektora privrede koji su u kriznom periodu iskazali visok nivo kreditnog rizika. Upravo ovakva konstatacija otvara pitanje da li su banke bile sklone rizicima u ekspanzivnoj fazi poslovnog ciklusa tj. da li su (ne)opravdano verovala u visoke stope rasta određenih sektora privrede i njihovu održivost. Takođe, postavlja se pitanje da li je ovakav odnos rasta kreditne aktivnosti prema rastu privredne aktivnosti u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa bio prihvatljiv za kreatora makroprudencijalne politike tj. da li su mere koje su preduzimate od strane regulatora bile dovoljne da limitiraju kreditnu aktivnost u onoj meri koja je dovoljna da njen uticaj bude manji na porast kreditnog rizika u kriznom periodu.

U cilju sagledavanja u kojoj meri bi manja kreditna izloženost banaka prema problematičnim dužnicima imala uticaja na zabeleženi nivo kreditnog rizika u kriznom periodu sprovedemo određenu vrstu scenario analize. Polazimo od već izdvojenih 29 poslovnih grupacija koje su završile u statusu problematičnih. Pretpostavićemo da je struktura klijenata nepromenjena - da nije bilo konzervativnije selekcije klijenata u pretkriznom periodu u odnosu na datu tj. da su primenjene nepromenjene politike odobravanja kredita i procene kreditnog rizika. Efekat ćemo sagledavati samo kroz mogućnost smanjivanja kreditne izloženosti prema problematičnim poslovnim grupacijama odnosno u uslovima da je rast kreditne izloženosti bankarskog sektora prema ovim grupacijama u pretkriznom periodu bio nešto umereniji. Kako hipotetička redukcija kreditne izloženosti problematičnim dužnicima može uticati istovremeno na brojilac i imenilac izraza za izračunavanje stope problematičnih kredita, radi lakšeg sagledavanje efekta ćemo prikazati na ukupan iznos problematičnih kredita. Procenti smanjenja ukupnih problematičnih kredita u navedenim sektorima dobijeni su primenom sledeće formule:

$$\Delta NPL = \%e \cdot -s \cdot w \quad (4.3.)$$

gde je:

ΔNPL – promena ukupnog iznosa problematičnih kredita,

$\%e$ – učešće kreditne izloženosti banaka prema odabranoj poslovnoj grupaciji na kraju pretkriznog perioda u odnosu na nivo problematičnih kredita na dan 30.09.2014. godine,

$-s$ – hipotetički procenat smanjenja kreditne izloženosti bankarskog sektora prema odabranim poslovnim grupacijama,

w – učešće odabranih poslovnih grupacija u ukupnim problematičnim kreditima posmatranog sektora.

Tabela 4. 10. Scenario analiza uticaja smanjenja kreditne izloženosti tokom pretkriznog perioda na smanjenje ukupnog iznosa problematičnih kredita

Sektori privrede	Smanjenje kreditne izloženosti				
	10%	20%	30%	40%	50%
Prerađivačka industrija	-2,11%	-4,21%	-6,32%	-8,43%	-10,53%
Građevinarstvo	-4,17%	-8,34%	-12,51%	-16,68%	-20,86%
Trgovina	-3,72%	-7,44%	-11,16%	-14,87%	-18,59%
Ukupno privreda:	-2,53%	-5,06%	-7,59%	-10,12%	-12,65%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Na osnovu tabele 4.10. vidimo da bi u nekoj hipotetičkoj situaciji, da je bankarski sektor bio suzdržaniji u kreditiranju izdvojenih 29 poslovnih grupacija u pretkriznom periodu, što bi rezultiralo u kreditnoj izloženosti koja bi bila manja od stvarno realizovane na dan 30.09.2008. godine za 10%, ukupan iznos problematičnih kredita u sektoru privrede na dan 30.09.2014. godine bi bio manji za 2,53%. Navedena redukcija kreditne izloženosti najviše bi uticala na smanjenje iznosa problematičnih kredita u sektoru građevinarstva (4,17%) i najmanje u prerađivačkoj industriji (2,11%). Dodatnim hipotetičkom redukcijom kreditne izloženosti za dodatnih 10%, 20%, 30% i 40% efekat na smanjenje ukupnog iznosa bi se multiplikovao za 2, 3, 4 i 5 puta respektivno. Navedeni efekat na sektor privrede proističe samo od 29 analiziranih poslovnih grupacija koje čine oko 39% problematičnih kredita u sektoru privrede, tako da bi efekat redukcije kreditne aktivnosti u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa u slučaju analize svih problematičnih kredita bio znatno viši⁵⁸.

Prethodna analiza nam pokazuje da bi se nivo kreditnog rizika u kriznom periodu mogao redukovati smanjenjem izraženog predkriznog kreditnog rasta prema dužnicima koji će kasnije postati problematični. Predkrizni rast kreditne aktivnosti prema ovim dužnicima bio je vođen procikličnošću kreditne aktivnosti tj. ispoljavanjem principa finansijske

⁵⁸ Ukoliko bi primenili grubu procenu, zasnovanu na pretpostavci da se ostatak problematičnih kredita iz sektora privrede ponašao na sličan način kao posmatranih 29 poslovnih grupacija, redukcija kreditne aktivnosti u koja utiče na to da ukupna kreditna izloženost prema svim problematičnim poslovnim grupacijama na kraju pretkriznog perioda bude manja za 10% vodila bi smanjenju ukupnog iznosa problematičnih kredita u sektoru privrede za 6,48%.

akceleracije. Redukcija kreditnog rasta u pretkriznom periodu bila je moguća na dva načina: 1) smanjenjem sklonosti samih banaka da se tokom pretkriznog perioda u velikoj meri kreditno izlože prema navedenim poslovnim grupacijama i/ili 2) primenom mikro i makroprudencijalnih mera koje bi obuzdale visok kreditni rast pretkriznog perioda tj. da se primenom prudencijalnih mera procikličnost drži u zoni koja smanjuje mogućnost nastanka velikih kreditnih gubitaka u periodu krize. Banke nisu bile spremne da smanje sklonost prema kreditiranju ovih klijenata, kao što ni regulator nije svojim merama omogućio da se se ograniči kreiranje balona kreditne izloženosti prema klijentima koji će postati problematični. U toku daljeg rada bavićemo se analizom razloga za ovako ponašanje banaka i regulatora. Nastavljamo sa analizom uticaja silazne faze poslovnog ciklusa na nivo problematičnih kredita.

4.3. Analiza poslovnog ciklusa u fazi recesije

Do evidentnog porasta nivoa kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije došlo je u silaznoj fazi poslovnog ciklusa – tokom kriznom perioda. Primljeni ekonometrijski modeli u drugom delu rada pokazali su da je pad bruto domaćeg proizvoda, karakterističan za silaznu fazu poslovnog ciklusa, uticao na porast nivoa problematičnih kredita. Navedeni kvantitativni dokaz predstavlja primer ispoljavanja faktora kreditnog rizika koji utiču na porast problematičnih dužnika (druga grupa faktora). Međutim, nameće se potreba da ispitamo da li je osetljivost bankarskog sektora u silaznoj fazi poslovnog ciklusa mogla biti manja. Da li je postojala mogućnost da se određeni faktori kreditnog rizika koji su usloveli takvu osetljivost pravovremeno prepoznaju? Da li je opravdano porast kreditnog rizika povezati samo sa promenama u ekonomskim varijablama nastalim tokom perioda krize? U kojoj meri se evidentirani porast nivoa kreditnog rizika u kriznom periodu može povezati sa ekonomskim kretanjima u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa?

U prethodnom delu, na uzorku problematičnih dužnika, koji čini 29 poslovnih grupacija, utvrdili smo da samo oko 4,97% vrednosti kreditne izloženosti na kraju kriznog perioda (3

poslovne grupacije) nije imalo kreditne obaveze prema bankama na početku ovog perioda. Banke su bile u prilici da tokom predkriznog perioda upoznaju preovlađujući broj dužnika koji će u periodu krize postati problematični: oko 90% broja dužnika iz našeg uzorka, odnosno oko 95% od iznosa kreditne izloženosti. Otvara se pitanje da li je ova mogućnost da se klijenti upoznaju još u toku predkriznog perioda bila iskorišćena u smislu blagovremenog identifikovanja i procene njihove rizičnosti? Da bi se na ovo pitanje odgovorili potrebno je prethodno razmotriti da li su se iz poslovanja ovih poslovnih grupacija tokom pretkriznog perioda mogli izloviti određeni faktori kreditnog rizika.

Poslovne grupacije koje su predmet našeg razmatranja pripadaju sektorima privrede za koje smo u prethodnom delu rada pokazali da su pružile ključni doprinos rastu privredne aktivnosti u fazi ekspanzije i ispoljile najviši stepen osetljivosti u periodu recesije. Poćićemo od analize pokretača rasta privredne aktivnosti u pretkriznom periodu i analize komponenti koje su ključno doprinele padu privredne aktivnosti u kriznom periodu.

4.3.1. Pokretači rasta privredne aktivnosti u pretkriznom i kriznom periodu

Ukoliko pođemo od rashodne strane bruto domaćeg proizvoda (tabela 4.11.) jasno ćemo uočiti da je dominantan nosilac privredne aktivnosti u pretkriznom periodu finalna potrošnja, odnosno u okviru finalne potrošnje potrošnje domaćinstava (stanovništva). Domaća tražnja konstanto je veća od bruto domaćeg proizvoda što je pokriveno uvozom roba i usluga, gde najveći deo uveznih roba i uluga završi u finalnoj potrošnji, i to pre svega u finalnoj potrošnji stanovništva.

Tabela 4. 11. Rashodna strana bruto domaćeg proizvoda

Godine	BDP u stalnim cenama	Domaća tražnja	Ukupna finalna potrošnja	Potrošnja domaćinstava	Potrošnja države	Ukupne investicije	Bruto investicije u osnovne fondove	Privatne investicije	Investicije države	Promene u zalihama	Neto izvoz	Izvoz roba i usluga	Uvoz roba i usluga
2004	100,0	120,9	93,8	75,1	18,6	27,1	16,3	13,2	3,0	10,8	-20,9	24,0	44,8
2005	100,0	114,6	93,9	75,5	18,3	20,8	16,2	13,4	2,8	4,6	-14,6	26,2	40,8
2006	100,0	117,7	95,2	77,2	18,1	22,5	18,3	14,0	4,3	4,2	-17,7	29,5	47,3
2007	100,0	127,5	98,4	79,0	19,4	29,1	22,5	17,2	5,3	6,6	-27,5	31,3	58,7
2008	100,0	128,9	100,6	81,2	19,5	28,3	23,5	19,3	4,3	4,8	-28,9	33,1	62,0
2009	100,0	120,4	101,5	81,7	19,8	18,9	19,0	15,3	3,7	-0,1	-20,4	31,5	52,0
2010	100,0	117,1	99,8	80,2	19,7	17,2	17,8	14,1	3,6	-0,5	-17,1	36,0	53,0
2011	100,0	119,3	97,6	78,0	19,6	21,7	19,0	15,7	3,3	2,7	-19,3	36,6	55,9
2012	100,0	120,0	98,0	77,8	20,2	22,0	22,1	18,4	3,6	-0,1	-20,0	37,9	57,8
2013	100,0	114,5	94,2	74,8	19,4	20,3	19,9	17,6	2,3	0,5	-14,5	43,1	57,6

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS i Republičkog zavoda za statistiku.

Tabela 4. 12. Doprinos pojedinih komponenti rashodne strane stopi rasta bruto domaćeg proizvoda

Godine	BDP u stalnim cenama	Domaća tražnja	Ukupna finalna potrošnja	Potrošnja domaćinstava	Potrošnja države	Ukupne investicije	Bruto investicije u osnovne fondove	Privatne investicije	Investicije države	Promene u zalihama	Neto izvoz	Izvoz roba i usluga	Uvoz roba i usluga
2004	9,3	18,0	6,1	5,7	0,3	12,0	3,4	2,8	0,6	8,6	-8,7	0,5	9,2
2005	5,4	-0,1	5,2	4,5	0,7	-5,2	0,8	0,8	-0,1	-6,0	5,5	3,6	-1,8
2006	3,6	7,3	4,8	4,4	0,4	2,5	2,8	1,2	1,6	-0,2	-3,7	4,4	8,1
2007	5,4	16,6	8,5	6,1	2,4	8,1	5,4	4,1	1,3	2,7	-11,2	3,4	14,6
2008	3,8	6,4	6,1	5,3	0,8	0,3	1,9	2,8	-0,9	-1,6	-2,6	3,1	5,6
2009	-3,5	-12,7	-2,7	-2,3	-0,4	-10,1	-5,2	-4,5	-0,7	-4,9	9,2	-2,6	-11,9
2010	1,0	-2,2	-0,7	-0,8	0,1	-1,5	-1,0	-1,0	0,0	-0,4	3,2	4,8	1,6
2011	1,6	4,1	-0,7	-0,9	0,2	4,8	1,5	1,8	-0,3	3,3	-2,5	1,2	3,7
2012	-1,5	-1,1	-1,1	-1,4	0,3	-0,1	2,7	2,5	0,3	-2,8	-0,4	0,7	1,1
2013	2,5	-2,6	-1,5	-1,1	-0,3	-1,2	-1,7	-0,4	-1,3	0,5	5,1	6,3	1,2

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS i Republičkog zavoda za statistiku.

Najveći doprinos stopi rasta bruto domaćeg proizvoda u prekriznom periodu dolazi od finalne potrošnje domaćinstava (tabela 4.12.). Za razliku od finalne potrošnje domaćinstava koja je najveći doprinos stopi rasta bruto domaćeg proizvoda ostvarivala uz relativno stabilnu stopu sopstvenog rasta, skoro sve vrste investicija u prekriznom periodu (bruto investicije u osnovne fondove, privatne investicije i investicije države) u proseku su imale visoke stope sopstvenog rasta. I pored toga dominantni uticaj finalne potrošnje

domaćinstava na stopu rasta bruto domaćeg proizvoda nije ugrožen tokom pretkriznog perioda. Stoga, možemo konstatovati da je u pretkriznom periodu bio zastupljen model privrednog rasta dominantno vođen finalnom potrošnjom domaćinstava.

Tabela 4. 13. Stope rasta po komponentama rashodne strane bruto domaćeg proizvoda

Godine	BDP u stalnim cenama	Domaća tražnja	Ukupna finalna potrošnja	Potrošnja domaćinstava	Potrošnja države	Ukupne investicije	Bruto investicije u osnovne fondove	Privatne investicije	Investicije države	Promene u zalihama	Neto izvoz	Izvoz roba i usluga	Uvoz roba i usluga
2004	9,3	15,8	6,3	7,5	1,6	67,9	23,8	23,7	24,2	262,2	-61,7	2,0	23,2
2005	5,4	0,0	5,5	6,0	3,6	-19,2	4,8	6,3	-2,1	-55,2	26,1	15,1	-4,1
2006	3,6	6,4	5,1	5,8	2,2	12,2	17,2	8,6	57,6	-5,0	-25,5	16,9	20,0
2007	5,4	14,1	8,9	7,9	13,1	36,1	29,7	29,6	29,9	63,9	-63,2	11,7	31,0
2008	3,8	5,0	6,2	6,7	4,2	1,1	8,5	16,1	-16,4	-24,5	-9,4	9,8	9,6
2009	-3,5	-9,9	-2,7	-2,8	-2,0	-35,5	-22,1	-23,3	-16,6	-102,0	31,9	-8,0	-19,1
2010	1,0	-1,8	-0,7	-0,9	0,4	-7,9	-5,5	-6,8	0,0	-465,3	15,6	15,3	3,1
2011	1,6	3,5	-0,7	-1,1	1,0	27,9	8,4	12,6	-7,8	612,2	-14,7	3,4	7,0
2012	-1,5	-0,9	-1,1	-1,8	1,7	-0,3	14,4	15,8	7,6	-102,8	-2,1	1,8	1,9
2013	2,5	-2,2	-1,5	-1,5	-1,7	-5,3	-7,7	-2,2	-35,8	706,5	25,7	16,6	2,0

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS i Republičkog zavoda za statistiku.

Kroz doprinos finalne potrošnje domaćinstava stopri rasta bruto domaćeg proizvoda dolazi objašnjenje zašto su trgovina i prerađivačka industrija usmerena na maloprodaju imali izražen rast aktivnosti u predkriznom periodu. Imajući u vidu da ne postoji oformljena zvanična statistika u Republici Srbija sa podacima u kojoj meri komponente rashodne strane bruto domaćeg proizvoda (BDP-a) doprinose rastu pojedinih sektora privrede, ova vrsta relacija može biti indirektno izvedena na osnovu rezultata prethodne analize proizvodne i rashodne strane bruto domaćeg proizvoda, kao i na osnovu sagledavanja zvanične statistike strukture lične potrošnje i bruto investicija u osnovne fondove⁵⁹. Na osnovu zvanične statistike Republičkog zavoda za statistiku⁶⁰ može se zaključiti da je u

⁵⁹ Bruto investicije u osnovne fondove predstavljaju vrednost nabavke osnovnih fondova (umenjenu za otuđenje ili drugo smanjenje investicionih dobara) ostvarenu od strane poslovnih subjekata u cilju dobijanja novih, kao i povećanja vrednosti ili zamene postojećih osnovnih fondova. Pri tome, obuhvataju se sve vrste ulaganja u nove kapacitete, kao i ulaganja u proširenje, dogradnju, rekonstrukciju i modernizaciju postojećih ili zamenu zastarelih, istrošenih ili uništenih kapaciteta. Definicija je preuzeta sa sajta Republičkog zavoda za statistiku.

⁶⁰

<http://webrzs.stat.gov.rs/WebSite/Public/ReportResultView.aspx?rptKey=indId%3d09020202IND01%266%3d1%2c5%262%3d%23Last%238%2635%3d6%2695%3d20%2c21%2c22%2c23%2c24%2c25%2c26%2c27%26sAreaId%3d09020202%26dType%3dName%26lType%3dSerbianCyrillic>

posmatranom periodu, od 2004. do 2014. godine, blizu 44% potrošnje domaćinstava odlazilo na one vrste lične potrošnje koje se mogu na određeni način povezati sa tražnjom u sektoru trgovine i onim segmentom prerađivačke industrije koji je usmeren na finalnu potrošnju⁶¹. Deo prerađivačke industrije koji nije imao proizvode namenjene finalnoj potrošnji bio je u službi rasta drugih grana industrije i pod direktnim uticajem investicija, pre svega bruto investicija u osnovne fondove. Iz zvanične statistike o strukturi bruto investicija u osnovne fondove možemo jasno videti da su dominantne kategorije objekti izgrađeni za stanovanje i objekti izgrađeni za poslovne potrebe. To nam pomaže da opredelimo na koji način su komponente rashodne strane bruto domaćeg proizvoda uticale na sektor građevine. Jedan deo građevine - visokogradnja, gde je u pretkiznom periodu postojao izražen trend kupovine stanova od strane građana, kao i deo visokogradnje koji je bio usmeren na izgradnju poslovnih objekata, može se objasniti kroz kategoriju bruto investicije u osnovne fondove. Oblast niskogradnje bila je najvećim delom oslonjena na poslove dobijene od države tj. od obima investicija države u putnu infrastrukturu i njeno održavanje (investicije države i potrošnja države). U tabeli 4.14. dat je pregled koje su komponente rashodne strane bruto domaćeg proizvoda ključno doprinosile rastu sektora privrede čiji je rast imao značajan uticaj na rast bruto domaćeg proizvoda.

⁶¹ Oko 33% potrošnje domaćinstava u posmatranom periodu odlazilo je na hranu i piće, oko 4% na obuću i odeću (ukupno oko 37%). Ostale vrste potrošnje domaćinstava, poput nabavke automobila, nameštaja, kućnog pribora, posuđa, alata, uređaja za rekreaciju i sl. čini u proseku oko 7%. Sve ove nabrojane kategorije čine u proseku blizu 44% potrošnje domaćinstava i mogu se smatrati onim segmentom potrošnje domaćinstava koji istovremeno predstavlja tražnju u sektoru trgovine i tražnju u onom segment prerađivačke industrije koji je namenjen finalnoj potrošnji.

Tabela 4. 14. Doprinos komponentni rashodne strane BDP-a rastu aktivnosti kod razmatranih sektora privrede

Sektor privrede	Ukupna finalna potrošnja		Ukupne investicije				Neto izvoz	
	Potrošnja domaćinstava	Potrošnja države	Bruto investicije u osnovne fondove	Privatne investicije	Investicije države	Promene u zalihama	Izvoz roba i usluga	Uvoz roba i usluga
Trgovina	•	•					•	•
Građevina			•	•	•	•		
Prerađivačka industrija	•	•	•	•	•	•	•	•

Legenda:

- Identifikovana upotreba proizvoda razmatranih sektora privrede
- Preovlađujuća upotreba proizvoda razmatranih sektora privrede

U nastavku ćemo detaljnije raščlaniti komponente rashodne strane bruto domaćeg proizvoda i utvrditi veze između izvora rasta ili pada ovih komponenti i kretanja ekonomske aktivnosti u sektorima trgovine, građevine i prerađivačke industrije.

U cilju utvrđivanja šta su glavni izvori finalne potrošnje domaćinstava možemo izdvojiti sledećih nekoliko kategorija (tabela 4.15): 1) ukupan fond zarada, koji je za potrebe ovog istraživanja dobijen množenjem prosečne realne neto zarade i broja zaposlenih, 2) socijalni transferi države, koji uključuje penzije i ostala socijalna davanja države, 3) iznos deviznih doznaka iz inostranstva, 4) povećanje (nestambenih) kredita stanovništvu, što uključuje potrošačke kredite, gotovinske kredite, kreditne kartice i pozajmice po tekućem računu, 5) smanjenje štednje stanovništva i sl.

Tabela 4. 15. Izvori generisanja finalne potrošnje domaćinstava

Godine	Finalna potrošnja domaćinstava (tekuće cene)	Fond zarada	Socijalni transferi	Interno generisani izvori finalne potrošnje	Nivo deviznih doznaka	Povećanje kredita stanovništvu (nestambeni)	Smanjenje štednje	Ukupno identifikovani izvori
	(1)	(2)	(3)	(4=2+3)	(5)	(6)	(7)	(8=4+5+6+7)
2005.	100,0%	32,7%	21,8%	54,5%		4,0%		
2006.	100,0%	34,1%	23,4%	57,5%		3,5%		
2007.	100,0%	38,2%	23,5%	61,7%	11,9%	4,0%		77,6%
2008.	100,0%	38,5%	24,4%	62,8%	10,0%	2,1%		74,9%
2009.	100,0%	32,3%	25,1%	57,4%	13,8%	0,3%		71,5%
2010.	100,0%	31,3%	24,5%	55,7%	13,3%	2,5%		71,5%
2011.	100,0%	30,7%	23,5%	54,2%	10,9%	0,5%		65,6%
2012.	100,0%	31,5%	23,9%	55,4%	10,8%	0,9%		67,1%
2013.	100,0%	31,3%	23,8%	55,2%	11,3%	0,7%		67,2%
2005-2007.	100,0%	35,0%	22,9%	57,9%	11,9%	3,8%		77,6%
2008-2013.	100,0%	32,6%	24,2%	56,8%	11,7%	1,1%		69,6%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS, Republičkog zavoda za statistiku i Ministarstva finansija.

Na osnovu prethodno navedenih kategorija moguće je u proseku objasniti oko 70% izvora finalne potrošnje domaćinstava⁶². Fond zarada i socijalni transferi države imaju najznačajnije učešće u finalnoj potrošnji domaćinstava od blizu 55%. Sagledavanjem pretkriznog perioda, kao i poređenjem pretkriznog i kriznog perioda, jasno uočavamo sledeće pravilnosti:

- od početka do kraja pretkriznog perioda učešće fonda zarada se znatno povećava, za oko 6 procentnih poena, da bi se ovo učešće već početkom kriznog perioda svelo na nivo sa početka posmatranog perioda (oko 32%), što ukazuje da je ukupan fond zarada bio jednim delom pokretač rasta finalne potrošnje domaćinstava u pretkriznom periodu,
- od početka pretkriznog perioda do 2009. godine socijalni transferi države su porasli za oko 3,3 procentna poena, da bi učešće socijalnih transfera nakon 2009. godine

⁶² Imajući u vidu da ne postoji zvanična statistika i analiza strukture izvora finalne potrošnje, analiza je pripremljena za potrebe ovog rada. Upotrebom zvanično raspoloživih podataka identifikovano je u prosleku oko 70% izvora finalne potrošnje. Ostatak nije bilo moguće identifikovati preko zvanično raspoloživih podataka. Interno generisana finalna potrošnja odnosi se na onaj deo finalne potrošnje koji je generisan iz samog društveno-ekonomskog modela, kroz ukupan fond zarada stanovništva i socijalne transfere. Ukupan fond zarada stanovništva obuhvata samo zvanična primanja zaposlenih, tako da u neobjašnjeni deo izvora finalne potrošnje ulaze razni vidovi dohodaka stanovništva koji nisu zvanično registrovani kroz sistem.

počelo da opada (ne takvim intenzitetom kao pad fonda zarada), što pokazuje da je i ova kategorija imala u pretkriznom periodu uticaja na rast finalne potrošnje stanovništva,

- devizne doznaka tokom posmatranog perioda zadržavaju relativno stabilno učešće tako da se ne mogu imenovati pokretačem rasta u pretkriznom periodu,
- za razliku od pretkriznog perioda kada je učešće porasta nestambenih kredita stanovništvu bilo oko 3,8%, u kriznom periodu ovo učešće je palo na svega 1,1%, što jasno ukazuje da su potrošački i gotovinski krediti, kreditne kartice i pozajmice po tekućem računu imale znatan doprinos finalnoj potrošnji domaćinstava u pretkriznom periodu, kao i da je smanjenje učešće ovog izvora potrošnje ostavilo traga na kretanje finalne potrošnje domaćinstava u kriznom periodu,
- tokom posmatranog perioda nije bilo smanjenja štednje stanovništva kao izvora finalne potrošnje domaćinstava i sl.

Interno generisani izvori potrošnje su smanjili svoje učešće u finalnoj potrošnji stanovništva u kriznom periodu u odnosu na pretkrizni period i to kao posledica smanjenja učešća ukupnog fonda zarada. Uticaj fonda zarada na finalnu potrošnju stanovništva i preko toga na sektore privrede čiji su prihodi od prodaje direktno vezani za nivo finalne potrošnje stanovništva, poput trgovine i dela prerađivačke industrije koji odbacuje proizvode za finalnu potrošnju, već je jednim delom kvantitativno (ekonometrijskim modelima) potvrđen u prethodnom delu rada, kada se stopa nezaposlenosti pokazala kao indikator koji prenosi informacije o delovanju nekog faktora kreditnog rizika u privredi⁶³. Ovo je još jedna potvrda da rast zaposlenosti u pretkriznom periodu, vođen ukupnim ekonomskim rastom, predstavlja faktor realnog rasta fonda zarada i sledstveno tome izvor dodatne finalne potrošnje stanovništva i pokretač ekonomskog rasta sektora privrede čiji su prihodi od prodaje zasnovani na finalnoj potrošnji stanovništva. Suprotni trendovi su karakteristični za krizni period. Realne neto zarade, kao što je prethodno potvrđeno primenom ekonometrijskih modela, bile su relativno stabilne tokom posmatranog perioda i nije

⁶³ Primenom ekonometrijskih modela u drugom delu rada potvrđeno je da stopa nezaposlenosti kao prenosnik informacija o rastu i padu ekonomske aktivnosti predstavlja indikator koji pokazuje delovanje promene u nivou ekonomske aktivnosti na promene u nivou kreditnog rizika.

jednostavno ih dovesti u vezu sa nivoom kreditnog rizika. Ipak, postoji primetna razlika u nivou realnih neto zarada ukoliko se uporedi prosek prekriznog i kriznog perioda⁶⁴, kojom se donekle može objasniti i uticaj nivoa zarada na finalnu potrošnju stanovništva. Navedenu razliku nije bilo moguće zahvatiti ekonometrijskim modelom zato što ne predstavlja kvantitativnu značajnu relaciju nezavisne i zavisne varijable u dve tačke vremena (trenutak delovanja faktora i trenutak ispoljavanja posledica), i više je posledica kumuliranja efekata određenog faktora u toku nekog perioda (prekrizni i krizni period). Porast učešća socijalnih transfera u finalnoj potrošnji stanovništva tokom prekriznog perioda najvećim delom posledica je rasta socijalnih transfera, na osnovu donetih državnih odluka i navedena promena ne može biti tretirana u kontekstu kretanja ukupne ekonomske aktivnosti već samo u kontekstu kretanja u fiskalnoj sferi.

Eksterno generisani izvori finalne potrošnje domaćinstava, u koje smo uključili devizne doznake iz inostranstva, imaju relativno stabilno učešće tokom posmatranog perioda i ne može se putem komparativne analize zaključiti o različitom uticaju ove kategorije u kriznom periodu u odnosu na prekrizni period.

Za razliku od analize uticaja nezaposlenosti i realnih neto zarada na nivo finalne potrošnje stanovništva, gde su nalazi istraživanja slični rezultatima ekonometrijskog modeliranja primenjenog u prethodnom delu rada, prepoznavanje značaja porasta nestambenih kredita stanovništva u kretanju finalne potrošnje stanovništva predstavlja poseban rezultat samo ovog dela analize. Uz izuzetak 2010. godine kada je prema podacima Narodne banke Srbije došlo do velikog porasta gotovinskih kredita usled donošenja uredbe Vlade Republike Srbije o subvencionisanju dinarskih gotovinskih kredita za podsticanje domaće tražnje, ceo krizni deo posmatranog perioda karakteriše nisko učešće porasta nestambenih kredita stanovništva u ukupnoj finalnoj potrošnji. Otuda smanjenje učešće nestambenih kredita stanovništvu u kriznom periodu jasno ukazuje da je kreditima generisan izvor finalne potrošnje imao važnu ulogu u determinisanju kretanja finalne potrošnje stanovništva.

⁶⁴ Prosečna realna neto zarada u periodu od 2004. do 2007. godine prema zvaničnim podacima obrađenim sa sajta Narodne banke Srbije iznosi oko RSD 47.981, dok u periodu od 2008. do 2013. godine iznosi RSD 44.753 (www.nbs.rs/internet/cirilica/80/index.html#rs).

Učešće porasta nestambenih kredita stanovništvu tokom kriznog perioda, ukoliko isključimo atipičnu 2010. godinu, u proseku je bilo više od četiri puta manje u odnosu na pretkrizni period (sa 3,8% palo je na 0,9%).

Na osnovu prethodnih analiza možemo zaključiti da je rast finalne potrošnja stanovništva u pretkriznom periodu bio podržan rastom učešća ukupnog fonda zarada i socijalnih transfera države kao interno generisanih izvora finalne potrošnje stanovništva, dok je pad finalne potrošnje stanovništva u kriznom periodu bio vođen padom fonda zarada kao internog izvora finalne potrošnje i padom učešća kreditno generisane finalne potrošnje.

Tabela 4. 16. Kretanje finalne potrošnje domaćinstava u pretkriznom i kriznom periodu

Izvori finalne potrošnje		Period posmatranja	
		Pretkrizni period	Krizni period
Interno generisani izvori	Fond zarada	↑	↓
	Socijalni transferi	↑	
Eksterno generisani izvori	Nivo deviznih doznaka		
Kreditima generisani izvori	Povećanje kredita stanovništvu (nestambeni)		↓
Štednjom generisani izvori	Smanjenj štednje stanovništva		

Izvor podataka: kompilacija autora.

Na osnovu prethodne tabele možemo dobiti odgovor šta je to vodilo ekonomski rast sektora privrede čiji se prihodi od prodaje, kao mera kretanja ekonomske aktivnosti, zasnivaju na finalnoj potrošnji domaćinstava (trgovina i deo prerađivačke industrije čiji su proizvodi namenjeni finalnoj potrošnji). Ostaje otvoreno pitanje šta je bilo pokretač ekonomske aktivnosti u sektorima privrede čiji prihodi od prodaje nisu zasnovani na finalnoj potrošnji domaćinstava, poput građevine i dela prerađivačke industrije čiji su proizvodi namenjeni investicionoj potrošnji.

Prethodno smo videli, na osnovu analize rashodne strane bruto domaćeg proizvoda (tabela 4.14.), da je deo građevine (visokogradnja) vođen kretanjem bruto investicija u osnovne fondove, dok je drugi deo građevine (niskogradnja) uglavnom vođen kretanjem državnih investicija.

Tabela 4. 17. Komponente bruto investicija u osnovne fondove (milioni RSD)

Godina	Ukupne bruto investicije u osnovne fondove	Zgrade i ostale građevine	Stambene zgrade	Nestambene zgrade i ostale građevine	Mašine i oprema	Kultivisani biološki resursi	Intelektualna svojina	Indeks rasta zgrada i ostalih građevina	Učešće zgrada i ostalih građevina
	(1=2+5+6+7)	(2=3+4)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9=2/1)
2004	264.147	119.226	38.720	80.505	122.683	2.699	19.539		45,1%
2005	308.546	143.645	47.218	96.427	134.235	3.737	26.929	120,5%	46,6%
2006	410.626	185.207	51.290	133.917	182.057	4.733	38.629	128,9%	45,1%
2007	575.682	239.474	57.078	182.396	282.715	4.197	49.297	129,3%	41,6%
2008	643.589	268.119	59.268	208.851	315.212	3.952	56.306	112,0%	41,7%
2009	529.979	259.440	62.141	197.299	218.331	3.928	48.281	96,8%	49,0%
2010	529.192	250.192	58.164	192.029	221.352	4.136	53.512	96,4%	47,3%
2011	596.012	281.413	57.014	224.398	246.614	5.976	62.010	112,5%	47,2%
2012	709.657	294.229	59.433	234.796	340.542	7.907	66.980	104,6%	41,5%
2013	667.567	240.904	46.093	194.811	338.638	8.686	79.339	81,9%	36,1%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima Republičkog zavoda za statistiku⁶⁵.

Na osnovu strukture bruto investicija u osnovne fondove date u tabeli 4.17. dobijamo još jednu potvrdu da su bruto investicije u osnovne fondove bile pokretač ekonomskog rasta u visokogradnji, što se lako može primetiti po visokom učešću kategorije „Zgrade i ostale gređevine“ u ukupnim bruto investicijama u osnovne fondove (od 36 do 49%). Takođe, indeks rasta kategorije „Zgrade i ostale građevine“ u pretkriznom periodu je bio izuzetno visok, dok je u periodu krize bio dosta niži ili često čak sa vrednošću ispod 100.

65

<http://webrzs.stat.gov.rs/WebSite/Public/ReportResultView.aspx?rptKey=indId%3d0902010602IND01%2c0902010602IND02%2c0902010602IND03%262%3d201100%2c201200%2c201300%26102%3dRS%2631%3d0%2c1%2c4%2c5%2c6%2c7%2c8%26sAreaId%3d0902010602%26dType%3dName%26lType%3dSerbianCyrillic>

Deo kategorije „Zgrade i ostale građevine“ odnosi se na stambene zgrade i taj deo ćemo na dalje posmatrati kao deo visokogradnje koji obuhvata izgradnju zgrada za potrebe stanovanja. U ovom segmentu visokogradnje značajan činilac prihoda od prodaje predstavlja učešće porasta stambenih kredita u ukupnoj stambenoj izgradnji⁶⁶. Iz tabele 4.18. jasno se može videti da učešće rasta stambenih kredita u stambenoj izgradnji tokom pretkriznog perioda primetno raste i predstavlja važan pokretač rasta visokogradnje u segmentu koji je namenjen stambenim potrebama. Rast kategorije „Stambene zgrade“ u pretkriznom periodu povezan je sa rastom učešća porasta stambenih kredita u stambenoj izgradnji, dok je pad kategorije „Stambene zgrade“ u kriznom periodu povezan sa smanjenjem nivoa novih stambenih kredita i smanjenjem njihovog učešća u stambenoj izgradnji.

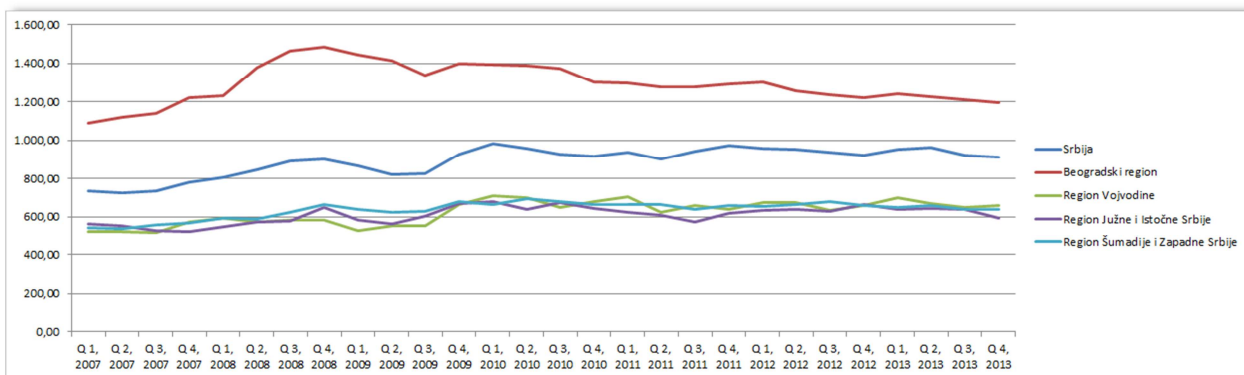
Tabela 4. 18. Učešće stambenih kredita u finansiranju stambene izgradnje

Godina	Stambene zgrade	Indeks rasta stambenih zgrada	Porast stambenih kredita	Učešće stambenih kredita u stambenoj izgradnji
	(1)	(2)	(3)	(4=3/1)
2005	47.218	121,9%	13.430	28,4%
2006	51.290	108,6%	24.532	47,8%
2007	57.078	111,3%	42.224	74,0%
2008	59.268	103,8%	73.047	123,2%
2009	62.141	104,8%	28.418	45,7%
2010	58.164	93,6%	64.679	111,2%
2011	57.014	98,0%	19.764	34,7%
2012	59.433	104,2%	33.730	56,8%
2013	46.093	77,6%	5.390	11,7%

Izvor: kompilacija autora, prema podacima Republičkog zavoda za statistiku i NBS.

⁶⁶ Učešće porasta stambenih kredita u ukupnoj stambenoj izgradnji predstavlja okvirni odnos novih stambenih kredita koje su banke odobrile u toku jedne godine i vrednosti izgrađenih stambenih zgrada u toku iste godine. Iako se stambeni krediti mogu koristiti i za kupovinu objekata koji su u prethodnim godinama izgrađeni i time donekle zamagliti suštinu ovog odnosa, ovaj pokazatelj okvirno pruža sliku snage stambenih kredita u generisanju prihoda od prodaje u segmentu visokogradnje koji je namenjen stambenim potrebama.

Kada govorimo o pokretačima ekonomske aktivnosti u delu visokogradnje koji je namenjen stambenim potrebama ne možemo izostaviti i faktor izraženog porasta cena nekretnina u pretkriznom periodu. Na osnovu podataka Nacionalne korporacije za osiguranje stambenih kredita možemo sagledati kretanje cene stambenih nekretnina po metru kvadratnom u pretkriznom periodu (podaci su raspoloživi samo od prvog kvartala 2007. godine).



Slika 4. 9. Kretanje cene stambenih nekretnina u evrima po metru kvadratnom

Izvor: kompilacija autora, prema podacima Nacionalne korporacije za osiguranje stambenih kredita⁶⁷.

Primetno je da u pretkriznom periodu imamo tendenciju rasta cena nekretnina po metru kvadratnom, da bi od trenutka ulaska u krizni period cena nekretnina počela da umereno pada.

Deo visokogradnje koji je usmeren na izgradnju objekata za poslovne (nestambene) potrebe, kao i deo prerađivačke industrije koji obezbeđuje proizvode za investicionu potrošnju pokretače svoje ekonomske aktivnosti nalazi u potrebama i mogućnostima sektora privrede za investiranjem, koje su opredeljene kretanjem ukupne ekonomske aktivnosti i mogućnostima obezbeđenja odgovarajućih dugoročnih izvora kreditiranja, pre svega investicionih kredita. Stoga, navedeni segmenti visokogradnje i prerađivačke industrije dele sudbinu ukupnih ekonomskih kretanja i nije jednostavno bez posedovanja

⁶⁷ <http://www.nkosk.rs/content/indeks-cena-nepokretnosti-nacionalne-korporacije-za-osiguranje-stambenih-kredita>

ozbiljne input-output tabele konkretnije opredeliti njihove ključne pokretače. Imajući u vidu da je najznačajniji pokretač ukupnih ekonomskih kretanja u privredi Srbije tokom posmatranog perioda bila finalna potrošnja domaćinstava, što govori o privrednom modelu koji nije zasnovan na investicionoj već na finalnoj potrošnji, poćićemo od toga da uticaj ovih segmenata visokogradnje i prerađivačke industrije nije primaran, da više proističe kao sekundarni efekat ukupnih ekonomskih kretanja i da nije presudan u postupku identifikacije ključnih sistemskih rizika, kao jednog od glavnih istraživačkih usmerenja u ovom radu.

Kretanje ekonomske aktivnosti u niskogradnji je pod direktnim uticajam sledećih činilaca: investicija države u izgradnju novih puteva i ulaganja države u održavanje postojeće putne infrastrukture. Iako ukupne investicije države nisu samo ulaganja u izgradnju novih puteva, praćenjem kategorije investicije države, kao komponente rashodne strane bruto domaćeg proizvoda, možemo okvirno sagledati kako je ova kategorija mogla uticati na nivo niskogradnje. Ukoliko ponovo pogledamo prethodnu tabelu u kojoj je prikazano kretanje komponenti rashodne strane bruto domaćeg proizvoda videćemo da su investicije države imale visoku stopu rasta u pretkriznom periodu i uglavnom negativnu stopu rasta u kriznom periodu, što u velikoj meri koincidira sa kretanjem niskogradnje. U izveštaju Ministarstva finansija za 2009. godinu⁶⁸ stoji podatak da je u 2009. godini, za razliku od prethodnih godina kada je privatizacija bila glavni priliv za pokriće deficita, pokriće deficita vršeno iz sredstava pribavljenih zaduživanjem. Smanjenje priliva od privatizacije je najznačajniji faktor koji je opredelio i smanjenje državnih investicija, kao i nekih segmenata državnih potrošnje, i time uticao da i drugi sektori privrede koji generišu poslove na osnovu državnih investicija i državne potrošnje budu pogođeni, poput niskogradnje.

Prethodne analize pokazale su koji su sektori bili bitni nosioci ekonomske aktivnosti, kao i koje ekonomske kategorije su bile ključni pokretači ekonomske aktivnosti odabranih sektora privrede. Mehanizam finansijske akceleracije može da objasni zbog čega su ti sektori kao bitni nosioci ekonomske aktivnosti istovremeno bili i nosioci kreditne aktivnosti, ali otvara se pitanje da li je za banke bilo opravdano da se povedu samo za

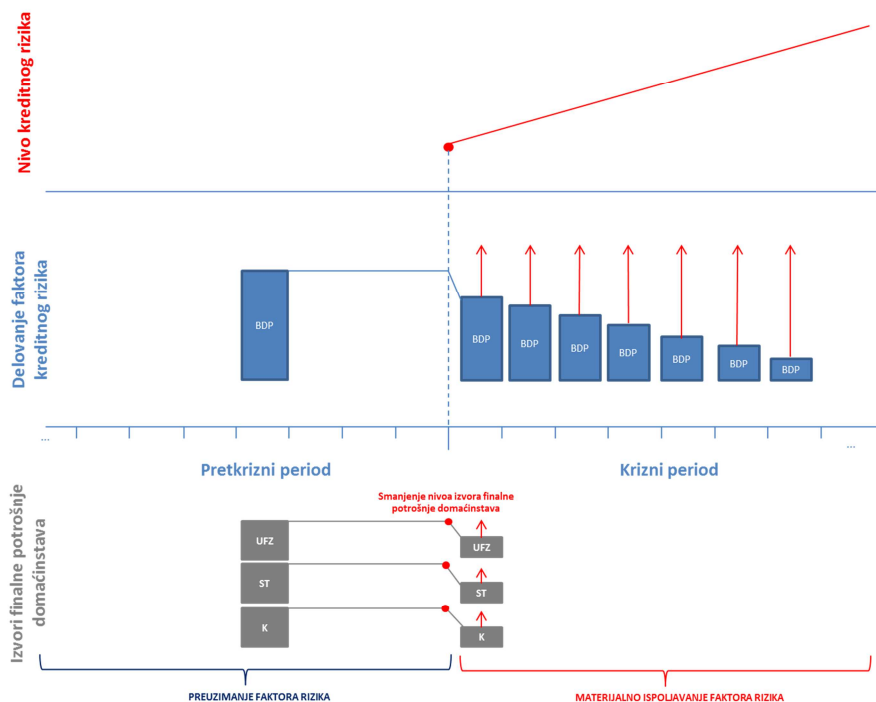
⁶⁸ Dokument pod nazivom: Analiza makroekonomskih i fiskalnih kretanja u 2009. godini.

rastom navedenih sektora privrede i inertno prihvate delovanje finansijske akceleracije. Identifikovano istosmerno kretanje ekonomske i kreditne aktivnosti predstavlja prociklično kretanje kreditne aktivnosti u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa tj. pretkriznom periodu. U prethodnom delu rada, kroz ekonometrijsko modeliranje, identifikovali smo ključne sistemske determinante kreditnog rizika u sektoru privrede, gde je i kretanje bruto domaćeg proizvoda identifikovano kao važan sistemski faktor kreditnog rizika. Ostaje da razmotrimo da li su neki od upravo prepoznatih pokretača ekonomske aktivnosti odabranih sektora privrede, dobijeni na osnovu analize komponentni rashodne strane bruto domaćeg proizvoda i izvora kretanja najvažnijih komponentni, zapravo bili skriveni i suštinski faktori sistemskog rizika koji su nastali u pretkriznom periodu, da bi se u kriznom periodu samo fizički manifestovali u padu bruto domaćeg proizvoda i posledičnom rastu nivoa kreditnog rizika u bankama.

4.3.2. Uticaj pada ekonomske aktivnosti na porast kreditnog rizika

Analiza strukture bruto domaćeg proizvoda i uticaj na nivo kreditnog rizika. Analiza proizvodne strane bruto domaćeg proizvoda u pretkriznom i kriznom periodu sprovedena u ovom delu rada potvrdila je da se tri sektora privrede – građevinarstvo, trgovina i prerađivača industrija, javljaju kao značajni pokretači rasta bruto domaćeg proizvoda u pretkriznom periodu i pada bruto domaćeg proizvoda u periodu krize. Takođe, analiza je pokazala da je najznačajnija komponenta koja sa rashodne strane bruto domaćeg proizvoda utiče na njegovo kretanje finalna potrošnja domaćinstava. Finalna potrošnja domaćinstava je istovremeno najznačajniji izvor rasta i pada ekonomske aktivnosti u sektoru trgovine i delu sektora prerađivačke industrije namenjenom finalnoj potrošnji. Bruto investicije u osnovne fondove predstavljaju izvor rasta i pada ekonomske aktivnosti u delu prerađivačke industrije namenjenom proizvodnoj potrošnji i u delu građevinarstva – visokogradnji. Kapitalni izdaci države predstavljaju značajan izvor rasta i pada u delu građevinarstva koji se bavi niskogradnjom.

Na slici 4.10. prikazano je kako su izvori finalne potrošnje domaćinstava uticali na nivo bruto domaćeg proizvoda i nivo kreditnog rizika.



Slika 4. 10. Uticaj izvora finalne potrošnje domaćinstava na nivo kreditnog rizika

Izvor: kompilacija autora

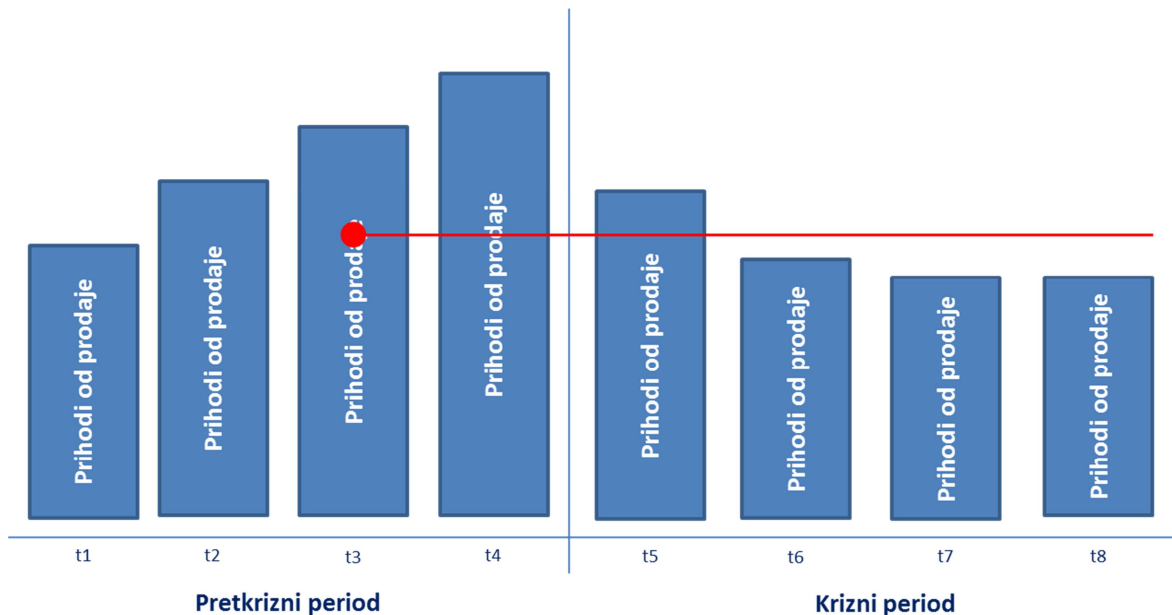
Legenda: UFZ – ukupni fond zarada, ST – socijalni transferi države i K – nestambeni krediti stanovništvu.

Detaljnijom analizom izvora finalne potrošnje domaćinstava, na prethodnim stranicama ovog dela rada, zaključili smo je pad ove kategorije u toku kriznog perioda bio posledica smanjivanja ukupnog fonda zarada i nešto blažeg smanjivanja nivoa socijalnih transfera – interno generisane potrošnje, kao i smanjenjem nestambenih kredita stanovništva – kreditno generisane potrošnje. Nivo interno generisane potrošnje i kreditno generisane potrošnje u pretkriznom periodu bio je dovoljan da obezbedi odgovarajući nivo finalne potrošnje i bruto domaćeg proizvoda, dok je pad vrednosti ovih kategorija u kriznom periodu uslovio pad nivoa bruto domaćeg proizvoda i porast nivoa kreditnog rizika. U pretkriznom periodu klijenti su imali bolje karakteristike u izmirivanju svojih kreditnih obaveza jer je nivo

ekonomske aktivnosti, podržan odgovarajućim nivoom finalne potrošnje domaćinstava tj. odgovarajućim nivoom interno i kreditno generisane potrošnje, omogućavao uredno servisiranje kreditnih obaveza. Do porasta nivoa kreditnog rizika u kriznom periodu došlo je usled nemogućnosti klijenata banaka da uredno servisiraju svoje kreditne obaveze, što je direktna posledica pada ekonomske aktivnosti tj. pada nivoa bruto domaćeg proizvoda i izvora rasta na kojima se zasnivao. Iz prethodnog proističe da je neodrživost određenih izvora rasta ekonomske aktivnosti u izmenjenim okolnostima, kao što su uslovi krize, uticao na porast nivoa kreditnog rizika banaka.

U nastavku ćemo se posvetiti analizi uticaja pada bruto domaćeg proizvoda na specifične faktore rizika, kao i analizi održivosti ekonomske aktivnosti u izmenjenim uslovima privređivanja kao načinu za izolovanje faktora kreditnog rizika u pretkriznom periodu.

Sagledavanje odnosa sistemskih i specifičnih faktora. Prethodno kvantitativno potvrđen uticaj pada *indeksa prihoda od prodaje* na porast verovatnoće neizvršenja obaveza dužnika predstavlja mikro nivo delovanja onih istih razloga i povoda koji se na makro nivou manifestuju kao pad bruto domaćeg proizvoda koji utiče na porast nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede. Zabeleženi nivo prihoda u pretkriznom periodu, kao i zabeležni nivo bruto domaćeg proizvoda u istom periodu, nisu održivi u slučaju izmenjenih poslovnih okolnosti do kojih dolazi usled delovanja određenih razloga. Sa mikro stanovišta svim privrednim društvima kod kojih se pad indeksa prihoda od prodaje prepoznaje kao razlog ulaska privrednog društva u status problematičnih zajedničko je da poseduju izraženu koncentraciju poslovnih prihoda u segmentima poslovanja koji nisu održivi u izmenjenim uslovima privređivanja. Uticaj izražene koncentracije poslovnih prihoda privrednih društava prema poslovnim aktivnostima koje nisu održive u izmenjenim uslovima privređivanja prikazan je na sledećoj slici.



Legenda

- Trenutak zaduživanja privrednog društva
- Minimalni nivo prihoda od prodaje koji omogućuje uredno servisiranje preuzetih kreditnih obaveza

Slika 4. 11. Koncentracija prihoda od prodaje i održivost u izmenjenim uslovima privređivanja

Izvor: kompilacija autora.

Plavi stubovi označavaju nivo prihoda od prodaje tokom posmatranog perioda, koji je podeljen na dve faze, pretkrizni period i krizni period. Pretkrizni period traje od t_1 do t_4 , dok krizni period traje od t_5 do t_8 . Crvena tačka u periodu t_3 označava trenutak kreditnog zaduživanja privrednog društva, a crvena linija minimalni nivo prihoda od prodaje privrednog društva koji održava novčani tok na nivou koji omogućuje uredno servisiranje preuzetih kreditnih obaveza. U trenutku zaduživanja, t_3 , dva perioda pre toga i dva perioda nakon toga, privredno društvo ima prihode od prodaje na nivou koji je iznad minimalnog nivoa potrebnog za uredno servisiranje preuzetih kreditnih obaveza. U toku kriznog perioda dolazi do pada prihoda od prodaje privrednog društva, tako da već u t_6 dolazi do pada

prihoda od prodaje ispod minimalnog nivoa potrebnog za uredno servisiranje kreditnih obaveza. Period t_6 predstavlja trenutak ulaska privrednog društva u status neizvršenja obaveza. Ovde se otvara pitanje šta je prouzrokovalo pad prihoda od prodaje privrednog društva koji je navedeno privredno društvo oterao u status neizvršenja obaveza. Iako govorimo o indeksu prihoda od prodaje kao specifičnom faktoru kreditnog rizika, najveći deo njegovog pada prihoda od prodaje se može objasniti delovanjem sistemskih faktora, poput pada bruto domaćeg proizvoda i razloga koji su doveli do pada bruto domaćeg proizvoda. Otuda imamo da je pad poslovne aktivnosti kod privrednih društava u trgovini i prerađivačkoj industriji bio posledica smanjivanja finalne potrošnje stanovništva, odnosno pada učešća ukupnog fonda zarada, socijalnih transfera i nestambenih kredita stanovništvu u ukupnoj finalnoj potrošnji stanovništva. U slučaju građevinskih preduzeća u oblasti visokogradnje pad prihoda od prodaje može biti doveden u vezu sa smanjenjem tržišnih cena nekretnina i manjim učešćem stambenih kredita u prodaji stanova. Privredna društva u oblasti niskogradnje svoj pad prihoda od prodaje najvećim delom mogu smatrati direktnom posledicom pada kapitalnih ulaganja države. Svim prethodno navedenim razlozima zajedničko je to što pad prihoda od prodaje privrednih društava nastaje kao posledica zajedničke osetljivosti sektora privrede kome pripadaju na izmenjene uslove privređivanja, odnosno osetljivosti primenjenog modela rasta navedenih sektora privrede na krizne uslove. Ipak, ne treba zanemariti činjenicu da postoje i određeni čisto specifični razlozi koji mogu dovesti do pada prihoda od prodaje ispod nivoa koji omogućuje uredno servisiranje kreditnih obaveza, a koji ponekad deluju i kombinovano sa sistemskim faktorima kreditnog rizika. Neki od čisto specifičnih razloga koji mogu uticati na pad prihoda od prodaje su: održivost retencione stope kod visoko granuliranih tržišta prodaje ili u slučaju tržišta prodaje baziranih na manjem broju poslova velike vrednosti - sposobnost zamene u perspektivi postojećeg posla poslom iste ili više vrednosti⁶⁹, gde je važno napomenuti da oba ova razloga važe pri nepromenjenim uslovima privređivanja. U slučaju značajne izmene opštih uslova privređivanja, kao što su krizni uslovi, pad prihoda od prodaje je

⁶⁹ Primer za to može biti šta je adekvatna zamena poslom iste ili više vrednosti u trenutku kada privredno društvo završi posao vezan za fiskalizaciju Srbije, obilaznicu oko Beograda, izgradnju nekog velikog stambenog kompleksa i sl. Zbog toga krupni poslovi i privredna društva koja su zasnovana na njima nose i određenu vrstu političkog rizika kao deo kreditnog rizika.

najvećim delom posledica delovanja sistemskih faktora i prenošenja njihovog dejstva na nivo specifičnih faktora.

Prethodno dva navedena čisto specifična razloga koji mogu uticati na pad prihoda od prodaje, ukoliko se izbriše generalna odrednica o opštim uslovima privređivanja kao diskriminacioni kriterijum koji opredeljuje da li su razlozi čisto specifične prirode ili posledica delovanja sistemskih okolnosti, mogu se u najširem smislu smatrati ključnim razlozima za nastanak kreditnog rizika na nivou privrednih društava. Stoga, smanjenje retencione stope, po broju klijenata ili vrednosti kupovine, može se smatrati generalno razlogom nastanka kreditnog rizika na nivou privrednog društva, koji se u uobičajenim uslovima privređivanja javlja kao posledica izgubljenog poverenja kupaca, a u bitno izmenjenim uslovima privređivanja kao posledica smanjivanja kupovne moći klijenata usled pada njihovih primanja ili smanjenog kreditiranja od strane banaka. Takođe, nemogućnost zamene posla drugim poslom iste ili više vrednosti u uobičajenim uslovima privređivanja može biti posledica izgubljenog poverenja dotadašnjih poslovnih partnera ili gubitka poslovne i lobističke moći, dok je u izmenjenim uslovima privređivanja to najčešće posledica pada investicija i sl.

U daljem toku rada posvetićemo se analizi uticaja krize na izmenu uslova privređivanja, proceni održivosti ekonomske aktivnosti u izmenjenim uslovima privređivanja i u kojoj meri je analiza održivosti ekonomske aktivnosti u funkciji ranog prepoznavanja problema – izolavanja faktora kreditnog rizika u pretkriznom periodu.

4.3.3. Izolovanje faktora kreditnog rizika u pretkriznom periodu

Izmenjeni uslovi privređivanja – analiza mehanizma pada bruto domaćeg proizvoda.

Deo bruto domaćeg proizvoda koji je determinisan nivoom finalne potrošnje domaćinstava, kao najznačajnijim pokretačem njegovog rasta i pada tokom posmatranog perioda, svojim kretanjem utiče na nivo kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije na način

da izvori rasta finalne potrošnje domaćinstava, poput ukupnog fonda zarada, socijalnih transfera države i kreditno generisanih izvora, usled pada utiču na smanjivanje finalne tražnje, umanjene prihoda privrednih društava i manju urednost u otplati kreditnih obaveza, što opredeljuje porast nivoa kreditnog rizika u sektoru privrede. Iz prethodno navedenog zaključujemo da postoje dva momenta u smanjenju bruto domaćeg proizvoda koja su relevantna za sagledavanje uticaja na nivo kreditnog rizika. Prvi momenat vezan je za smanjenje nivoa bruto domaćeg proizvoda koji za posledicu ima smanjivanje ukupnog fonda zarada, kroz smanjenje broja zaposlenih i/ili smanjenje prosečne neto zarade, gde su ta smanjenja prikaz redukcije troškova privrednih društava usled pogoršanja ekonomskih okolnosti. Drugi momenat je posledica prvog momenta i obuhvata smanjivanje finalne tražnje u sektorima privrede koji su okrenuti finalnoj potrošnji, poput sektora trgovine i dela prerađivačke industrije, što dovodi do daljeg pada bruto domaćeg proizvoda. Prethodno razvijenim ekonometrijskim modelima doveden je u vezu samo odnos između promena u nivou bruto domaćeg proizvoda i nivoa kreditnog rizika u drugom momentu, merenog nivoom problematičnih kredita u sektoru privrede. Stoga, treba imati u vidu da je u drugom momentu ispoljen kumulirani efekat promena u ekonomskoj aktivnosti na nivo kreditnog rizika. Ova vrsta efekta je potvrđena u drugom delu rada sagledavanjem dinamičkih odnosa kroz analizu dekompozicije varijanse greške predviđanja prilikom analize uticaja bruto domaćeg proizvoda na nivo problematičnih kredita tako što je uočeno da postoji izražen uticaj pada bruto domaćeg proizvoda u jednom periodu na pad domaćeg proizvoda u narednom periodu, kao i da porast nivoa problematičnih kredita u jednom periodu utiče na porast nivoa problematičnih kredita u narednom periodu.

Zbog svega prethodno navedenog relativno jednostavno je dovesti u deterministički odnos pad ekonomske aktivnosti i potrebu privrednog društva da zbog redukcije troškova između ostalog smanji i broj zaposlenih ili/i nivo neto zarada, kao i dalji uticaj takvog smanjenja na smanjenje tražnje za finalnom potrošnjom, što posledično utiče na pad bruto domaćeg proizvoda i rast problematičnih kredita. Međutim, ostaje otvoreno pitanje šta je dovelo do pada ekonomske aktivnosti koja je opredelila redukciju troškova u privrednim društvima tj. do pada ekonomske aktivnosti u prvom momentu. U davanju odgovora na prethodno

postavljeno pitanje dolazimo do dva ekonomska fenomena koji mogu objasniti pad bruto domaćeg proizvoda u prvom momentu: 1) preliivanja efekata iz zemalja koje su već bile pogođene krizom na našu ekonomiju po osnovu fizičke relacije domaćeg tržišta sa stranim tržištima, i 2) porasta neizvesnosti na domaćem tržištu usled izmenjenih i pogoršanih uslova privređivanja, što predstavlja bihejvioralni fenomen. Preliivanje efekata se manifestovalo na dva načina: a) kanalima realne ekonomije – smanjivanjem izvoza u zemlje pogođene kriznim dešavanjima⁷⁰, b) kanalima finansijske ekonomije – smanjivanjem priliva investicija u zemlju⁷¹. Porast neizvesnost na tržištu predstavlja reakciju svih vrsta investitora na vest o kriznim dešavanjima, što se najčešće ogleda u odlaganju ili smanjivanju investicija⁷² i tako dovodi do pada ekonomske aktivnosti u određenim sektorima privrede. Pored odlaganja ili smanjivanja investicija privrednih društava iz sopstvenih izvora, očigledno je i smanjenje raspoloživih sredstava za investiranje po osnovu bankarskih kredita, a na osnovu reakcije banaka, u smislu usporavanja, a potom i smanjenja, kreditne aktivnosti⁷³.

Prethodni zaključci izvedeni su samo na osnovu objašnjenja uticaja ukupnog fonda zarada, kao izvora finalne potrošnje domaćinstava, na kretanje jednog dela bruto domaćeg proizvoda i preko kretanja bruto domaćeg proizvoda na nivo kreditnog rizika. Ostali izvori finalne potrošnje domaćinstva koji imaju uticaj na pad jednog dela bruto domaćeg proizvoda i porast nivoa kreditnog rizika, poput socijalnih transfera države i nestambenih kredita stanovništvu, predstavljaju vid odgovora države i banaka na krizne uslove, i mogu

⁷⁰ U tabeli 3.3. i 3.4. jasno se može videti od početka krize došlo do smanjivanja izvoza i njegovog doprinosa rastu bruto domaćeg proizvoda.

⁷¹ Prema zvaničnim podacima sa sajta NBS u 2009. godini došlo je do smanjenje stranih direktnih ulaganja u našu zemlju na 1.373 miliona evra sa 1.820 koliko su iznosila 2008. godine. Tokom 2010. godine došlo je do daljeg smanjenja nivoa stranih direktnih ulaganja na nivo od oko 860 miliona evra.
Izvor podataka: http://www.nbs.rs/internet/cirilica/80/platni_bilans.html.

⁷² Na osnovu podataka o rashodnoj strani bruto domaćeg proizvoda, iznetih u tabelama 3.3. i 3.4., možemo videti da su ukupne investicije u toku 2009. i 2010. godine značajno pale i imale značajan doprinos padu bruto domaćeg proizvoda. Pre svega se izdvaja pad privatnih investicija i bruto investicija u osnovne fondove.

⁷³ Banke su odlagale smanjivanje kreditne aktivnosti u sektor privrede na samom početku perioda krize (do 2012. godine) ali takvo ponašanje nije nam pokazalo da je takva kreditna aktivnost uticala na ekonomski rast. Iz toga proizilazi da kreditna aktivnost prema sektoru privrede u prvim godinama krize nije reflektovana na ekonomski rast već ponajviše na podršku privrednim društvima u problemima. Ipak, određena vrsta prilagođavanja banaka novonastalim okolnostima primetna je kroz dosta niže stope rasta kreditne aktivnosti.

se smatrati bihejvioralnim elementom. Kada su banke u pitanju identična reakcija u kriznim uslovima ostvarena je i u slučaju stambenih kredita stanovništvu, kao izvoru rasta bruto investicija u osnovne fondove i pokretaču visokogradnje. U slučaju države isto ponašanje u kriznom periodu zabeleženo je i u pogledu nivoa kapitalnih izdataka, kao pokretaču ekonomske aktivnosti u oblasti niskogradnje. Takođe, ne treba zaboraviti i pad cena stambenih nekretnina u kriznom periodu.

Prethodna analiza obuhvata samo različite momente i uzroke kretanja ekonomske aktivnosti u izmenjenim uslovima privređivanja tj. objašnjenje mehanizma pada bruto domaćeg proizvoda u uslovima krize. Dobili smo neke odgovore na koji način je kriza uticala na izmenu uslova privređivanja kroz prikaz mehanizma pada bruto domaćeg proizvoda. U nastavku rada bavićemo se tematikom održivosti ekonomske aktivnosti u izmenjenim uslovima privređivanja.

Održivost ekonomske aktivnosti u izmenjenim uslovima privređivanja. Prethodna analiza pokazala je da do pada ekonomske aktivnosti, koji dovodi do porasta nivoa kreditnog rizika, dolazi u izmenjenim uslovima privređivanja. U našem slučaju, izmenjeni uslovi privređivanja, predstavljaju period krize odnosno silaznu fazu poslovnog ciklusa. Otvara se pitanje da li se u normalnim uslovima privređivanja sprovodi odgovarajuća analiza održivosti ekonomske aktivnosti u slučaju izmene određenih uslova privređivanja, kao i analiza uticaja tih izmena na porast nivoa kreditnog rizika?

Svako privredno društvo koje u pretkriznoj fazi ulazi u kreditno zaduženje, kao i banka koja sprovodi ocenu njegove kreditne sposobnosti, trebalo bi da visinu ukupnog kreditnog zaduženja privrednog društva opredele na osnovu održivog iznosa poslovnog prihoda. Održivi nivo poslovnog prihoda je nivo na koji poslovni prihod privrednog društva može doći u izmenjenim uslovima privređivanja. Nivo poslovnog prihoda i njegovo kretanje u pretkriznoj fazi poslovnog ciklusa ne bi trebali da budu preovlađujuće činjenice na osnovu kojih banka odobrava kredit privrednom društvu. Jedan od razloga koji dovodi do gubljenja

kreditne sposobnosti privrednog društva u uslovima krize je to što usled izmenjenih uslova privređivanja nivo poslovnih prihoda pada ispod održivog nivoa.

Održiv iznos poslovnog prihoda može se dobiti raščlanjivanjem strukture poslovnog prihoda i procenom koliko su pojedine komponente poslovnog prihoda osetljive na izmenu uslova privređivanja. Procena osetljivosti pojedinih komponenti poslovnog prihoda mogla bi se testirati primenom odgovarajućih stresnih scenarija. Kada u strukturi poslovnih prihoda dominiraju krupniji poslovi stresni scenario bi podrazumevao gubitak jednog ili nekoliko najvećih poslova. Kada su u pitanju izraženo granulirana struktura prihoda od prodaje, potrebno je prethodno definisati komponente koje čine prihod od prodaje. U slučaju trgovine primer takvih komponenti predstavljalo bi učešće prodaje u gotovini radno aktivnom stanovništvu, prodaje u gotovini penzionerima, prodaje na kredit i sl. Primer stresnog scenarija bilo bi sagledavanje nivoa poslovnog prihoda u slučaju pada prodaje na kredit za određeni procenat, pada prihoda u slučaju smanjenja zarada za određeni procenat i sl. Za razliku od prihoda koji su strukturirani od krupnih poslova kod prihoda koji su izraženo granulirani često nije lako doći do podataka o strukturi prihoda po komponentama ili dolazak do ovih podataka nekada predstavlja izuzetno kompleksan poduhvat. Zbog toga banka ima alternativu u analizi agregiranih podataka za navedeni sektor privrede, do kojih može doći ili na način koji je korišćen prethodno u radu – raščlanjivanjem komponenti rashodne strane bruto domaćeg proizvoda i utvrđivanjem izvora njihovog rasta, ili organizovanjem nezavisnih analiza tržišta za odabrani sektor privrede.

Posebno zahtevan zadatak u analizi osetljivosti poslovnog prihoda na izmenjene uslove privređivanja predstavlja definisanje realnih stresnih scenarija, što je posebno teško s obzirom na nedostatak prethodnih sličnih kriznih iskustava na lokalnom terenu. Pravljenje stresnih scenarija koji bi samo ispunili formu dovodi do male selektivnosti u odobravanju plasmana u pretkriznom periodu i to se ogleda u porastu nivoa kreditnog rizika u kriznom periodu. Definisanje izraženo strogih scenarija vodi većem odbijanju kreditnih zahteva u periodu privredne i kreditne ekspanzije, slabljenju pozicije banke u konkurentskoj trci i postavljanju ograničenja u realizaciji njenih komercijalnih ciljeva. Izražen porast nivoa

kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije tokom perioda krize pokazao je da stresna scenarija nisu primenjena ili nisu dovoljno efikasno primenjena u postupku kreditne analize banaka u pretkriznom periodu.

Uticaj izmenjenih uslova privređivanja na aktiviranje slabosti privrednih društava - analiza razloga i povoda za porast kreditnog rizika. U prethodnom delu rada analizirali smo na koji način je kriza uticala na izmenu uslova privređivanja kroz objašnjenje mehanizma pada bruto domaćeg proizvoda. Konstatovali smo da je izražen porast nivoa kreditnog rizika u periodu krize pokazao, između ostalog, da su se banke kreditno izložile prema klijentima iznad nivoa koji može podneti njihov prihod u izmenjenim uslovima privređivanja. Primenjena kreditna politika i politika upravljanja kreditnim rizikom banke pružila je osnov da se kreditiranjem takvih klijenata u pretkriznom periodu⁷⁴ preuzmu određene slabosti koje su se materijalizovale u izmenjenim uslovima privređivanja. Kroz dublju analizu strukture i izvora rasta bruto domaćeg proizvoda kao sistemskog faktora kreditnog rizika izolovali smo određene slabosti privrednih društava i sektora privrede koji su se aktivirali usled krizom izazvane izmene uslova privređivanja. Nakon prethodno iznetih zaključaka stvara se osnov da se definišu uzroci i povod za porast nivoa kreditnog rizika, posmatrano kroz objektiv sistemskih kategorija i na primeru pada bruto domaćeg proizvoda.

⁷⁴ Prethodna analiza je na odabranom uzorku poslovnih grupacija pokazala je da se bankarski sektor na kraju pretkriznog perioda značajno izložio prema klijentima koji će u periodu krize postati problematični – 90% ukupnog broja klijenata i oko 95% kreditne izloženosti.

Tabela 4. 19. Uzroci i povod za porast nivoa kreditnog rizika u kriznom periodu u uslovima pada nivoa bruto domaćeg proizvoda

Pokretači pada bruto domaćeg proizvoda	Uzroci porasta nivoa kreditnog rizika	Povod porasta nivoa kreditnog rizika
Pad finalne potrošnje domaćinstava	<p>Kreditna izloženost prema klijentima čije pogoršanje poslovanja i time uslovljeno rapidno smanjenje kreditne sposobnosti nastupa zbog:</p> <p>smanjenja ukupnog fonda zarada nastalog usled pogoršanja opštih uslova privređivanja</p> <p>reakcije države na pogoršanje opštih uslova privređivanja kroz redukciju nivoa socijalnih transfera</p> <p>reakcije banaka na pogoršanje opštih uslova privređivanja kroz redukciju nivoa nestambenih kredita stanovništvu</p>	<p>Pogoršanje opštih uslova privređivanja usled prelivanje efekata svetske finansijske krize na našu zemlju kroz realne i finansijske tokove, kao i time uslovljen porast neizvesnosti na domaćem tržištu.</p>
Pad bruto investicija u osnovne fondove	<p>reakcije banaka na pogoršanje opštih uslova privređivanja kroz redukciju nivoa stambenih kredita</p>	

	stanovništvu	
	reakcije tržišta na pogoršanje opštih uslova privređivanja kroz smanjenje cena nekretnina ili prolongiranje trenutka kupovine nekretnine	
Pad državnih investicija	reakcije države na pogoršanje opštih uslova privređivanja kroz smanjenje nivoa kapitalnih izdataka ili prolongiranje trenutka plaćanja obaveza za prethodno izvršene poslove	

Izvor: kompilacija autora.

Prethodno navedeni uzroci i povod predstavljaju samo razradu načina na koji je pad bruto domaćeg proizvoda uticao na porast nivoa kreditnog rizika, gde je porast nivoa kreditnog rizika objašnjen sa sistemskog aspekta. Pad bruto domaćeg proizvoda na nivou specifičnih faktora podrazumeva pad prihoda od prodaje određenih privrednih društava koji zbog toga ulaze u nemogućnost urednog servisiranja svojih kreditnih obaveza. Nivo kreditne zaduženost koju su ponela pojedina privredna društva nije bila u srazmeri sa nivoom poslovnog prihoda koji ta društva mogu ostvariti u izmenjenim uslovima privređivanja.

Prethodno izloženi fenomen može se posmatrati kao problem visoke vrednosti pokazatelja leveridža. Sličan zaključak nalazimo i u istraživanju na primeru analize NPL portfolija šest zemalja jugoistočne Evrope – Slovenija, Hrvatska, Srbija, Crna Gora, Rumunija i Bugarska (Demijan, 2016). Ovaj rad ne samo da koincidira sa ovde dobijenim rezultatima o uticaju visoke zaduženosti privrednih društava na porast kreditnog rizika u uslovima krize, nego se pojavljuje i još jedan sličan zaključak – o efektu prelivanja problema kod jedne grupe privrednih društava na druga privredna društva.

Ispoljavanje negativnog delovanja silazne faze poslovnog ciklusa, objašnjeno na prethodni način, predstavlja primarni proces generisanja rasta kreditnog rizika. Primarno generisani rast kreditnog rizika kroz kanal ekonomske povezanosti privrednih društava ima i svoj dodatni efekat - pogoršanje mogućnosti naplate potraživanja.

Iako kriza u proseku usporava naplatu u celom sistemu, smanjenje vrednosti individualnih koeficijenta obrta potraživanja od kupaca pokazuje probleme u naplati pojedinačnih privrednih društava. Prepoznati *problemi u naplati* kod pojedinih privrednih društava posledica su: prisutnog fenomena „overtradinga“ i prevelike koncentracije potraživanja u jednom ili nekoliko velikih kupaca koji su u uslovima krize došli u nemogućnost urednog plaćanja svojih obaveza.

Fenomen "overtradinga" ili neadekvatne kapitalne osnove (podkapitalizovanosti) kojom se finansira rast predstavlja jedan od pojmova kojima se može objasniti najveći deo problema u naplati ali i problema koji se reflektuju kroz druge pokazatelje. Rast prihoda neminovno vezuje gotovinu u većim zalihama i većim potraživanjima koji treba da podrže taj rast. Umesto da se to vezivanje posmatra kao dugoročno, što u osnovi jeste jer su ta sredstva dugoročno vezana kao i stalna, i finansira iz dugoročnih izvora, ono se finansira iz dobavljača i iz kratkoročnih kredita. Te obaveze brzo dospevaju te i mali problem na strani prihoda i primanja od naplate potraživanja proizvodi nemogućnost odogovra na te obaveze. Otežana mogućnost naplate nije jedina posledica "overtradinga", privredna društva suočena sa ovim problemom često pribegavaju i redukciji svojih poslovnih aktivnosti što utiče na smanjenje prihoda od prodaje. Stoga, fenomen "overtradinga" može se smatrati i specifičnim faktorom koji utiče i na pad indeksa prihoda od prodaje.

Izražena koncentracija potraživanja od kupaca u jednom ili nekoliko velikih kupaca predstavlja uzrok nastanka kreditnog rizika, dok izmenjeni uslovi privređivanja usled krize predstavljaju samo povod za ispoljavanje ovih rizika. Izražena koncentracija potraživanja od kupaca postoji uvek kada su potraživanja posmatranog privrednog društva u tom iznosu da

bi u slučaju finansijskih ili poslovnih teškoća kupca privredno društvo koje je poverilac došlo u probleme sa svojom kreditnom sposobnošću. Sama visina potraživanja od kupaca može biti uzrok pogoršanja kreditne sposobnosti poverioca i privredno društvo bi u cilju minimiziranja ovog rizika bilo primorano da sprovodi diversifikaciju svojih potraživanja od kupaca. Međutim, određene vrste posla (delatnosti) po svojoj prirodi nose potrebu da se prodaja obavlja putem plaćanja na odloženo i to koncentrisanom broju većih kupaca, tako da se koncentracija potraživanja mora prihvatiti kao sastavni rizik posla i diversifikacija potraživanja ne može biti adekvatno primenjena kao tehnika zaštite od rizika. U tom slučaju govorimo o postojanju izražene ekonomske povezanosti, gde su privredno društvo koje je klijent banke i banka u obavezi da kupce koji se smatraju ekonomski povezanim sa privrednim društvom tretiraju povezanim licima. Tretiranjem kupca kao povezanog lica podrazumeva obavezu da banka prilikom odobravanja kredita privrednom društvu uradi analizu pojedinačnih povezanih lica i grupe povezanih lica u smislu ocene njihove kreditne sposobnosti u redovnim i izmenjenim (stresnim) okolnostima. Privredno društvo i banka u obavezi su da ocene koliko je održiva kreditna sposobnost privrednog društva koje je klijent banke u slučaju izmenjenih okolnosti privređivanja u kojima bi pojedini veliki kupci posmatranog privrednog društva došli u nemogućnost da otplate kupljenu robu ili uslugu. Primenom ekonometrijskih modela u modeliranju sistemskih faktora kreditnog rizika u prethodnom delu rada kvantitativno je potvrđen uticaj problema u jednom privrednom društvu na ulazak u status problematičnih kredita drugog privrednog društva, čime je dokazano prisustvo efekta ekonomske povezanosti.

Imajući u vidu da govorimo o potraživanjima od kupaca i o problematici izražene koncentracije potraživanja od kupaca u nekoliko velikih kupaca, reč je o posmatranju privrednih društava koja za kupce imaju druga privredna društva (pravna lica). U tom slučaju ovaj specifični faktor kreditnog rizika vezujemo samo za one delove sektora privrede, koji su prepoznati kao nosioci kreditnog rizika, a svoju prodaju realizuju preko drugih privrednih društava. Dakle, u trgovini na veliko, građevinarstvu koje nudi usluge privredi i prerađivačkoj industriji koja nije namenjena finalnoj potrošnji.

Ovaj faktor kreditnog rizika je na neki način više sekundarnog karaktera, za razliku od indeksa prihoda od prodaje. Sekundarna priroda ovog faktora dolazi od toga što je neki okidač, koji je doveo privredno društvo u teškoću da otplati kupljenu robu ili usluge, već aktiviran i sada se kroz kanal ekonomske povezanosti ili izražene koncentracije zaraza širi sa takvog kupca na njegovog dobavljača – privredno društvo koje ima određeno kreditnog zaduženje kod banke. Dok je krizom prouzrokovano smanjenje prosečnog koeficijenta naplate (obrta potraživanja od kupaca) sistemska dimenzija ovog faktora kreditnog rizika, pogoršanja individualnih koeficijenata naplate iznad prosečnog koeficijenta naplate znak su delovanja specifičnih razloga.

4.4. Razlozi odloženog prilagođavanja kreditne aktivnosti u fazi recesije

Prethodna analiza pokazala je da je za pretkrizni period karakteristično dejstvo efekta finansijske akceleracije, gde je kreditna aktivnost pratila pozitivno kretanje privredne aktivnosti, i takvo kretanje kreditne aktivnosti ima sve karakteristike procikličnog kretanja. Nasuprot tome, u periodu krize pad ekonomske aktivnosti nije odmah praćen značajnijim redukovanjem kreditne aktivnosti već je došlo da odlaganja trenutka prilagođavanja kreditne aktivnosti kretanju ekonomske aktivnosti tj. poslovnog ciklusa. Iako je do pada ekonomske aktivnosti došlo već tokom 2008. godine do smanjenja kreditne aktivnosti dolazi tek u drugoj polovini 2012. godine, što predstavlja vremensko kašnjenje od oko 3,5 godina. Na uzorku 29 poslovnih grupacija koje smo prethodno analizirali došli smo do zaključka da je kreditna aktivnost prema ovim grupacijama rasla tokom perioda krize. Upravo to predstavlja dokaz postojanja rasta kreditne izloženosti prema problematičnim dužnicima u periodu krize, što predstavlja ispoljavanje faktora iz četvrte grupe. Prema kategorizaciji koja je definisana na početku ovog dela rada faktori iz četvrte grupe utiču na porast nivoa problematičnih dužnika tako što se povećava kreditna izloženost prema problematičnim dužnicima u periodu krize.

Potencijalni razlozi za odloženo prilagođavanje kreditne aktivnosti su sledeći:

a) objektivni razlozi:

- prosečan preostali rok otplate kredita prirodno onemogućava brzo prilagođavanje,
- stepen redukcije kreditne aktivnosti zavisi od efikasnosti u naplati dospelih kredita;

b) subjektivni razlozi:

- klijenti su previše veliki i banke svesno odlažu trenutak suočavanja sa problemom i očekuju oporavak, tako da je deo postojećih plasmana reprogramiran i restrukturiran, uz registrovan dodatni rast kreditnih aktivnosti prema potencijalno problematičnim klijentima,
- državne subvencije za odobravanje kredita na početku krize,
- određene regulatorne olakšice u pogledu restrukturiranja plasmana.

U godini ulaska finansijskog sistema u krizu postoji određeni prosečni preostali rok dospeća kredita koji su u portfoliju bankarskog sektora Republike Srbije. Ovo je objektivni razlog zbog koga prilagođavanje kreditne aktivnosti ne može da bude istog intenziteta kao silazno kretanje privredne aktivnosti. Ipak, dejstvo ovog razloga može se ispoljiti samo na način da je pad kreditne aktivnosti nešto umereniji od pada ekonomske aktivnosti ali ne može da objasni zašto je izostala redukcija kreditne aktivnosti kao prirodna reakcija banake u slučaju pada ekonomske aktivnosti.

Sam ulazak u krizu prirodno dovodi do pojave da veći broj klijenata kasni u otplati kredita i da ukoliko to kašnjenje pređe interno definisane limite banke takve plasmane proglašavaju dospelim. Ulazak dužnika u status dospelog potraživanja podrazumeva preduzimanje raznih aktivnosti banke na naplati potraživanja. Primena pojedinih načina naplate, poput naplate iz založenih nepokretnih ili pokretnih stvari, zahteva određeno vreme za realizaciju i efikasnost naplate, opredeljuje stepen u kome će se izloženost prema takvim dužnicima smanjiti i time opredeliti smanjenje nivoa kreditne aktivnosti. Snaga uticaja ovog razloga na odloženo prilagođavanje kreditne aktivnosti može se okvirno sagledati samo kroz sagledavanje rasta nivoa problematičnih kredita i efikasnosti u njihovoj naplati u kriznom

periodu, kao jedini zvanično evidentni pokazatelj dospelih plasmana nad kojima se moraju primeniti mere konačne naplate.

Na dan 30.09.2014. godine devet najvećih problematičnih dužnika (izloženost prema poslovnim grupacijama) činilo je oko 43,3% ukupnih NPL-ova u sektoru privrede, dok je 29 najvećih problematičnih dužnika činilo oko 60,9% ukupnih NPL-ova u sektoru privrede⁷⁵. Ovaj podatak dovoljno govori o tome da postoji visoka koncentracija problematičnih kredita i da su se kao problematični dužnici u sektoru privrede dobrim delom javljali veliki dužnici. U prvim mesecima i godinama krize banke su bile svesne da veliki dužnici iz njihovog portfolija predstavljaju veliki problem u slučaju da dođu u nemogućnost urednog servisiranja obaveza tako da su često posezale da umesto redukcije kreditne aktivnosti, koja bi vodila daljem pogršanju finansijskog stanja dužnika, pristupe reprogramiranju i restrukturiranju takvih plasmana, u nadi da će doći do oporavka klijenata. Od 2009. do kraja 2013. godine u proseku godišnje na nivou bankarskog sektora je reprogramirano i restrukturirano oko RSD 200 milijardi kredita godišnje (tabela 4.20.).

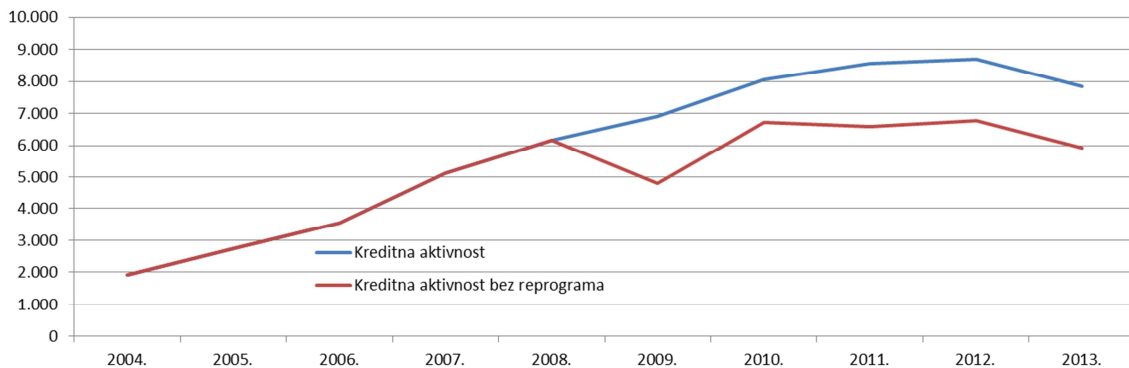
Tabela 4. 20. Iznos reprogramiranih i restrukturiranih plasmana na nivou bankarskog sektora u 000 RSD

Godina	Iznos kredita sa produženim rokom, reprogramiranih i restrukturiranih
2009.	201.741.248
2010.	140.386.001
2011.	207.254.096
2012.	218.424.777
2013.	220.244.930

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Ukoliko uključimo ovaj podatak o reprogramiranim i restrukturiranim kreditima i za taj iznos umanjimo nivo kreditne aktivnosti jasno ćemo videti da je već u 2009. godini došlo do pada kreditne aktivnosti kao prirodne reakcije na pad ekonomske aktivnosti (slika 4.12.).

⁷⁵ Izvor podataka: Narodna banka Srbije.



Slika 4. 12. Kreditna aktivnost po isključenju reprogramiranih plasmana (milioni EUR)

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Pored restrukturiranja i reprogramiranja plasmana banke su, svesne finansijske situacije kod nekih dužnika, često odobravale i nove plasmane reprogramiranim klijentima kako bi im donekle finansijski pomogle u prevazilaženju finansijskim problema, u iščekivanju da će problemi biti privremenog karaktera. Banke su bile suočene sa činjenicom da je priznavanje problema u poslovanju velikih klijenata poslednje što treba da urade. Banke su povećavale izloženost prema ovakvim dužnicima u kriznom periodu i to je dovoljna potvrda da je kreditna aktivnost prema klijentima kod kojih postoje određeni problemi (što potvrđuju urađeni reprogrami i restrukturiranja) bila prisutna. Ovo je jedan od razloga zbog kojih na slici 4.12. vidimo da je nakon 2009. godine ponovo došlo do određenog rasta kreditne aktivnosti, dok je najznačajniji razlog koji je u toku kriznog perioda uticao na rast kreditne aktivnosti bio program Vlade Republike Srbije kojim su odobravane subvencije za finansiranje privredne aktivnosti.

Od 2008. do 2013. godine postoji više uredbi Vlade Republike Srbije kojim su definisani uslovi i izdvojena posebna sredstva u budžetu za subvencionisanje kamatnih stopa na kredite koje banke plasiraju klijentima iz sektora privrede. Uredbom o uslovima za subvencionisanje kamatnih stopa za kredite za održavanje likvidnosti i finansiranje trajnih

obrtnih sredstava u 2009. godini⁷⁶ definisano je da se za potrebe subvencionisanja kamatnih stopa izdvoji iz budžeta oko RSD 4 milijarde. Na osnovu Uredbe o uslovima za subvencionisanje kamatnih stopa za kredite za održavanje likvidnosti i finansiranje trajnih obrtnih sredstava i za izvozne poslove u 2010. godini⁷⁷ izdvojeno je oko RSD 3,8 milijardi za subvencionisanje kamata na plasmane bankama privrednim društvima za trajna obrtna sredstva i održavanje likvidnosti. Uredbom o uslovima za subvencionisanje kamatnih stopa za kredite za održavanje likvidnosti i finansiranje trajnih obrtnih sredstava i za izvozne poslove u 2011. godini⁷⁸ predviđeno je oko RSD 1,9 milijardi za namene subvencionisanja kamata na kredite sektoru privredi. Uredbom o uslovima za subvencionisanje kamata za kredite za održavanje likvidnosti i finansiranje obrtnih sredstava i izvoznih poslova u 2012. godini⁷⁹ obezbeđeno je oko RSD 1,4 milijarde za potrebe subvencionisanja kamata na kredite banaka za sektor privrede. Pored navedenih uredbi kojima su obezbeđena sredstva za direktno subvencionisanje kamata po osnovu kredita za sektor privrede, postojale su i uredbе za subvencionisanje kamate po osnovu kredita za poljoprivrednu proizvodnju, kao i potrošačkih kredita i stambenih kredita. Oko 91% realizovanih kredita u bankama (podaci NBS) otišlo je velikim, malim i srednjim privrednim društvima, dok je samo ostatak otišao na preduzetnike i poljoprivrednike. Blizu 75% realizovanog iznosa kredita po osnovu subvencija završio je u sektoru trgovine i sektoru prerađivačke industrije, što još jednom pokazuje prepoznati značaj ovih sektora od strane banaka i države i daje potvrdu nalazima naše prethodne analize da su ovo bili sektori koji su pokretali ekonomsku i kreditnu aktivnost banaka i istovremeno bili nosioci najvišeg nivoa problematičnih kredita. Imajući u vidu da ne postoji dovoljno pouzdana statistika realizacije subvencionisanih kredita po bankama, osim činjenice da je realizacija ovih uredbi u svim navedenim godinama bila potpuna, kao i da se iz subvencija može pokriti kamata do visine maksimalne kamatne stope od 5%, daje input da se bar okvirno oceni godišnji iznos subvencionisanih kredita (tabela 4.21.).

⁷⁶ "Službeni glasnik RS", br. 9/2009, 34/2009, 36/2009, 47/2009 i 49/2009.

⁷⁷ "Službeni glasnik RS", br. 2/2010, 5/2010, 28/2010, 38/2010, 43/2010, 50/2010, 53/2010, 67/2010, 79/2010, 81/2010 i 94/2010.

⁷⁸ "Službeni glasnik RS", br. 1/2011, 61/2011 i 93/2011.

⁷⁹ "Službeni glasnik RS", br. 85/2012, 98/2012 i 116/2012.

Tabela 4. 21. Okvirni iznos subvencionisanih kredita po godinama u milijardama RSD

Godina	Iznos subvencije	Procenjeni iznos novoodobrenih kredita sa subvencionisanom kamatom
2009.	4	80
2010.	3,8	76
2011.	1,9	38
2012.	1,4	28

Izvor podataka: kompilacija autora.

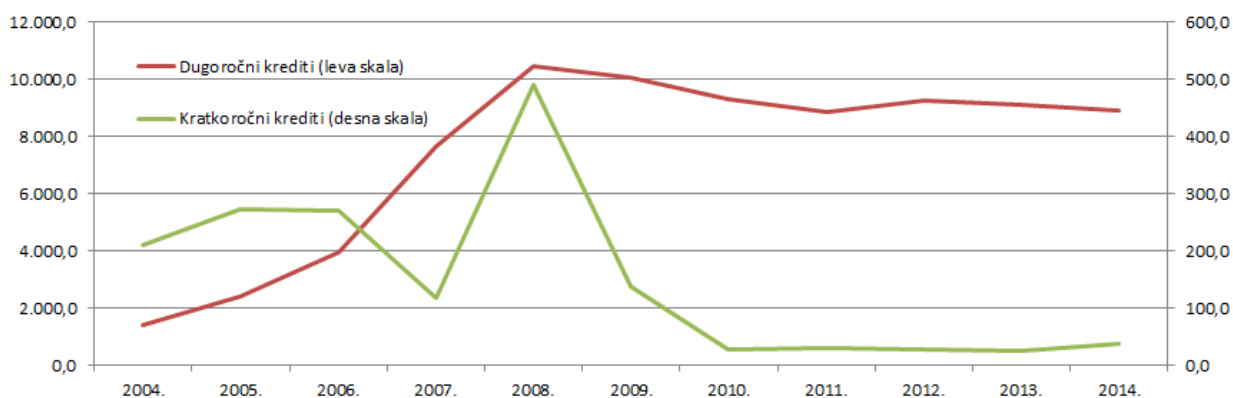
Ukoliko se nakon obračuna okvirnih vrednosti kredita koji su bili plasirani na osnovu subvencija po godinama vratimo na sliku 4.12. videćemo da je, uz reprogram i restrukturiranje, program subvencija bio izuzetno bitan faktor koji je uticao na kreditnu aktivnost bankarskog sektora prema privredi u kriznom periodu. Samo razlika u rastu kreditne aktivnosti u 2010. u odnosu na 2009. godinu (ilustrovano na slici 4.12.) od nešto malo više od 1 milijarde evra može čak blizu 75 do 80% biti objašnjena programom subvencija.

Narodna banka Srbije je, što je već prethodno pomenuto kao važan izolovan događaja kod ekonometrijskog modeliranja, izmenama podzakonske regulative, u sklopu svojih kontracikličnih mera, omogućila određene olakšice u pogledu restrukturiranja plasmana i time donekle potpomogla talas restrukturiranja bankarskih plasmana.

Ipak, sve prethodno navedeno nije dovelo do trajnog oporavka kreditne i, posledično, privredne aktivnosti. Instrumenti poput restrukturiranja, reprograma i subvencija, nisu dali željeni rezultat. Nakon dugog odlaganja i neke vrste odloženog prilagođavanja kreditne aktivnosti padu privredne aktivnosti, u drugoj polovini 2012. godine dolazi do primetnog

pada kreditne aktivnosti. Smanjenje kreditne aktivnosti u 2012. godini nastalo je delom zbog oduzimanja licenci banaka i prenosa loše aktive iz banaka na posebne entitete ali, bez obzira na to, od ovog trenutka je zabeležen zaokret u kreditnoj aktivnosti i njeno prilagođavanje već dugo prisutnim negativnim trendovima u kretanju ekonomske aktivnosti. Do kraja posmatranog perioda (kraj 2014. godine) negativni trendovi u ekonomskoj i kreditnoj aktivnosti nisu obuzdani.

Pored razmatranja kretanja kreditne aktivnosti domaćeg bankarskog sektora kako bi stekli celokupnu sliku o kretanju kreditne aktivnosti u različitim fazama poslovnog ciklusa dodatno ćemo pogledati kretanje kredita iz inostranstva. Krediti iz inostranstva odobreni privrednim društvima u Republici Srbiji u pretkriznom periodu imaju izražen rast, da bi u periodu krize došlo do njihove značajne redukcije (slika 4.13.).



Slika 4. 13. Krediti iz inostranstva odobreni privrednim društvima (milioni EUR)

Izvor: kompilacija autora, prema podacima NBS.

Reakcija inokreditora predstavlja tipičan primer procikličnog ponašanja. Inokreditori su na ulazak Republike Srbije u silaznu fazu poslovnog ciklusa reagovali smanjenjem kreditne aktivnosti prema domaćim privrednim društvima. Nasuprot tome, domaći bankarski sektor u silaznoj fazi poslovnog ciklusa nastavio je kreditiranje određenih privrednih društava koje će tokom kriznog perioda završiti u statusu problematičnih.

U nastavku rada bavićemo se analizom koji oblici ispoljavanja informacione asimetrije su bili prisutni u bankarskom sektoru tokom posmatranog perioda i da li se njihovo prisustvo može povazati sa zabeleženim nivoom kreditnog rizika.

V INFORMACIONA ASIMetriJA I NIVO KREDITNOG RIZIKA U USLOVIMA KRIZE – ANALIZA U BANKARSKOM SEKTORU REPUBLIKE SRBIJE

Informaciona asimetrija je imanentna finansijskim tržištima. Upravljanje rizicima u bankama i regulatorni standardi vezani za upravljanje rizicima predstavljaju konstantnu borbu sa informacionom asimetrijom. Finansijske krize predstavljaju svojevrsna realna stres testna scenarija kojima se ocenjuje i validira uspešnost primenjenih modela i pristupa za procenu rizika, odnosno koliko su primenjeni modeli za procenu rizika bili uspešni u borbi za informacionom asimetrijom. Takođe, to je prilika da se sagleda u kojoj meri je prisutna informaciona asimetrija doprinela preuzimanju rizika i uticala na slabost primenjenih pristupa za procenu kreditnog rizika.

Bankarski sektor u Republici Srbiji u kriznim uslovima pokazao je visok porast nivoa kreditnog rizika. U ovom radu nismo se eksplicitno bavili kvalitetom primenjenih modela za procenu kreditnog rizika u bankama u Republici Srbiji već se fokusiramo isključivo na pitanje prisustva izraženog informacionog jaza među učesnicima na tržištu koji je uticao na raspoloživost kvalitetnih i pouzdanih informacija neophodnih za adekvatnu procenu kreditnog rizika. Analizom bankarskog sektora Republike Srbije tokom posmatranog perioda, koji je uzet u obzir tokom kvantitativne analize, identifikovani su određeni razlozi kojima se može objasniti postojanje izražene informacione asimetrije usled nedovoljne raspoloživosti i kvaliteta raspoloživih informacija, neadekvatne regulisanosti određenih segmenata poslovanja, ponašanja učesnika i sl. Sve identifikovane razloge kategorisali smo u one koji objašnjavaju prisustvo izražene negativne selekcije i one koji potvrđuju prisustvo izraženog moralnog hazarda.

U cilju identifikacije razloga kojima se može objasniti postojanje izražene objektivne razlike u raspoloživosti informacija među učesnicima na tržištu (negativna selekcija) u nastavku istraživanja ocenili smo: 1) karakteristike finansijskog tržišta, 2) u kojoj meri je

raspoloživost opštih ekonomskih informacija dovoljna da se prepoznaju osnovni gradivni elementi ekonomskog modela, rasta i pada ekonomske aktivnosti, kao važne pretpostavke za razumevanje rizika mogućeg odstupanja realnih i finansijskih kretanja od očekivanih trendova, 3) u kojoj meri je kvalitet raspoloživih informacija za ocenu kreditnog rizika bio zadovoljavajući, 3) kvalitet primenjenog regulatornog okvira, u smislu umeravanja i obavezivanja banaka na primenu određenih pristupa pri proceni kreditnog rizika, 4) u kojoj meri je finansijska kriza, što je u teoriji odavno potvrđeno, u ovom konkretnom slučaju uticala na produblјivanje informacione asimetrije.

Identifikacija razloga kojima se može objasniti postojanje izraženog moralnog hazarda na tržištu sprovedena je analizom ponašanja ključnih učesnika, poput regulatora, države, banaka i međunarodnih organizacija.

5.1. Opšte karakteristike finansijskog tržišta i informaciona infrastruktura tržišta

Opšte karakteristike finansijskog tržišta. U razmatranje smo uzeli samo dve karakteristike finansijskog tržišta koje mogu biti dovedene u direktnu vezu sa distribucijom informacija na tržištu: nivo opšte razvijenosti tržišta hartija od vrednosti i postojanje javno dostupnih informacija o kreditnom rejtingu. Nedovoljna razvijenost tržišta hartija od vrednost u Republici Srbiji, gde samo mali broj privrednih društava ima akcije kojima se aktivno trguje, ne postoje složeniji finansijski instrumenti i tržišni indeksi iz kojih bi se mogli očitavati rezultati i kretanja određenih ekonomskih delova, opredeljuju da ovakva tržišta budu informaciono inferiornija u odnosu na više razvijena tržišta. Činjenica da privredna društva u Republici Srbiji nemaju rejting međunarodnih rejting agencija uskraćuje učesnike na tržištu jedne od informacija koja može biti relevantna u donošenju ovih odluka. Izdvojene dve karakteristike domaćeg tržišta ukazuju nam da finansijsko tržište u Republici Srbiji, uključujući i bankarski sektor, nude učesnicima u proseku manju raspoloživost informacija u odnosu na tržišta u razvijenim zemljama. To možemo smatrati

potvrdom da je prosečan učesnik na ovakvom tržištu informaciono inferiorniji u odnosu na učesnike na razvijenim finansijskim tržištima. Međutim, ne možemo a priori konstatovati da je ovaj zaključak nešto čime možemo objasniti da su banke u zemljama sa izraženijom informacionom asimetrijom podložnije preuzimanju višeg nivoa kreditnog rizika, što nije predmet istraživanja u ovoj disertaciji. Cilj analize opštih karakteristika tržišta, gde smo prethodno izdvojili dve osobene crte domaćeg tržišta, više nam služi kao dokaz da su učesnici na domaćem tržištu umesto očitavanja informacija sa tržišta više usmereni na konvencionalne izvore informisanja, zvaničnu statistiku i pojedinačne finansijske izveštaje. Na dalje ćemo se baviti uglavnom problematikom informacione asimetrije iz ugla učesnika koji koristi informacije prikupljene na konvencionalan način.

Informaciona infrastruktura. Raspoloživost i kvalitet informacija predstavljaju ključne činioce informacione infrastrukture tržišta. Adekvatna informaciona infrastruktura tržišta je prvi preduslov da se minimizira informacioni jaz među učesnicima na tržištu i obezbede preduslovi za adekvatnu procenu rizika. Informaciona infrastruktura sastavljena je od opštih (sistemskih) informacija o ukupnog kretanju ekonomske aktivnosti i pojedinačnih (specifičnih) informacija o ekonomskoj aktivnosti klijenta banke. U matrici 4.20. ukazano je na potencijalne probleme u informacionoj infrastrukturi bankarskog sektora Republike Srbije koji se mogu odraziti na produbljivanje informacionog jaza među učesnicima na tržištu i time oslabiti mogućnost banaka za adekvatnu procenu kreditnog rizika.

Tabela 5. 22. Matrica potencijalnih problema u informacionoj infrastrukturi tržišta

Vrsta podataka/Dimenzija posmatranja	Raspoloživost informacija	Kvalitet informacija
Opšte informacije	•	
Specifične informacije		•

Izvor: kompilacija autora.

Primarni problem kod opštih informacija je njihova raspoloživost na dubljim nivoima analitičkog raščlanjivanja. Kvalitet raspoloživih opštih informacija nije prepoznat kao

značajniji problem u informacionoj strukturi tržišta. U segmentu specifičnih informacija najveći problemi se vezuju za kvalitet raspoloživih informacija, dok se raspoloživost informacija ovog tipa može smatrati prihvatljivom.

Ocena raspoloživosti opštih informacija za procenu kreditnog rizika. U ovom kontekstu govorimo o opštoj raspoloživosti informacija tj. o javnoj dostupnosti informacija neophodnih za ocenu kreditnog rizika. Opšta raspoloživost informacija odnosi se na javno dostupne podatke o ekonomskoj aktivnosti na tržištu, što obuhvata zvaničnu statistiku i druge javno raspoložive izvore. U prethodnom delu rada primenom kvantitativnih modela identifikovali smo sistemske i specifične faktora kreditnog rizika i kada smo krenuli dublje u analizu razloga koji su doveli do ispoljavanja ovih faktora kreditnog rizika već smo naišli na probleme sa dostupnošću i raspoloživošću informacija. Kada kroz analizu pođemo od nečega što je kvantitativno potvrđeno, poput uticaja pada bruto domaćeg proizvoda na porast problematičnih kredita, kroz javno dostupne izvore možemo doći do informacija koji su sektori privrede imali ključni doprinos padu ekonomske aktivnosti i rastu problematičnih kredita, kao i koje su komponente rashodne strane bruto domaćeg proizvoda imale najznačajniji doprinos. Međutim, svaka dalja analiza, u smislu koje su komponente rashodne strane bruto domaćeg proizvoda bile faktor rasta i potom pada ekonomske aktivnosti prethodno identifikovanih sektora privrede i kakav je međusobni uticaj sektora privrede (input-output tabele) nije javno dostupna širokom krugu korisnika. Na osnovu raspoloživih podataka nije lako utvrditi osnovne gradivne elemente ekonomskog modela, rasta i pada ekonomske aktivnosti, na osnovu čega bi se lakše mogli oceniti rizici i moguća odstupanja realnih i finansiskih kretanja od pretpostavljenih trendova. Analiza ove vrste je sprovedena u ovom delu rada, ali istraživanjem i ukrštanjem podataka iz više različitih izvora, zbog odsustva javne dostupnosti istih ili zbog rasejanosti i nepripremljenosti podataka, što ih u najboljem slučaju čini teško upotrebljivim. Posebno je neophodno napomenuti da je ova analiza sprovedena ex post i da je raspoloživost ovih podataka bila još veći problem u trenutku preuzimanja kreditnog rizika tokom predkriznog perioda. Sve navedeno nam ukazuje da je do preuzimanja rizika od strane banaka u uslovima ovakvih ograničenja u raspoloživosti podataka i manjka informacija koje bi nam pomogle da

saznamo šta su pokretači ekonomskog rasta i pada. Preuzimanje kreditnog rizika kroz agresivan kreditni rast u pretkriznom periodu sprovedeno je u uslovima izražene „informacione magline“, gde postoji velika razlika između realnog kretanja ekonomske aktivnosti, sa jedne strane, i raspoloživih opštih informacija o ekonomskom kretanju, sa druge strane. Odluke o preuzimanju rizika koje su donošene samo na osnovu opšte raspoloživih informacija o ekonomskim kretanjima, donošene su u uslovima nepoznavanja osnovnih gradivnih elemenata ekonomskog modela, bez poznavanja ključnih pokretača rasta i pada ekonomske aktivnosti kao nužne pretpostavke za sagledavanje mogućih rizika koji mogu nastupiti u izmenjenim uslovima privređivanja, uključujući i podatke po granama privrede.

Ocena kvaliteta raspoloživih specifičnih informacija za procenu kreditnog rizika. Informacije o pojedinačnim klijentima od značaja za procenu kreditnog rizika čine informacije koje služe za ocenu primarne kreditne sposobnosti klijenta – informacije iz finansijskih izveštaja, i informacije koje služe za ocenu sekundarne kreditne sposobnosti – informacije o vrednosti kolaterala.

Od 2013. godine, formiranjem Odbora za javni nadzor nad obavljanjem revizije u skladu sa Zakonom o reviziji, tek formalno je započet proces kontrole kvaliteta rada društava za reviziju, u smislu provere kvaliteta izrađenih revizorskih mišljenja, i planirano je da ovaj proces kontrole kvaliteta vremenom bude unapređivan. U najvećem delu posmatranog perioda, počevši od 2004. godine do 2013. godine, nije postojao sistemski uspostavljen sistem kontrole kvaliteta revizorskih mišljenja tj. kvaliteta rada društava za reviziju, što je predstavljalo dovoljan prostor da područje finansijskog izveštavanja privrednih društava posmatramo nedovoljno kontrolisano, tako da informacije koje uzimamo iz finansijskih izveštaja ne budu dovoljno pouzdane. Upravo na tim činjenicama možemo zasnovati postojanje izražene informacione nejednakosti između klijenta banke – privrednog društva koje raspolaže odgovarajućim podacima o svom poslovanju, sa jedne strane, i onoga što se nađe u finansijskom izveštajima privrednog društva koji koriste banke i drugi zainteresovani subjekti, sa druge strane.

Nužno je napomenuti da i kvalitet sastavljanja finansijskih izveštaja banaka utiče na prisutni nivo informacione asimetrije. Izdvajamo rad koji se bavi problematikom uticaja načina sastavljanja finansijskih izveštaja banaka na pojavu krize, sa posebnim osvrtom na pitanje fer vrednosti (Todorović, Pantelić, 2010), kao i rad koji se bavi bihejvioralnim aspektom posmatranja problematike fer vrednosti (Todorović, 2012).

Procene vrednosti kolaterala u periodu posmatranja u ovom radu sprovodile su se u skladu sa uspostavljenom lokalnom praksom, što je podrazumevalo da dobijeni izveštaj o proceni ne sadrži konstataciju da su procene urađene u skladu sa nekim od međunarodno primenjenih standarda u ovoj oblasti. Država je prepoznala potrebu da bolje uredi ovu oblast, tako da je ministarstvo finansija Republike Srbije izradilo i na javnu raspravu tokom 2015. godine uputilo nacrt Zakona o uređenju profesije procenitelja vrednosti nepokretnosti. Pomenuti nacrt definišu postupak procene u skladu sa standardima Evropske grupe udruženih procenitelja (The European Group of Valuers' Associations – TEGoVA) i obavezu da procenitelji moraju imati jedan od tri međunarodna sertifikata: Priznati evropski procenitelji (Recognised European Valuer – REV), Član Kraljevske organizacije geodeta za procene nekretnina (Registered Valuer Member of The Royal Institution of Chartered Surveyors - MRICS) i Član instituta za procenu (Member of Appraisal Institute – MAI). Činjenica da je u periodu našeg posmatranja procenjivanje nepokretnosti sprovedeno primenom pristupa koji nisu u skladu sa međunarodnim standardima, pruža dovoljno prostora da zaključimo kako kvalitet procena nije bio zadovoljavajući. To je uticalo da se u velikoj meri izgubi značajnost kolaterala u umanjenju prisutne informacione asimetrije. Odsustvo javnih baza kolaterala iz kojih bi se lako mogle čitati informacije o promenama vrednosti kolaterala dodatno utiče na to da kvalitet informacije o proceni kolaterala nema adekvatnu upotrebu u postupku donošenja poslovnih odluka i preuzimanju i proceni rizika.

Regulatorni okvir i prudenciona politika kao važni činioci informacione infrastrukture tržišta. U ovoj tački fokus razmatranja pomeramo na regulatorni okvir koji se odnosi na prudencionu superviziju, kojim se definišu regulatorni standardi za procenu

rizika i obračun kapitalnih zahteva. Kada u kontekstu analize informacione asimetrije na domaćem tržištu razmatramo regulatorni okvir prudencione supervizije opažamo postojanje statičke i dinamičke dimenzije. Statička dimenzija odnosi se na posmatranje koji regulatorni okvir i prudenciona politika su bili primenjeni u toku perioda posmatranja uzetog u ovom istraživanju. Dinamička dimenzija se odnosi na regulatorne izmene koje su se dešavale tokom istog perioda.

Sve do 2011. godine kada je donošenjem odgovarajućih propisa od strane Narodne banke Srbije uveden Bazel II standard, u bankarskom sektoru Republike Srbije za potrebe obračuna kapitalnih zahteva za kreditni rizik primenjivan je Bazel I standard. Do 2008. godine centralno mesto u regulativi za procenu kreditnog rizika zauzimali su propisi koji obavezuju na klasifikaciju aktive banke i formiranje odgovarajućih rezervi radi zaštite od rizika. Tokom 2008. godine uveden je prvi paket propisa koji detaljnije definiše standarde vezane za upravljanje rizicima u bankama⁸⁰. Stoga, možemo reći da je sve do 2008. godine, u periodu privredne i kreditne ekspanzije, u bankarskom sektoru Republike Srbije postojao manje kompleksan regulatorni okvir za procenu rizika i sve do 2011. godine manje zahtevan regulatorni standard za obračun kapitalnih zahteva za procenjene rizike. Ovo ne znači a priori da su manje zahtevni standardi bili neodgovarajući regulatorni alat za borbu sa visokim apetitima banaka u periodu ekspanzije, ali ukazuje da je područje upravljanja rizicima u bankama bilo slabije regulisano, gledano kroz perspektivu standarda koji su kasnije primenjivani i koji ne samo da obavezuju banke na primenu složenijih postupaka i metoda za procenu kreditnog rizika već definišu i brojne zahteve u vezi korporativnog upravljanja u bankama. Takođe, neophodno je napomenuti i da je usvajanjem dve direktive Evropske unije tokom 2006. godine, Capital Requirements Directive 2006/48/EC i Capital Requirements Directive 2006/49/EC, započeo proces implementacije Bazel II standarda u Evropskoj uniji. Ova činjenica dodatno potvrđuje da postoji vremenski razmak između 2006. i 2011. godine u kome je regulatorni okvir u bankarskom sektoru Republike Srbije bio manje zahtevan u odnosu na regulatorni okvir koji je primenjivan u Evropskoj uniji. Navedena konstatacija nije toliko bitna sa stanovništa kašnjenja koliko iz pozicije da je

⁸⁰ http://www.nbs.rs/internet/cirilica/55/55_2/index.html

regulatorni standard koji je nastao na iskustvima iz prethodnih kriza i upravljanja rizicima, u bankarskom sektoru Republike Srbije na određeni način zakasnio, i za razliku od zemalja Evropske unije gde je primenjen jednim manjim delom i u pretkriznim godinama, kod nas je primenjen nekoliko godina nakon početka finansijske krize.

Sve prethodno navedeno u vezi regulatornog okvira odnosi se na regulatorni okvir u delu mikroprudencione politike. Prvi koraci na formiranju posebne funkcije u Narodnoj banci Srbije koja će se baviti makroprudencionom supervizijom preduzeti su 2011. godine i početkom 2012. godine formiran je organizacioni deo koji se bavi finansijskom stabilnošću. Period pre formiranja funkcije koja će se baviti makroprudencionom politikom obeležila su dva momenta: 1) postojanje određenih elemenata makroprudencione politike u regulativi koja definiše oblast mikroprudencione politike, poput mera kojima je limitiran rast kredita stanovništvu u odnosu na visinu regulatornog kapitala, primena LTV (Loan To Value) i DTV (Debt To Income) racia, obaveznog učešća ili depozita kod odobravanja kredita stanovništvu i 2) odsustvo svih drugih vrsta kontracikličnih mera tokom predkriznog perioda kojima bi se mogao obuzdati nabujali kanal kreditiranja osetljivih segmenata privrede. Izostanak kontakličnih mera usmerenih na kreditnu aktivnost prema sektoru privrede u pretkriznom periodu omogućio je mnogo veće preuzimanje rizika u pretkriznom periodu i prelivanje efekata tako preuzetih rizika u periodu krize. Tek sa formiranjem posebnog organizacionog dela nadležnog za poslove finansijske stabilnosti, u periodu nakon već ispoljenih efekata finansijske krize, stvorili su se uslovi za definisanje makroprudencionog okvira i definisanje adekvatnih mera koje mogu delovati kontaklično u datim okolnostima.

Sve prethodno navedeno predstavlja statičku dimenziju posmatranja regulatornog okvira i prudencione politike. Regulatorne izmene kao primer dinamičke dimenzije posmatranja predstavljaju bihejvioralni aspekt i biće posebno razmotrene.

5.2. Oblici ispoljavanja informacione asimetrije i uticaj na nivo kreditnog rizika: analiza ponašanja banaka

U prethodnim delovima rada, pregledom referentne literature, konstatovali smo da se u mikroekonomskoj teoriji bankarstva navodi da je ključna uloga banaka u ublažavanju informacione asimetrije. Postojanje finansijskih posrednika vidi se kao mogućnost da se umanju informaciona asimetrija u odnosu na situacije kada učesnici na tržištu imaju direktan pristup finansiranju. Pristupi koje banke primenjuju za procenu kreditnog rizika predstavljaju sredstvo pomoću koga banke umanjiti prisutnu informacionu asimetriju.

Zabeležni nivo kreditnog rizika u periodu krize posledica je delovanja određenih sistemskih i specifičnih faktora rizika, što je kvantitativno potvrđeno i posebno analizirano u prethodnim delovima ovog rada. Postojanje faktora rizika koji se kvantitativno potvrđeni u prethodnom delu rada i koji se mogu dovesti u vezu sa moralnim hazardom banaka predstavljaju implicitni dokaz prisustva izražene informacione asimetrije u bankarskom sektoru Republike Srbije. U ovom delu rada usredsredićemo se na analizu koja će nam potvrditi da li su pojedini izdvojeni faktori kreditnog rizika odgovarajući dokaz prisustva informacione asimetrije.

5.2.1. Kvantifikovani efekat ekonomske povezanosti kao dokaz prisustva moralnog hazarda banaka

U postupku identifikacije sistemskih faktora kreditnog rizika primenom ekonometrijskog modeliranja došli smo do zaključka da porast problematičnih privrednih društava u jednoj grupi dužnika dovodi, sa određenim vremenskim razmakom, do porasta problematičnih privrednih društava u drugoj grupi dužnika. Na osnovu prethodno dobijenih rezultata dekompozicije varijanse greške predviđanja možemo konstatovati da se na kraju prvog kvartala 46,5% porasta problematičnih kredita u sektoru privrede može objasniti sopstvenim kretanjem, kao i da se ovaj uticaj vremenom povećava i na kraju druge godine

iznosi 56,4%. Zaključili smo da je reč o efektima ekonomske povezanosti tj. uticaju ekonomske povezanosti klijenata na taj način što ulazak jednog privrednog društva u status problematičnog dužnika uzrokuje ulazak u status problematičnih i sa njim ekonomski povezanih lica. Snaga ovog uticaja, kao što smo prethodno videli, je tolika da se ekonomska povezanost može smatrati faktorom koji može objasniti od 46,5 do 56,4% porasta problematičnih kredita u sektoru privrede u horizontu od dve godine. U kasnijoj analizi, uvođenjem varijable problematični dužnici u stečaju (privredna društva u stečaju) dodatno je potvrđena značajnost faktora ekonomske povezanosti privrednih društava u objašnjenju nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede. Porast problematičnih kredita u statusu stečaja predstavlja faktor pomoću koje se može objasniti oko 17% porasta problematičnih kredita u sektoru privrede. Po osnovu uključivanja problematičnih dužnika u statusu stečaja kao varijable došlo je do povećanja procenta kojim se može objasniti porast problematičnih kredita u sektoru privrede po osnovu uticaja ekonomske povezanosti na 51,2% nakon prvog kvartala i 64,6% na kraju druge godine. Ovi rezultati nam pokazuju da do prvog uticaja na porast nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede dolazi usled pada bruto domaćeg proizvoda, a da se nakon toga izuzetno snažan uticaj na porast problematičnih kredita realizuje kroz uticaj ekonomske povezanosti privrednih društava.

Međunarodni standardi i domaći propisi u oblasti upravljanja rizicima obavezuju banke da u kontekstu utvrđivanja povezanih lica pored vlasničke i upravljačke povezanosti moraju sagledati i postojanje ekonomske povezanosti. U tom smislu, ekonomska povezanost predstavlja postojanje dovoljno snažne ekonomske veze između dva privredna društva tako da bi pogoršanje poslovnog i finansijskog stanja jednog privrednog društva imalo materijalno značajne posledice na drugo privredno društvo. Prethodni kvantitativni dokazi jasno ukazuju prisustvo ovakve vrste ekonomske povezanosti koja nije adekvatno prepoznata od strane banaka u postupku odobravanja kredita. Postojanje efekta ekonomske povezanosti identifikovano je ex post, analizom posledica, i dovođenjem u vezu posledica sa faktorima kojima se one mogu objasniti.

Banke su u obavezi da definišu postupke i procedure za identifikaciju povezanih lica i da ih pravilno primenjuju. Nezavisno od toga da li do efekta ekonomske povezanosti na porast problematičnih kredita u sektoru privrede dolazi zbog nepostojanja adekvatnih postupaka i procedura za identifikaciju povezanih lica ili odsustva njihove primene, potvrđena materijalna značajnost ovog fenomena na nivou celokupnog bankarskog sektora⁸¹ ukazuje da ova odstupanja nisu bila izolovan slučaj. Otuda, ovakvi efekti mogu doći samo od generalno opredeljenog pristupa identifikaciji povezanih lica po kojem je kriterijum ekonomske povezanosti privrednih društava značajno i masovno zanemaren. Materijalno značajno i masovno ispoljavanje ovih slučajeva potvrđuje da se navedeno ponašanje banaka može tretirati samo kao određena vrsta moralnog hazarda. Standardi za procenu rizika prepoznaju moralni hazard kao jedan od ključnih pokretača (driver) rizika nesavesnog ponašanja (conduct risk), a rizik nesavesnog ponašanja kao vrstu operativnog rizika. Analizom sistemskih determinanti kreditnog rizika u sektoru privrede utvrđeno je da se kao značajan faktor pojavljuje ekonomska povezanost privrednih društava, što je dokaz preliivanja operativnog rizika u kreditni rizik, kao i da je takav operativni rizik proizašao iz rizika nesavesnog ponašanja banaka - moralnog hazarda.

U slučaju da je ekonomska povezanost adekvatno izolovana kao faktor kreditnog rizika u postupku odobravanja kredita tj. da banka poseduje model za procenu kreditnog rizika koji bi sproveo takvu selekciju plasmana da budu odbačeni svi klijenti kod kojih je uticaj ekonomske povezanosti značajan, nivo problematičnih kredita u sektoru privrede bio bi manji od 46,5 do 56,4%. Prisustvo izražene informacione asimetrije koja se ispoljila u obliku moralnog hazarda banaka uticalo je u značajnoj meri na zabeležni nivo problematičnih kredita u sektoru privrede.

Imajući u vidu materijalnu značajnost ove pojave i činjenicu da se je materijalna značajnost zabeležena na nivou bankarskog sektora, pored nespornog moralnog hazarda banaka otvara se pitanje moralnog hazarda regulatora koji je tolerisao u periodu kreditne

⁸¹ Analiza je sprovedena za sektor privrede na nivou celokupnog bankarskog sektora bez razmatranja na nivou pojedinačnih banaka.

ekspanzije (pretkrizni period) da se definisani standardi za identifikaciju povezanih lica, u delu vezanom za kriterijum ekonomske povezanosti, u značajnoj meri ne primenjuju u bankarskom sektoru. Prethodna konstatacija predstavlja dokaz nedovoljne efikasnosti regulatornih standarda i njihove primene u borbi protiv informacione asimetrije.

5.2.2. Sklonost precenjivanju dobre aktive kao oblik ispoljavanja moralnog hazarda banaka

Rezultati ekonometrijskog modeliranja u delu specifičnih faktora na nivou banke pokazali su da se kao značajan faktor kreditnog rizika izdvaja indikator precenjenosti dobre aktive. Na osnovu izračunavanja marginalnih efekata zaključeno je da povećanjem indikatora precenjenosti dobre aktive za 1 dolazi do porasta verovatnoće da pokazatelj adekvatnosti banke padne ispod zakonom propisanog nivoa za oko 30% (logit model) i oko 36% (probit model).

Podsećanja radi, indikator precenjenosti dobre aktive pokazuje razliku u klasifikaciji ukoliko je posmatrana banka bolje klasifikovala određenog klijenta u odnosu na to kako je klasifikovan klijent u hipotetičkoj referentnoj banci. Hipotetička referentna banka je banka iz bankarskog sektora koja klijenta klasifikuje dovoljno konzervativno. Pravila za klasifikaciju klijenata treba da budu ujednačena i svaka druga razlika u klasifikaciji je neopravdana. U uslovima kada postoji neka banka u bankarskom sektoru koja problematične klijente ispravno klasifikuje u lošu bonitetnu kategoriju, što je u osnovi izloženog modela hipotetičke referentne banke na osnovu koje se utvrđuje navedeni indikator, banke se svesno odriču mogućnosti da dođu do takve informacije ili namerno takvu informaciju zaobilaze. Ova činjenica upravo ukazuje na prisustvo sklonosti banaka da određene klijente klasifikuju bolje nego što bi trebale, što predstavlja očigledan dokaz moralnog hazarda banaka.

Banke koje su u krizu ušle sa niskim nivoom kapitala privremeno pokazuje sklonost ka netačnom prikazivanju statusa svojih klijenata i ovaj nalaz se podudara sa nalazima nekih

drugih istraživanja koja pokazuju prisustvo moralnog hazarda banaka kod banaka sa niskim nivoom kapitala (Salas & Saurina, 2002; Jimenez & Saurina, 2005 i sl.).

Imajući u vidu da regulator propisuje pravila za klasifikaciju klijenata i ima pravo da izvrši proveru u kojoj meri su ova pravila ujednačeno primenjena u bankama, postojanje neopravdane razlike u klasifikaciji klijenata predstavlja dokaz odsustva sveobuhvatne intervencije regulatora i prihvatanja ovakog ponašanja banaka. Stoga možemo reći da je moralni hazard banaka u ovom slučaju nastao i održavao se i zbog prisutne tolerantnosti regulatora tj. da regulator svojim pristupom nije bio dovoljno efikasan u otklanjanju određenih oblika informacione asimetrije.

5.2.3. Upotreba kolateralala u funkciji umanjenja informacione asimetrije

U literaturi je dugo vremena učvršćeno stanovište da kolateral ima značajnu funkciju u umanjenju informacione asimetrije i postoje primeri empirijskih istraživanja kojima je to dokazano (Chan & Kanatas, 1985). Zbog mogućnosti da postoji razlika u informisanosti između banke i klijente u pogledu rizičnosti njegovog posla, kolateral predstavlja način da se umanje negativni efekti koji iz toga mogu proistići.

U svrhu ispitivanja u kojoj meri je kolateral bio način za umenjenje informacione asimetrije u bankarskom sektoru Republike Srbije, u prethodnom delu rada primenom ekonometrijskih modela sprovedena je analiza u kojoj meri stepen kolateralizovanosti portfolija utiče na verovatnoću da pokazatelj adekvatnosti kapitala banke padne ispod zakonom propisanog nivoa. Pojedinačna analiza varijable stepen kolateralizovanosti portfolija pokazala je začuđujuće rezultate da portfolija koja su kolateralizovana sa manje od 10% svoje vrednosti imaju manju stopu defolta (oko 3,3%) od portfolija koja su pokrivena kolateralima sa više od 50% (oko 25%). Takođe, primenom probit i logit modela varijabla stepen kolateralizovanosti portfolija nije se pokazala kao značajna.

Dobijeni rezultati imaju nekoliko implikacija u pogledu prisustva informacione asimetrije. Imajući u vidu široko potvrđenu u teoriji i praksi ulogu kolaterala u umanjenju prisustne informacione asimetrije, kvantitativni dokaz da stepen kolateralizovanosti portfolija nema značajan uticaj na nivo kreditnog rizika govori o tome da u bankarskom sektoru Republike Srbije kolateral ima ograničenu upotrebnu vrednost u kontekstu umanjenja informacione asimetrije. Ukoliko naše tržište uporedimo u odnosu na tržišta gde kolateral ostvaruje ovu ulogu, možemo reći da ograničena mogućnost primene ovog instrumenta predstavlja još jedan dokaz postojanja izraženije informacione asimetrije na domaćem tržištu.

U prethodnim delovima rada imali smo priliku da vidimo da su dužnici koji su završili u statusu problematičnih prisutni u portfolijima većine banaka. Analize vezane za stepen kolateralizovanosti portfolija ukazuju da postoje banke sa većom i banke sa manjom kolateralizovanošću svojih portfolija, kao i da banke sa manjom kolateralizovanošću imaju manju verovatnoću defolta. Prethodne pojedinačne analize pokazale su da su uglavnom defoltu bile sklonije manje banke i da su male banke bile opredeljene da se „zaštite“ kolateralom koji ima ograničenu upotrebnu vrednost u kontekstu umanjenja informacione asimetrije. Ovo predstavlja potvrdu da male banke nisu ostvarile dovoljnu prisnost sa klijentom i da to nije razvilo njihovu komparativnu prednost u pogledu informisanosti u odnosu na veće banke. Dobijeni nalaz je potpuno suprotan rezultatima nekih drugih istraživanja, gde male banke razvijaju bolji odnos i stiču informacionu superiornost u odnosu na veće banke (Berger, Demirguc-Kunt, Levine, & Haubrich, 2004). U kontekstu dobijenih rezultata, ponašanje malih banaka više možemo tretirati kao određenu vrstu povodljivog ponašanja gde su male banke samo pratile poteze pojedinih većih banaka (informaciona kaskada), iako im je kapacitet za preuzimanje rizika bio daleko ispod banaka čije poteze slede. Dokaz za ovaj poslednji navod je upravo značajnost varijable koja opisuje koncentraciju potraživanja banaka u objašnjenju verovatnoće defolta banaka. Prisustvo informacione kaskade u ponašanju određenog broja banaka potvrda da je da te banke nisu obavile svoju funkciju, navedenu u mikroekonomskoj teoriji, da svojim posredovanjem omoguće smanjenje informacione asimetrije u odnosu na situaciju kada klijenti direktno pristupaju tržištu.

5.2.4. Sagledavanje efikasnosti primenjenih pristupa banaka za procenu kreditnog rizika u ublažavanju prisutne informacione asimetrije

U svrhu sagledavanja primenjenih pristupa banaka za procenu kreditnog rizika biće analizirana odabrana grupa 29 najvećih problematičnih poslovnih grupacija koje smo već prethodno koristili u radu. U analizu su uključene sve banke koje su na uzete datume posmatranja bile aktivne u bankarskom sektoru Republike Srbije. Posmatran je period od 31.12.2006. do 31.12.2013. godine i na osnovu podataka o kreditnoj aktivnosti banaka za svaku od banaka izračunat je indeks rasta kreditne aktivnosti prema problematičnim grupacijama.

Tabela 5. 2. Indeks rasta kreditne aktivnosti banaka tokom posmatranog perioda

Naziv banke	31.12.2007	31.12.2008	31.12.2009	31.12.2010	31.12.2011	31.12.2012	31.12.2013	Prosečan indeks rasta
Banka 1	320%	74%	142%	127%	100%	113%	94%	139%
Banka 2	277%	137%	82%	123%	87%	110%	162%	140%
Banka 3	118%	391%	143%	147%	123%	131%	97%	164%
Banka 4	0%	0%	7426%	393%	120%	204%	124%	1181%
Banka 5	577%	157%	209%	281%	42%	104%	70%	206%
Banka 6	769%	194%	111%	98%	142%	72%	93%	211%
Banka 7	0%	0%	0%	0%	276%	653%	120%	150%
Banka 8	469%	134%	56%	167%	86%	164%	62%	163%
Banka 9	0%	251%	377%	391%	64%	145%	111%	191%
Banka 10	0%	193%	221%	165%	60%	95%	64%	114%
Banka 11	72%	108%	349%	141%	106%	136%	35%	135%
Banka 12	0%	291%	691%	282%	115%	117%	117%	230%
Banka 13	0%	0%	29817%	1097%	198%	154%	92%	4480%
Banka 14	86%	187%	135%	154%	100%	111%	104%	125%
Banka 15	0%	0%	0%	0%	0%	20851%	62%	2988%
Banka 16	213%	148%	101%	195%	163%	98%	109%	147%
Banka 17	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
Banka 18	52%	82%	149%	149%	33%	159%	93%	102%
Banka 19	341%	122%	17%	453%	356%	126%	97%	216%
Banka 20	104%	278%	118%	131%	89%	0%	0%	103%
Banka 21	81%	442%	202%	71%	225%	474%	0%	214%
Banka 22	0%	0%	167%	152%	18%	40%	337%	102%
Banka 23	109%	79%	35%	100%	66%	202%	68%	94%
Banka 24	589%	148%	304%	144%	2%	1798%	0%	426%
Banka 25	25%	354%	91%	305%	116%	324%	97%	188%
Banka 26	60%	1108%	72%	273%	144%	133%	85%	268%
Banka 27	0%	645%	4151%	170%	143%	171%	65%	764%
Banka 28	353%	119%	108%	216%	36%	118%	0%	136%
Banka 29	1349%	976%	219%	165%	130%	103%	108%	436%
Banka 30	833%	97%	120%	147%	120%	123%	81%	217%
Banka 31	98%	112%	105%	118%	93%	185%	25%	105%
Banka 32	0%	0%	0%	719%	100%	137%	108%	152%
Ukupno	156%	150%	141%	165%	107%	129%	89%	134%

Smanjenje kreditne aktivnosti								
Banke sa smanjenjem	7	4	6	2	15	4	18	1
Ukupan broj banaka	21	26	28	29	31	30	28	31
Procenat banaka sa smanjenjem	33%	15%	21%	7%	48%	13%	64%	3%

Izvor podataka: NBS prema kompilaciji autora.

Crvenom bojom označena su polja gde je došlo do pada kreditne aktivnosti tj. zabeležena je vrednost indeksa rasta kreditne aktivnosti ispod 100%, žutom polja gde je došlo do rasta kreditne aktivnosti prema posmatranim grupacijama, dok su sa zelenom bojom označena polja gde postoji izraženo visok indeks rasta kreditne aktivnosti. Belom bojom su označena polja gde nema kreditne aktivnosti. Posebno je na kraju tabele prikazana kolona u kojoj je naveden prosečan indeks rasta kreditne aktivnosti tokom posmatranog perioda. Ispod tabele dat je kratak pregled banaka kod kojih je na određeni datum došlo do smanjenja kreditne aktivnosti i procentualno učešće tih banaka u ukupnom broju banaka koje su na navedeni datum bile aktivne. Kao što možemo videti, tokom posmatranog perioda dominira rast kreditne aktivnosti banaka prema problematičnim grupacijama, osim u 2013. godini. Generalno, posmatrano kroz ukupan indeks rasta kreditne aktivnosti intenzitet ekspanzije se smanjuje počevši od 2011. godine, ali je redukcija kreditne aktivnosti zabeležena po prvi put tek u 2013. godini. U pretkriznom periodu, bankarski sektor je u proseku za čak oko 50% povećavao svoju kreditnu izloženost prema posmatranim poslovnim grupacijama. Prosečan indeks rasta kreditne aktivnosti pokazuje da je tokom posmatranog perioda samo jedna banka imala indeks rasta ispod 100% (banka 23). I pojedinačnim posmatranjem podataka za ovu banku može videti da je prilikom ulaska u finansijsku krizu ona znatno redukovala svoju kreditnu aktivnost prema posmatranim poslovnim grupacijama. U najvećem delu posmatranog perioda procenat banaka koji se opredelio za smanjenje kreditne aktivnosti je u manjini u odnosu na broj banaka koji je nastavio sa kreditiranjem posmatranih poslovnih grupacija. Izuzetak je jedino 2013. godina u kojoj je nadvladao broj banaka koje su se opredelile za smanjenje kreditne aktivnosti. Tokom pretkriznog perioda i prvih godina krize dominiraju banke koje su imale rast kreditne aktivnosti prema posmatranim poslovnim grupacijama.

Fenomen ponašanja banke 23 zahteva posebnu pažnju. Banka je na početku posmatranog perioda imala kreditnu izloženost prema problematičnim dužnicima. Kako je bankarski sektor u proseku povećavao kreditnu izloženost prema problematičnim dužnicima tokom pretkriznog perioda u proseku oko 50% godišnje, banka 23 je imala suprotno ponašanje – redukovala je kreditnu izloženost prema posmatranim

problematičnim dužnicima već tokom pretkriznog perioda. U prethodnom delu rada zaključili smo da je jedan od glavnih uzorka ulaska pojedinih dužnika u status neizvršenja obaveza neodrživost određenog nivoa poslovanja u izmenjenim okolnostima privređivanja. Kreditiranje ovakvih dužnika do onog nivoa zaduženosti koji je moguće uredno servisirati iz održivog nivoa poslovanja predstavlja racionalan pristup u kontekstu upravljanja kreditnim rizikom. Izražen porast kreditne izloženosti većeg broja banaka prema posmatranim poslovnim grupacijama doveo je do toga da nivo njihove zaduženosti bude iznad vrednosti koja se može servisirati iz održivog nivoa poslovanja. Upravo je ova činjenica opredelila odluku banke 23 da u situaciji kada većina poslovnih banaka intenzivno kreditira posmatrane poslovne grupacije započne postupak smanjivanja svoje kreditne izloženosti prema njima. Ovakvo ponašanje nije samo primer postojanja banke koja je primenila efikasniji pristup za procenu kreditnog rizika već i primer da su informacije o rizičnosti posmatrane grupe klijenata bile dostupne ali ignorisane od strane banaka.

Na osnovu rezultata prethodne analize možemo zaključiti da je u bankarskom sektoru Republike Srbije, sagledavanjem ponašanja banaka u pogledu kreditiranja izdvojenih poslovnih grupacijama koje su tokom perioda krize ušle u status problematičnih dužnika, zabeleženo povodljivo i stihijsko ponašanje, gde su zacrtani pravac kretanja skoro bez izuzetka pratile sve poslovne banke. Banke su imale informacije i analize koje su im govorile da ne bi određene projekte trebalo kreditirati, ali su se one odlučile da ignorišu znake upozorenje i rešile da prate određene banke koje su se dalje kreditno izlagale (informaciona kaskada). Prethodna analiza pokazala je da i pored ograničenja koja postoje u dostupnosti pojedinih podataka na osnovu kojih bi se dublje mogle sagledati slabosti ekonomskog modela i poslovnog modela pojedinih privrednih društava, intenzivnijim angažovanjem i upoređivanjem podataka moguće je doći do identifikacije rizika koji se mogu ispoljiti u izmenjenim uslovima privređivanja. Imajući u vidu da ova analiza nije zahvatila posmatranje svake banke pojedinačno i njene postupke i procedure za odobravanje kreditna, nije moguće identifikovati da li su banke sprovele neophodnu analizu u trenutku preuzimanja rizika. Međutim, prethodno prikazano ponašanje banaka pokazuje

da nezavisno da li je bilo odgovarajuće analize ili procene rizika, banke su donosile odluke da intenzivno podrže kreditnu aktivnost prema poslovnim grupacijama koje imaju određene slabosti ispoljive u izmenjenim uslovima privređivanja.

U prethodnom delu, gde smo se bavili pitanjem informacione infrastrukture, konstatovali smo da postoji ograničena raspoloživost sistemskih informacija i nizak kvalitet specifičnih informacija neophodnih za ocenu rizičnosti klijenta. Takođe, u delu rada u kojem obrađujemo pitanje analize održivosti ekonomske aktivnosti tj. poslovnog prihoda u izmenjenim uslovima privređivanja zaključili smo da primenjeni modeli banaka za ocenu održivosti nisu bili dovoljno efikasni. Naša analiza je pokazala na koji način se mogu primeniti najjednostavniji modeli za ocenu održivosti poslovnog prihoda u izmenjenim uslovima privređivanja. Slabost ovih modela može doći od preterano blagih stresnih scenarija ili usled nedostatka (izostanka upotrebe) odgovarajućih informacija. Oba slučaja mogu nastupiti jedino ukoliko se banka opredeli za takvu vrstu pristupa, što predstavlja rizik nesavesnog ponašanja vođen moralnim hazardom banaka.

5.2.5. Analiza odnosa banke i klijenta u kontekstu ocene nivoa informacione asimetrije

U cilju dodatne analize prisustva informacione asimetrije na domaćem tržištu proverićemo određenu tezu iznetu u literaturi da je informaciona asimetrija izraženija na tržištima gde klijenti izbegavaju uspostavljenje prisnijih odnosa sa bankama, tako da se teško odlučuju da se vežu za jednu ili manji broj banaka (Petersen & Rajan, 1994, Farinha & Santos, 2000 i DeYoung, Glennon & Nigro, 2008). Poćićemo od uzorka klijenata koji su korišćeni u prethodnom delu rada prilikom izrade ekonometrijskih modela (probit i logit) za ocenu nivoa kreditnog rizika na nivou klijenta banke. Za svakog klijenta utvrdićemo sa koliko banaka je imao uspostavljen poslovni odnos u prethodnih godinu dana u odnosu na trenutak kada smo opservirali da li se klijent nalazi u statusu defolta. U tabeli 5.3. dati su grupisani

podaci koliko klijenata iz našeg uzorka je imalo odnos sa jednom, dve ili više banaka, kao i koliki je procenat defolta u svakoj tako formiranoj kategoriji klijenata.

Tabela 5.3. Broj banaka sa kojima su klijenti uspostavili saradnju

Broj banaka	% defolta	% klijenata iz uzorka	Kumulativni % klijenata
Jedna banka	18,5%	44,2%	44,2%
Dve banke	11,7%	20,5%	64,7%
Tri banke	12,5%	11,4%	76,1%
Četiri banke	18,2%	7,6%	83,7%
Pet banaka	14,8%	5,0%	88,7%
Šest banaka	9,8%	2,9%	91,6%
Sedam banaka	8,3%	2,7%	94,4%
Osam banaka	9,5%	1,2%	95,6%
Devet banaka	14,3%	1,2%	96,8%
Deset banaka	6,3%	0,9%	97,7%
Od 11 do 15 banaka	20,7%	1,7%	99,4%
Više od 15	0%	0,5%	99,8%

Izvor podataka: NBS prema kompilaciji autora.

Na osnovu podataka iz prethodne tabele zaključujemo da stopa defolta klijenata nije osetljiva na povećanje broja banaka sa kojima klijent obavlja svoje poslovanje, kao i da oko 44% klijenata iz uzorka obavlja svoje poslovanje sa jednom bankom.

Takođe, u cilju dodatne provere prethodne teze razmotrili smo i još jednu varijablu – za svakog klijenta je izračunat procenat banaka koje su u nekom trenutku posmatranog perioda imale problem sa adekvatnošću kapitala u odnosu na ukupan broj banaka sa kojima je klijent imao saradnju⁸². U tabeli 5.4. dati su podaci grupisani po procentualnom učešću banaka kod kojih je postojao određeni problem sa adekvatnošću kapitala u odnosu na ukupan broj banaka sa kojima je klijent imao saradnju, uz izračunate stope defolta sa svaku izdvojenu grupu i prikaz procenta takvih klijenata u uzorku koji smo koristili za analizu.

⁸² Navedeni procenat je izračunat kao odnos broja banaka koje su imale problem sa adekvatnošću kapitala i ukupnog broja banaka sa kojima je klijent imao poslovni odnos.

Tabela 5. 4. Procenat banaka sa problemima u pogledu kapitalne adekvatnosti u ukupnom broju banaka sa kojima je pojedinačni klijent imao poslovnu saradnju

Procenat problematičnih banaka	% defolta	% klijenata iz uzorka	Kumulativni % klijenata
Manji od 0,1	16,4%	59,7%	59,7%
Između 0,11 i 0,2	15,8%	4,3%	64,1%
Između 0,21 i 0,3	11,3%	3,5%	67,6%
Između 0,31 i 0,4	12,8%	7,6%	75,2%
Između 0,41 i 0,5	12,4%	10,1%	85,4%
Između 0,51 i 0,6	25,0%	0,9%	86,3%
Između 0,61 i 0,7	16,2%	2,1%	88,4%
Između 0,71 i 0,8	16,7%	0,3%	88,7%
Između 0,81 i 0,9	0,0%	0,1%	88,8%
Između 0,91 i 1	14,4%	11,1%	99,9%

Izvor podataka: NBS prema kompilaciji autora.

Analizom prethodne tabele možemo zaključiti da klijenti koji imaju u većem procentu saradnju sa bankama koje su imale problem sa adekvatnošću kapitala nemaju veću stopu defolta. Takođe, vidimo da je oko 59,7% klijenata imalo poslovni odnos sa manje od 10% banaka koje su u nekom trenutku posmatranog perioda same imale problem sa adekvatnošću kapitala koji je najčešće prouzrokovan uticajem povišenog nivoa kreditnog rizika.

Prethodno dobijene varijable uneli smo u ranije razvijeni probit i logit model za ocenu nivoa kreditnog rizika klijenta i dobili rezultat koji nam pokazuje da navedene varijable nisu značajne. Takođe, analiziran je i uticaj promene broja banaka, kao još jedan pokazatelj nepostojanosti odnosa između banke i klijenta, ali dobijeni rezultati nisu bili značajni za objašnjenje promene nivoa kreditnog rizika klijenta.

Na osnovu dobijenih rezultata zaključujemo da broj banaka sa kojima klijent ima uspostavljen poslovni odnos ne utiče na nivo kreditnog rizika klijenta. Stoga, ne možemo potvrditi da je postojanje poslovnog odnosa klijenta sa više banaka, kao primer odsustva

prisnosti u odnosu banke i klijenta, dokaz prisustva informacione asimetrije koja je opredelila porast nivoa kreditnog rizika. Na osnovu analize datog uzroka primećujemo da se tržište se nije diferenciralo u vidljivoj meri na banke koje su zbog potrebe uspostavljanja prisnijeg odnosa sa klijentom bile sklone odbacivanju određenih klijenata i na banke koje su bile spremne na manje prisan odnos sa klijentom. Pristup klijenata da ne budu previše otvoreni prema bankama u pogledu podele informacija je bio dominantan oblik ponašanja koji su banke u velikoj meri prihvatale. Zbog takvog opredeljenja većine banaka klijent nije morao da povećava broj banaka sa kojima je imao poslovni odnos kako bi izbegao prisan odnos sa bankom. Osvarivanje određene vrste informacione distance u odnosu na banku klijent je postizao obavljanjem poslovanja i sa manjim brojem banaka zato što je postojao obostrani interes. Za klijenta je to bio lakši način da dođe do neophodnih izvora finansiranja, a za banke način da se u kratkom roku ostvare dobri komercijalni rezultati, poput rasta portfolija, tržišnog učešća i sl. Rezultati ovakvog pristupa u srednjem i dugom roku nisu respektovati od strane klijenata i banaka. Sve nam to indirektno govori o stepenu evolucije pristupa banaka za procenu kreditnog rizika i njihovoj efikasnosti kao načinu za umenjenje informacione asimetrije. Prostor za primenu ovakvih pristupa uvek postoji kada nisu dovoljno razvijeni mehanizmi korporativnog upravljanja u bankama.

5.3. Oblici ispoljavanja informacione asimetrije i uticaj na nivo kreditnog rizika: analiza ponašanja regulatora

U cilju sagledavanja pristupa regulatora u pretkriznom periodu izdvojićemo samo određene regulatorne izmene koje možemo dovesti u vezu sa nivoom informacione asimetrije.

Izmenom Odluke o klasifikaciji bilansne aktive i vanbilansnih stavki banke od 29.12.2006. godine dozvoljeno je da se obračun broja dana kašnjenja prilikom klasifikacije potraživanja banke ne sprovodi prema prvobitnom datumu dospeća ukoliko je restrukturiranje potraživanja sprovedeno u skladu sa ovim propisom. Uvođenje ove regulatorne mogućnosti nije pratilo i definisanje obaveze odgovarajućeg izveštavanja o primeni instrumenta

restrukturiranja, primeni i efikasnosti ove mere, tako da je ovaj instrument, što smo videli u prethodnim delovima istraživanja, u određenom broju slučajeva bio korišćen u neadekvatne svrhe, sa ciljem kupovine vremena i odlaganja trenutka stvarnog priznanja finansijskih problema klijenata. Iako je inicijalna ideja regulatora bila pozitivna, da se omogući regulatorni instrument koji bi pomogao privrednim društvima u privremenim finansijskim poteškoćama, odsustvo celovitog sagledavanja upotrebe ovog instrumenta dovelo je do njegove zloupotrebe i suprotnih efekata po učinak regulatora. Slučajevi gde je ovaj instrument zloupotrebljen predstavljaju primer moralnog hazarda banaka koji je proistekao iz datih regulatornih mogućnosti.

Izmenom iste odluke (2006. godina) izbrisana je odrednica kojom se banka obavezivala da potraživanje od člana određene poslovne grupacije klasifikuje po najgore klasifikovanom društvu. Ovakva izmena omogućila je određenu vrstu regulatorne arbitraže dozvoljavajući bankama i klijentima da biraju za zaduživanje članice poslovne grupacije koje najbolje mogu da ispune kriterijume, bez sagledavanja kreditne sposobnosti ostalih članova grupe. Ova mogućnost iskorišćena je u velikoj meri, što je potvrđeno u određenim slučajevima problematičnih dužnika, kao način da se poslovna grupacija dodatno zadužuje od banaka, kao i da kredit uzima određena članica grupacije samo formalno dok bi suštinski sredstva bila namenjena drugoj članici. Navedeni primer regulatorne izmene predstavlja izmenu koja je imala prociklične efekte na bankarski sektor, dodatno stimulišući kreditnu aktivnost u periodu ekspanzije, dozvoljavajući da se pojedine poslovne grupacije prezaduže.

Pristup koji regulator zahteva da banke primenjuju u postupku procene kreditnog rizika može biti zasnovan na sveobuhvatno definisanim pravilima ili na jednostavno definisanom okviru. Sveobuhvatno definisana pravila podrazumevaju da regulator objavljuje detaljne smernice u kojima se propisuje način procene kreditnog rizika. Jednostavno definisani okvir predstavlja najmanje strog regulatorni pristup koji bankama daje samo osnovne principe kojih se moraju pridržavati i od banaka zahteva da interno razviju odgovarajuće metodologije za procenu kreditnog rizika. Primenjeni regulatorni pristup u predkriznom i kriznom periodu u bankarskom sektoru Republike Srbije više je zasnovan na jednostavno

definisanim okviru i kao takvi daje dosta osnova bankama za proizvoljno tumačenje kako će ustrojiti svoj proces procene kreditnog rizika. Ovakav pristup daje bankama najveći mogući oblik slobode u primeni regulatorno definisanih principa upravljanja kreditnim rizikom (mek pristup regulatora), što otvara mogućnost da se banke opredele za ekspanzivno kreditiranje i veću sklonost preuzimanju rizika.

Na početku ovog dela rada mogli smo videti da se tokom celokupnog posmatranog perioda povećavao odnos kredita prema bruto domaćem proizvodu, što predstavlja određenu vrstu indikatora za kreatora makroprudencijalne politike. Izolovane činjenice o snažnom uticaju izražene procikličnosti na porast nivoa kreditnog rizika pokazuju da se regulator kretao od primene nedovoljno efikasnih makroprudencijalnih mera do izostanka primene adekvatnih mera.

Navedeni slučajevi regulatornih izmena i primenjenog regulatornog pristupa ukazuju da su određeni potezi regulatora uticali na stvaranje moralnog hazarda u bankarskom sektoru i da se samim tim takvo ponašanje regulatora i samo može nazvati moralnim hazardom.

5.4. Oblici ispoljavanja informacione asimetrije i uticaj na nivo kreditnog rizika: analiza ponašanja drugih učesnika

Ponašanje međunarodnih finansijskih organizacija. Ulagачi pored sagledavanja sopstvenih informacija prilikom donošenja poslovnih odluka koriste priliku da na tržištu osmotre i ponašanja drugih učesnika i shodno tome opredele svoj pravac delovanja. Za ulagače na domaćem tržištu posebno je značajno ponašanje međunarodnih organizacija jer se polazi od toga da su one informaciono superiornije i raspolažu boljim tehnikama za adekvatnu ocenu rizika. Preduzeti potezi određenih međunarodnih organizacija znaju biti prihvaćeni kao putokaz koji može opedeliti dalje ponašanje sitnijih ulagača.

U toku posmatranog perioda na tržištu Republike Srbije postojalo je investiciono angažovanje određenih međunarodnih organizacija koje su kroz učešće u vlasništvu pojedinih privrednih društava ili njihovo kreditiranje ostavile svoj trag na tržištu. Jedan deo ulaganja ovih organizacija završio je i u poslovnim grupacijama koje su na kraju našeg perioda posmatranja završile kao problematične. Prisustvo međunarodnih organizacija u finansiranju ovakvih poslovnih grupacija dalo je određeni signal tržištu i uticalo na to da poslovne banke takođe nastave sa kreditiranjem istih poslovnih grupacija, koristeći poteze međunarodnih organizacija kao način ugledanja ali i kao vid opravdanja (poznat kao fenomen „izbegavanja kajanja“).

Ponašanje države. U prethodnom delu pokazali smo da se kroz program državnih subvencija u velikoj meri može objasniti neprirodan porast kreditne aktivnosti u kriznom periodu. Značajan deo subvencionisanih kredita završio je u privrednim društvima koja će postati problematična, što daje osnov da zaključimo da je ovakvo ponašanje države i banaka preko kojih su sredstva odobravana dodatno uticalo na povećanje informacione asimetrije.

5.5. Mehanizmi za ublažavanje uticaja informacione asimetrije

5.5.1. Jačanje sistema korporativnog upravljanja u bankama

Ukoliko sve posmatramo iz kratkoročne perspektive lako je zaključiti da su rezultati u komercijalnom segmentu, poput rasta kreditne aktivnosti, veličine kreditnog portfolija i visine tržišnog učešća, vidljiviji i brže ostvarivi. Ponašanje drugih banaka koje su takođe usmerene na ostvarivanje komercijalnih ciljeva samo od sebe primorava banke da svoje aktivnosti usmere primarno na komercijalno polje jer svaki izostanak ove vrste aktivnosti vodi ka nadovoljnom rastu banke i padu tržišnog učešća, što može od strane vlasnika biti protumačeno kao loš rezultat menadžmenta. Izostanak regulative koja obavezuje banke da određene strukture menadžmenta mora vezati za ostvarivanje ciljeva u oblasti upravljanja

rizicima umesto u ostvarivanju komercijalnih ciljeva, dodatno daje prostora da se pitanje adekvatne procene rizika stavi u drugi plan u odnosu na ostvarivanje tržišno vidljivih ciljeva. Ovakvom opredeljenju dodatno pomaže i činjenica da se preuzeti rizici najčešće neispoljavaju u kratkom roku i da će svaka priča o rizicima ostati u senci ostvarenih tržišnih rezultata menadžmenta. Pored toga što će u slučaju ostvarivanja kratkoročnih ciljeva angažovanje menadžmenta biti pozitivno ocenjeno, dodatni stimulans za menadžment predstavlja to što je mogućnost za ostvarivanje bonusa u menadžerskim ugovorima uglavnom vezana za ostvarivanje tržišnih rezultata. Čak i u slučajevima da postoje u menadžerskom ugovoru zahtevi u vezi kvaliteta portfolija i adekvatnosti upravljanja rizicima, činjenica da su rezultati upravljanja rizicima najčešće vidljivi tek nakon nekog vremena daje dovoljno prostora menadžmentu da arbitrira u izboru ciljeva. Sve ovo daje dovoljno osnova menadžmentu banke da svoje aktivnosti usmeri na rezultate u kratkom roku – u mandatu koji im je poveren, što nam daje za pravo da ovakvo kratkovidno ponašanje nazovemo „mandatnim ponašanjem“.

Tržište je u ovakvim okolnostima imalo ograničenje da pronade alternativni način plasiranja sredstava koji bi sa stanovišta upravljanja kreditnim rizikom bio prihvatljiviji, zato što je na ovaj način ostvareno ponašanje banaka i klijenata bilo motivisano brzim ostvarivanjem tržišno vidljivih rezultata. Održivost takvih rezultata bila je upitna, ali u kratkom roku su dominirali pozitivni rezultati i nisu dozvoljavali da se pitanje održivosti otvori. Ukoliko bi se ovo pitanje ipak pokrenulo, sve se moglo lako tretirati i zatvoriti kao „neosnovani pesimizam“.

Sve prethodno navedeno ukazuje na neku vrstu nadmoći funkcije zadužene za ostvarivanje komercijalnih ciljeva nad funkcijom upravljanja rizicima i funkcijom unutrašnje revizije u bankama. Imajući u vidu da su funkcija upravljanja rizicima, funkcija unutrašnje revizije i funkcija usklađenosti poslovanja tri osnovna stuba sistema korporativnog upravljanja u bankama, može se smatrati da je prethodno analizirano ponašanje banaka u uslovima krize posledica slabosti sistema korporativnog upravljanja u bankama. Umanjenjem značajnosti funkcije upravljanja rizicima i funkcije unutrašnje revizije obezbeđeni su uslovi da vlasnici

banke (organi koje je vlasnik imenovao: skupština i upravni odbor) ostanu informaciono odsečeni od poteza menadžmenta banaka. Navedeno predstavlja primer agencijskog problema kao vida ispoljavanja informacione asimetrije.

U pretkriznom periodu nisu postojali regulatorni instrumenti koji bi na određeni način delovali u pravcu sprečavanja ovakvog vida ponašanja kroz obaveznu primenu određenih pravila i principa korporativnog upravljanja. Izmenom Zakona o bankama u 2010. godini definisana je obaveza banaka da izvrše podelu svojih poslovnih funkcija do nivoa izvršnog odbora tako da funkcija upravljanja rizicima bude nezavisna od funkcija koje se bave preuzimanjem rizika. Na iskustvima iz poslednje krize Bazelski komitet doneo je set standarda kojim je unapredio Bazel II standard, poznatiji kao Bazel 2.5, kojim je definisao preporuke koje se odnose na politiku nagrađivanja menadžmenta definišući da se nagrade za uspešno ostvarivanje rezultata zaposlenima u funkciji upravljanja rizicima moraju vezati za uspeh u upravljanju rizicima i nezavisno od ostvarivanja tržišnih ciljeva banke. U internim aktima banaka često se može videti da je funkcija interne revizije nedovoljno nezavisna od izvršnog odbora i da kao takva ne može u punom kapacitetu služiti ostvarivanju ciljeva upravnog odbora. Sve u svemu, svi ovi nedovoljno razrađeni i neustanovljeni principi korporativnog upravljanja stvorili su prostora da menadžment banke ima veću slobodu u izboru svog načina ponašanja. Odsustvo adekvatnih regulatornih zahteva u oblasti korporativnog upravljanja, što je i potvrđeno kroz regulatorne novine koje su nastupile po ulasku u krizu, pomoglo je stvaranju ove vrste moralnog hazarda u bankama.

Iz svega prethodno navedenog možemo zaključiti da je najveći broj identifikovanih problema vezan za ponašanje banaka, kao dokaz prisustva izražene informacione asimetrije, posledica slabosti u sistemu korporativnog upravljanja. Unapređenje sistema korporativnog upravljanja u bankama kao načina za umanjeње informacione asimetrije može se postići samo stvaranjem i jačanjem nezavisne funkcije upravljanja rizicima i funkcije unutrašnje revizije. Pored obezbeđivanja formalne nezavisnosti funkcije upravljanja rizicima kroz uspostavljanje posebnih organizacionih jedinica i posebnog člana

izvršnog odbora zaduženog za upravljanje rizicima, potrebno je izgraditi i suštinsku nezavisnost ove funkcije. Suštinska nezavisnost funkcije upravljanja rizicima može se ostvariti: 1) vezivanjem politike zarada i nagrađivanja ključnih ljudi u funkciji upravljanja rizicima za ciljeve upravljanja rizicima, 2) osamostaljivanje funkcije upravljanja rizicima kao nadležnog dela banke za izveštavanje odbora za upravljanje rizicima (odbora za reviziju), kao posebnog odbora upravnog odbora, o upravljanju rizicima u banci, 3) dokumentovanost procesa i sednica nadležnih organa banke iz kojih se može videti postojanje razlike u mišljenju između komercijalne funkcije i funkcije upravljanja rizicima, i 4) da rezultat rada ključnih ljudi u funkciju upravljanja rizicima bude dao ocene poslovne reputacije prilikom davanja saglasnosti regulatora na članstvo u organima banke.

5.5.2. Adekvatan odgovor kreatora prudencijalne politike

Zabeleženi nivo problematičnih kredita u periodu krize dao je ovoj temi sistemski značaj, što opredeljuje da ona bude u objektivu kako kreatora mikroprudencijalne politike tako i kreatora makroprudencijalne politike. U prethodnom delu rada sprovedi smo određene analize koje su pokazale da je kreditna ekspanzija u pretkriznom periodu, vođena procikličnošću kreditne aktivnosti, bila izuzetno važan faktor u objašnjenju zabeleženog nivoa kreditnog rizika u kriznom periodu. Analize koje smo sprovedi pokazale su da bi se samo najjednostavnijom simulacijom redukcijom kreditne aktivnosti prema dužnicima koji će kasnije postati problematični u pretkriznom periodu za određeni procenat ostvarilo primetno smanjene nivoa problematičnih kredita u periodu krize. Prerkrizni period je obeležila primena određenih makroprudencijalnih mera od strane regulatora, poput limitiranja kreditne aktivnosti prema stanovništvu u odnosu na kapital banke, uvođenje LTV (Loan to Value) racija, uvođenje i postrožavanje DTI (Debt to Income) racija i sl. Međutim, naknadna analiza ostvarenog nivoa problematičnih kredita u periodu krize pokazala je da su primenjene makroprudencijalne mere bile ograničenog dometa i da kreator makroprudencijalne politike nije bio dovoljno efikasan u pretkriznom periodu.

Analizom sistemskih determinanti kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije identifikovali smo da se ekonomska povezanost privrednih društava pokazuje kao izuzetno značajna varijabla u objašnjenju nivoa kreditnog rizika. Ekonomska povezanost privrednih društava pokazala se kao značajana i prilikom analize specifičnih faktora rizika na nivou klijenta banke. Naknadnom analizom konstatovali smo da se efekat ekonomske povezanosti ispoljava usled poslovne i finansijske slabosti pojedinih članova grupe povezanih lica u slučajevima izmenjenih uslova privređivanja, kao i da bi se razvoj nepovoljnog scenarija u slučaju izmenjenih uslova privređivanja mogao rano otkriti primenom odgovarajućih stres testova na nivou sistema ali i na nivou pojedinačnih klijenata. Gledajući prema nivou problematičnih kredita koji je zabeležen u periodu krize, kao i efikasnosti preduzetih prudencionih mera, može se reći da kreatori makroprudencijalne i mikroprudencijalne politike nisu u pretkriznom periodu dovoljno uvažili faktore poput ekonomske povezanosti i faktore koji se aktiviraju u slučaju izmenjenih uslova privređivanja.

Uticaj deviznog kursa evra na nivo problematičnih kredita je tokom analize u prethodnom delu rada prepoznat kao važna sistemska determinanta kreditnog rizika. Ekonometrijska analiza koju smo sprovedi pokazala je da uticaj ove determinante slabi u drugom delu posmatranog perioda i da vremenom ova determinanta postaje sekundarna u objašnjenju nivoa kreditnog rizika. Manje ispoljavanje dejstva ovog faktora u drugom delu posmatranog perioda posledica je veće stabilnosti domaće valute u odnosu na početak posmatranog perioda, dok je problem visoke zaduženosti klijenata u stranoj valuti i dalje prisutan i zahteva dalje aktivnosti kreatora monetarne i makroprudencione politike na unapređenju procesa dinarizacije.

Na osnovu svega prethodno iznetog možemo konstatovati da je izostanak ili smanjena efikasnost prudencionih mera u nekim od prethodno razmatranih oblasti delovala u pravcu povećanja prisustva informacione asimetrije. Pristup regulatora ne samo da je omogućavao da se odnosi između banke i klijenta razvijaju na način koji daje prostora za dodatno ispoljavanje informacione asimetrije, poput agencijskog problema, već su odsustvo ili ograničeni domet preduzetih makroprudencijalnih i mikroprudencijalnih mera mogli da

posluže kao neka vrsta indikatora za tržište da određene aktivnosti nisu limitirane ili načina opravdanja da je dozvoljeno sve ono što nije eksplicitno zabranjeno. Izostanak preciznih pisanih instrukcija kreatora prudencione politike nije mogao da izuzme banke odgovornosti da postupaju u najboljem interesu po sebe, ali je činjenica da postoji mekan pristup regulatora uticala da banke imaju određenu vrstu slobode izbora pristupa, koja je očigledno iskorišćena u granicama datih regulatornih mogućnosti. Regulator je propustio mogućnost da očitava informacije sa tržišta i da na osnovu rezultata postojećeg pristupa, koji se kategoriše kao mek, preduzeme dodatne aktivnosti na izgradnji zahtevnijeg (tvrđeg) pristupa.

Pre svega, na osnovu posledica koje su se manifestovale u periodu krize, i sagledavanjem zaključaka na osnovu predmeta ove analize, iznosimo predlog mera koje kreatori prudencijalnih mera mogu primeniti u periodu ekspanzije u cilju umanjivanja informacione asimetrije: 1) primena efikasnijih kontracikličnih mera koje će ograničiti kreditnu aktivnost u osetljivim segmentima, poput nestambenih kredita stanovništvu koji su formirali deo privrede aktivnosti osetljive na izmenu uslova privređivanja, 2) šira primena i upotreba makroprudencijalnih stres testova kako bi se blagovremeno identifikovali osetljivi delovi privrede na izmenjene uslove privređivanja i shodno tome definisale odgovarajuće kontraciklične mere za ograničavanje kreditne aktivnosti prema njima, 3) šira primena i upotreba stres testova na nivo pojedinačnih klijenata prilikom kreditne analize kako bi se izbeglo kreditno izlaganje preko iznosa koji se može servisirati u izmenjenim uslovima privređivanja, 4) uvođenje i sagledavanje ekonomske povezanosti kao systemske determinante kreditnog rizika, 5) unapređenje pristupa za povezivanje lica kako bi se više uvažio kriterijum ekonomske povezanosti i procenili mogući efekti ekonomske povezanosti, 6) unapređenje procesa dinarizacije kako bi se stvorile trajnije pretpostavke za manju osetljivost klijenata na promenu vrednosti kursa, i 7) unapređenje i ubrzanje supervizorskog ciklusa kako bi regulator na osnovu rezultata primene postojećih mera i pristupa mogao što brže doneti odluku o primeni naprednijih pristupa (prelazak sa mekših na tvrde pristupe).

5.5.3. Unapređenje informacione infrastrukture tržišta

U prethodnom delu rada, kada smo analizirali proizvodnu i rashodnu stranu bruto društvenog proizvoda kako bi prepoznali ključne pokretače rasta i pada privredne aktivnosti u svrhu dublje identifikacije faktora kreditnog rizika, zaključili smo da postoji problem raspoloživosti sistemskih podataka na dubljim nivoima obrade, tako da ne postoji zvanična statistika šta su izvori rasta finalne potrošnje ili procizan podatak o input-output tokovima između sektora privrede. Nedostatak ovakvih podataka je ključna informaciona barijera u dubljem sagledavanju sistemskih determinanti kreditnog rizika. Iako je prethodna analiza pokazala da se ovi podaci mogu na određeni način rekonstruisati sama činjenica da ne postoji dovoljna mogućnost šireg uvida kao načina za upozoravanje javnosti na postojanje određenih rizika predstavlja dovoljno informaciono ograničenje.

Analizirajući ograničenja vezana za specifične podatke na nivou klijenta zaključili smo da je tema nedovoljnog kvaliteta finansijskog izveštavanja prisutna u domaćoj teoriji i praksi, što zahteva da se preduzmu dodatne aktivnosti kako bi informacije iz finansijskih izveštaja bile upotrebljivije. Ekonometrijskim modeliranjem kreditnog rizika na nivou banke potvrdili su malu značajnost kolaterala u objašnjenju kreditnog rizika, i pored toga što teorija i praksa kolateral prepoznaju kao izuzetno važan činilac u funkciji umanjenja informacione asimetrije. Upitan kvalitet procene vrednosti kolaterala ima ključnu ulogu u objašnjenju zašto kolateral na domaćem tržištu nema funkciju koju treba da ima u skladu sa finansijskom teorijom i praksom. Ekonometrijska analiza kreditnog rizika na nivou banke pokazala je takođe da su banke sa niskim kapitalom sklone procenjivanju dobre aktive i da to predstavlja određenu vrstu nesavesnog ponašanja banaka.

Na osnovu dobijenih rezultata u ovom radu izdvajamo mere koje je neopohodno primeniti na jačanju informacione infrastrukture tržišta kao načinu sa umanjenje informacione asimetrije su sledeće: 1) razviti sveobuhvatniju zvaničnu statistiku komponenti makroekonomskih varijabli kako bi tržište bilo više informisano o tokovima i rizicima koji iz toga proističu, 2) raditi na daljem razvoju svesti o značaju kvalitetnih finansijskih

izveštaja, 3) unaprediti profesiju procenitelja i kvalitet procena kolaterala, i 4) dalje unapređivati načine za objavljivanje podataka o poslovanju banaka, kroz unapređenje zahteva koji dolaze iz stuba II bazelskih standarda (Bazel II i Bazel III) i unapređenje zahteva koji proističu iz MSFI 7.

ZAKLJUČAK

Analiza finansijskih tržišta sa asimetrično informisanim učesnicima, u poslednje vreme, predstavlja jednu od najatraktivnijih oblasti finansijske teorije. Tržište kredita, kao veoma značajan segment finansijskog tržišta, predstavlja u literaturi posebno analiziran slučaj informacione asimetrije koja se ispoljava kroz negativnu selekciju i moralni hazard. Asimetričnost informacija na tržištu kredita pojavljuje se u dve dimenzije: asimetričnost na relaciji poverioci (suficitarni sektori)-finansijska institucija i asimetričnost na relaciji finansijska institucija-klijenti (deficitarni sektori). U radovima Džozefa Stiglica (1981) potvrđeno je da se ravnoteža na tržištu kredita u uslovima asimetrične informisanosti ostvaruje uz prisustvo racionalnog rasuđivanja prilikom kreditiranja. Kvalitetno upravljanje kreditnim rizikom u finansijskoj instituciji ima za cilj da, koliko je to moguće, umanjí prisutnu informacionu asimetriju i tako minimizira moguće negativne efekte na svoje poslovanje i posledično na finansijsko tržište. Pravovremeno i sveobuhvatno identifikovanje faktora rizika i procena njihovog uticaja na nivo kreditnog rizika predstavlja osnov za adekvatno upravljanje rizicima finansijske institucije. Postavljanjem standarda za upravljanje rizicima, kontrolom kvaliteta upravljanja rizicima i obavezivanjem finansijskih institucija na objavljivanje podataka o nivou rizičnosti, regulator preuzima izuzetno važnu ulogu u eliminisanju negativnih efekata koji mogu proistići iz asimetričnosti informacija.

Poslednja iskustva iz svetske finansijske krize, u pogledu ponašanja regulatora i učesnika na finansijskom tržištu, podstakla su dodatno preispitivanje uloge asimetričnosti informacija u nastanku krize. U radovima Frederika Miškina (1990) je, kroz analizu anatomije finansijskih kriza, sagledan fenomen asimetričnosti informacija u uslovima krize i pokazano da je asimetričnost informacija neizostavan pojam u objašnjenju mehanizma nastanka finansijskih kriza. U kontekstu ovakvih razmatranja, usmerenih na analizu uzroka i posledica svetske finansijske krize, Džozef Stiglic (2010), iznosi dokaz da se deregulacija finansijskih tržišta pokazala kao svojevrsan vid moralnog hazarda. Upravo ovakve tvrdnje neizostavno nalažu da se analizira i sagleda koliko je ponašanje regulatora produbilo informacionu asimetriju i doprinelo nastanku i produblivanju finansijske krize, kao i da se

sagleda u kojoj meri je prisustvo izražene informacione asimetrije uticalo na preuzimanje i naknadnu materijalnu manifestaciju preuzetih rizika. Takođe, analiza finansijskog tržišta pre i tokom finansijske krize predstavlja svojevrsnu priliku da se oceni kakav je odnos učesnika na tržištu prema rizicima, odnosno, u kojoj meri se ponašanje banaka u pretkriznom periodu može pokazati kao sklonost ka rizicima prema definiciji klasične teorije očekivane korisnosti u uslovima neizvesnosti i teorije očekivanog izbora - Prospect Theory (Kahneman, Tversky, 1979).

U ovoj disertaciji pažnja je usmerena na finansijsko tržište Republike Srbije, na analizu determinanti nivoa kreditnog rizika u cilju kvantifikovanja mere u kojoj identifikovani faktori rizika mogu da objasne nivo rizičnosti bankarskog sektora i sagledavanja mere u kojoj je zabeleženi nivo kreditnog rizika posledica prisutne informacione asimetrije. Izloženi empirijski rezultati istraživanja predstavljaju prikaz identifikovanih i kvantifikovanih varijabli, na osnovu čijeg kretanja se može objasniti porast kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije u periodu silazne faze poslovnog ciklusa, od kraja 2008. do kraja 2014. godine. Rezultati ove analize mogli bi da pomognu u sagledavanju ekonomskih zakonitosti koje su opredelile porast kreditnog rizika u silaznoj fazi poslovnog ciklusa i uticaj naraslog nivoa kreditnog rizika na ukupne ekonomske aktivnosti.

Poslovni ciklus se izdvaja kao najznačajnija sistemska determinanta kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije, pokazujući time da je nivo kreditnog rizika u većoj meri osetljiv na delovanje makroekonomskih varijabli iz realne ekonomije nego na delovanje makroekonomskih varijabli iz finansijske ekonomije. Iako se na prvi pogled može primetiti da kreditni rizik meren nivoom problematičnih kredita asimetrično reaguje⁸³ na različite faze poslovnog ciklusa, uvođenjem u analizu vremenske dimenzije rizika, izuzetno važne za sagledavanje prirode kreditnog rizika, dolazimo do zaključaka da svaka

⁸³ U uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa pozitivna ukupna ekonomska kretanja utiču na blagi rast problematičnih kredita, što možemo nazvati prirodni nivo problematičnih kredita, svojsven bankarskom sistemu u normalnim ekonomskim uslovima. U silaznoj fazi poslovnog ciklusa negativna ukupna ekonomska kretanja dovode do izraženog porasta problematičnih kredita. Stoga zaključujemo da je u silaznoj fazi poslovnog ciklusa prisutna negativna relacija između kretanja ekonomske aktivnosti i kretanja problematičnih kredita, dok je u uzlaznoj fazi ova relacija umereno pozitivna.

faza poslovnog ciklusa na svoj način utiče na porast nivoa kreditnog rizika. U silaznoj fazi poslovnog ciklusa, u koju je privreda Republike Srbije ušla nakon preliivanja efekata svetske finansijske krize, pad bruto domaćeg proizvoda je uticao na porast broja problematičnih kredita. Uzlazna faza poslovnog ciklusa na dva načina je ispoljila svoj uticaj na nivo kreditnog rizika koji je zabeležen u silaznoj fazi:

- 1) prvi način – prisutna sklonost banaka da kreditiraju klijente čije poslovanje i kreditna sposobnost nisu održivi u izmenjenim uslovima privređivanja;
- 2) drugi način – izražena procikličnost kreditne aktivnosti opredeljuje visok nivo kreditne izloženosti banaka prema klijentima koji će vremenom postati problematični.

Oba navedena načina uticaja uzlazne faze poslovnog ciklusa na nivo kreditnog rizika u silaznoj fazi poslovnog ciklusa su posledica prisustva izražene informacione asimetrije, koja se ogleda u nedovoljnoj efikasnosti ili odsustvu adekvatnog odgovora regulatora, nedovoljno razvijenim mehanizmima korporativnog upravljanja u bankama i u sklonosti banaka na određene oblike moralnog hazarda. Identifikovana sklonost banaka da se u pretkriznom periodu kreditno izlože prema klijentima čija kreditna sposobnost nije održiva u izmenjenim uslovima privređivanja predstavlja potvrdu da su rizici dominantno preuzeti u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa. Izmena uslova privređivanja u silaznoj fazi poslovnog ciklusa prouzrokovana preliivanjem efekata svetske finansijske krize na privredu Republike Srbije obezbedila je pokretač za ispoljavanje prethodno preuzetih rizika. Uzlazna faza poslovnog ciklusa predstavlja vremenski okvir u kome su preovlađujuće generisani uzroci porasta kreditnog rizika u silaznoj fazi poslovnog ciklusa, dok silazna faza predstavlja onaj deo poslovnog ciklusa u kome su nastupile okolnosti (povod) za ispoljavanje faktora kreditnog rizika.

Stvarni uzroci nastanka određenog faktora kreditnog rizika vremenski su dislocirani mnogo ranije u odnosu na vremenski opseg njihovog materijalnog manifestovanja i uglavnom je to uzlazna faza poslovnog ciklusa. Povod materijalnog ispoljavanja faktora kreditnog rizika su izmenjeni uslovi privređivanja usled finansijske krize. U slučaju bruto domaćeg proizvoda

kao ekonometrijskim modeliranjem potvrđenog sistemskog faktora kreditnog rizika analizom smo potvrdili da su sektori privrede koji su pružali značajan doprinos rastu u pretkriznom periodu, poput građevinarstva, prerađivačke industrije i trgovine, bili najznačajniji faktori pada u kriznom periodu. Ovi isti sektori pokazali su se kao najosetljiviji deo portfolija bankarskog sektora i dali su ključni doprinos porastu problematičnih kredita. Odlaskom u nešto dublju analizu, shvatili smo da je kod delova ovih sektora koji su prihodno oslonjeni na finalnu potrošnju, poput trgovine na malo i prerađivačke industrije namenjene prodaji na malo, faktori pada u kriznoj fazi – pad učešća fonda zarada i socijalnih transfera u finalnoj potrošnji kao interno generisanog izvora finalne potrošnje i pad učešća kreditno generisanih izvora finalne potrošnje, istovremeno predstavljaju izuzetno važne komponente rasta finalne potrošnje u pretkriznom periodu na osnovu koje je u velikoj meri bio zasnovan i rast ukupnih ekonomskih aktivnosti. Očigledno je da je procena osetljivosti ekonomske aktivnosti i sa tim sračunato slabljenje kreditne sposobnosti određenih segmenata privrede u izmenjenim uslovima privređivanja znatno potcenjeno prilikom ocene rizičnosti plasmana. Iako je pad bruto domaćeg proizvoda kvantitativno potvrđen kao sistemski značajan faktor kreditnog rizika možemo reći da je kreditna izloženost banaka prema segmentima privrede čiji su izvori rasta osetljivi na izmenjene uslove privređivanja zapravo matrica za identifikovanje uzroka za materijalno ispoljvanje ovog faktora kreditnog rizika. U slučaju onih delova bruto domaćeg proizvoda koji su zasnovani na finalnoj potrošnji pomoću upravo ove matrice moguće je zaključiti da je uzrok pada bruto domaćeg proizvoda tj. materijalnog ispoljavanja ovog faktora upravo to što se u pretkriznom periodu bankarski sektor znatno izložio klijentima čiji su prihodi osetljivi na pad ukupnog fonda zarada, pad socijalnih transfera i kreditno generisanih izvora finalne potrošnje.

Mehanizam ispoljavanja uticaja poslovnog ciklusa na nivo kreditnog rizika u sektoru privrede ostvaruje se direktno, kroz smanjenje finalne potrošnje stanovništva i izvora njenog generisanja, dok se uticaj na sektor stanovništva realizuje indirektno, kroz porast stope nezaposlenosti i porast problematičnih kredita u sektoru privrede. Strukturna analiza nivoa problematičnih kredita, kao pripremna faza u postupku ekonometrijskog modeliranja,

pokazala je da dominantan deo problematičnih kredita, kao statičkog pokazatelja nivoa kreditnog rizika na određeni dan, odlazi na problematične kredite u sektoru privrede i da se, u najširem smislu posmatrano, privreda može smatrati svojevrsnim generatorom zabeleženog nivoa kreditnog rizika. Identifikovani dominantni uticaj nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede na nivo ukupnih problematičnih kredita ne ogleda se jednostavno samo kroz učešće ovih kredita u ukupnim problematičnim kreditima nego i kroz uticaj pogoršanja u sektoru privrede na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Kao potvrda ove konstatacije dolaze rezultati ekonometrijskog modeliranja faktora kreditnog rizika u sektoru stanovništva, gde posebno izdvajamo uticaj porasta stope nezaposlenosti, kao očiglednog primera reakcije privrednih društava na pogoršane uslove privređivanja, koja sa vremenskim kašnjenjem od šest meseci utiče na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Takođe, rezultati su pokazali i sam uticaj porasta problematičnih kredita u sektoru privrede na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva sa određenim kašnjenjem.

Činjenica o delovanju pada bruto domaćeg proizvoda na porast nivoa kreditnog rizika na sistemskom nivou dobila je potvrdu i na nivou analize specifičnih faktora kroz kvantifikovanje uticaja pada indeksa prihoda od prodaje na porast verovatnoće defolta pojedinačnih klijenata. Takođe, potvrda uticaja problema u naplati potraživanja, kroz kvantifikovanje uticaja koeficijenta obrta kupaca na verovatnoću defolta klijenta, iznela je još jedan dokaz u prilog tezi o postojanju jakog efekta ekonomske povezanosti privrednih društava na nivo kreditnog rizika. Privredna društva koja su imala viši nivo zadržane dobiti u odnosu na ukupnu aktivu i viši nivo zarađivačke sposobnosti u odnosu na ukupnu aktivu imala su svojevrsnu rezervu koja ih je donekle štitila u okolnosti pogoršanih uslova privređivanja. Odnos prihoda od prodaje i ukupne aktive, kao mera obrta (efikasnosti) ukupne aktive, pokazao se kao značajan faktor kreditnog rizika, tako da su privredna društva sa višim vrednostima ovog pokazatelja bila otpornija u uslovima krize.

Devizni kurs je kvantitativno potvrđen kao važan sistemski faktor kreditnog rizika u bankarskom sektoru Republike Srbije, što je istovremeno i potvrda da se devizni rizik u

uslovima visoko evroizovanih zemalja preliva u kreditni rizik i da je adekvatna politika deviznog kursa značajna, kako sa stanovišta cenovne stabilnosti i monetarne politike, tako i sa stanovišta finansijske stabilnosti i makroprudencione politike. Ipak, uticaj pada vrednosti domaće valute je bio izraženiji u prvim godinama kriznog perioda (2008-2010) u odnosu na uticaj na kraju posmatranog perioda (2012-2014.), čime je preuzimao ulogu sekundarnog faktora porasta kreditnog rizika u sektoru privrede, dok je pad bruto domaćeg proizvoda vremenom pojačavao svoje dejstvo. Iako lokalna regulativa obavezuje na primenu odgovarajućih metodologija za procenu kreditnog rizika koji proističe iz promene deviznog kursa i Narodna Banka Srbije ističe kreditno-devizni rizik kao važan sistemski rizik, navedeni rezultati pokazuju relativno ograničen domen efikasnosti primenjenih metodologija banaka u borbi sa ovim rizikom, što zahteva nužno preispitivanje i unapređenje istih, sa regulatornog aspekta i sa stanovišta banaka. Takođe, dobijeni rezultati postavljaju zadatak, kako sa praktičnog tako i sa teorijskog stanovišta, o potrebi sveobuhvatnijeg i kontinuiranog sagledavanja interaktivnosti kreditnog i drugih vrsta rizika.

Kvantifikovani uticaj porasta problematičnih kredita u jednom periodu na nivo problematičnih kredita u drugom periodu, što kategorišemo kao efekat ekonomske povezanosti, predstavlja operativni rizik nastao usled primene neodgovarajućih procesa i procedura, koji se prelio u kreditni rizik.

Imajući u vidu da neto zarade nisu prepoznate kao relevantan faktor u objašnjenju nivoa kreditnog rizika u sektoru stanovništva, najverovatnije zbog izraženog uticaja sume zarada u javnom sektoru, koji relativizuje uticaj pogoršanja u privatnom sektoru, kvantifikovano je da trenutak uvođenja fiskalnog zahvatanja iz zarada, odnosno, tzv. solidarnog poreza sa vremenskim kašnjenjem od četiri meseca utiče na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

Iako su se pojedine varijable, poput referentne kamatne stope i stope nezaposlenosti, prilikom izgradnje pojedinačnih modela – modela zasnovanih na analizi uticaja jedne makroekonomske varijable na nivo problematičnih kredita, pokazale kao značajne, one su

izgubile svoju značajnost prilikom izgradnje zbirnog modela koji je obuhvatio sve razmatrane makroekonomske varijable. Dobijeni rezultati su nam jasno ukazali da varijable nisu faktori kreditnog rizika, već samo prenosnici informacija ili indikatori o delovanju nekog drugog faktora rizika. U slučaju referentne kamatne stope njeno smanjenje tokom posmatranog perioda posledica je reakcije monetarne vlasti na smanjenje inflacije, dok je samo smanjenje inflacije jednim delom posledica umanjivanja finalne potrošnje do koga je došlo usled pada ukupne ekonomske aktivnosti, tako da u kontekstu ovih rezultata smanjenje referentne kamatne stope možemo tretirati samo kao indikator pada ukupne ekonomske aktivnosti tj. kao nosioca informacije o padu ukupne ekonomske aktivnosti. Takođe, u slučaju stope nezaposlenosti govorimo o indikatoru koji pokazuje u kojoj meri smanjenje zaposlenosti izazvano padom ekonomske aktivnosti utiče na pad finalne tražnje i time prouzrokovan pad jednog dela ekonomske aktivnosti, čija je realizacija zasnovana na finalnoj tražnji, što u krajnjoj instanci vodi porastu problematičnih kredita.

Analiza karakteristika na nivou banke pokazala je da se kao značajan faktor kreditnog rizika izdvaja vrsta vlasništva nad bankom, tako da su strane banke sa identifikovanim problemom u poslovanju na nivou grupe i banke u državnom vlasništvu više izložene kreditnom riziku od banaka u domaćem privatnom vlasništvu i stranih banaka kod kojih nisu identifikovani značajniji problemi u poslovanju na nivou grupe. Takođe, banke koje su u period krize ušle sa nižim nivoom kapitala imale su više problema da podnesu preuzeti nivo kreditnog rizika od banaka koje su u ovaj period ušle sa višim nivoom kapitala. Prethodna dva nalaza stavljaju u izuzetno jak odnos preuzeti nivo kreditnog rizika i kapacitet banaka za preuzimanje rizika (nivo kapitala), potvrđujući time da se zabeleženi nivo kreditnog rizika pokazao kao problem u poslovanju onih banaka koje nisu imale dovoljno kapitala za pokrivanje porasta nivoa kreditnog rizika, odnosno, njihovi vlasnici nisu mogli da kapitalno podrže porast kreditnog rizika po osnovu već odobrenih kredita. Banke koje imaju visoku koncentraciju plasmana u 50 najvećih klijenata su više izložene kreditnom riziku i ovaj nalaz izdvaja banke koje su postale žrtva porasta kreditnog rizika usled odsustva adekvatne strategije diversifikacije portfolija.

Indikator precenjenosti dobre aktive kao mera u kojoj klasifikacija aktive posmatrane banke u kategorije rizičnosti odstupa u odnosu na, za potrebe rada, definisana pravila hipotetičke referentne banke, pokazao je da su banke koje nisu bile u mogućnosti da kapitalom pokriju narasli nivo kreditnog rizika u kriznom periodu bile sklone precenjivanju dobre aktive. Skoro identičan zaključak možemo izvesti iz kvantitativne potvrde o statističkoj značajnosti korigovanog indikatora defolta kao mere u kojoj je izračunata verovatnoća defolta posmatrane banke manja u odnosu na verovatnoću defolta koja bi se izračunala primenom pravila hipotetičke referentne banke. Precenjivanje dobre aktive bio je potez kojim su pojedine banke privremeno odlagale trenutak suočavanja sa povišenim nivoom kreditnog rizika, ali i indikator nadolazećih problema – neka vrsta ranog signala upozorenja. Činjenica da su neke banke kvalitet svoje aktive precenjivale u odnosu na neke druge banke predstavlja primer operativnog rizika nastalog usled primene neodgovarajućih procesa i procedura, koji se prelio u kreditni rizik. U ovom slučaju ne treba isključiti ni mogućnost prisustva moralnog hazarda u bankama.

Porast nivoa kreditnog rizika meren porastom ukupnog iznosa problematičnih kredita uticao je da banke nakon nekoliko godina odloženog prilagođavanja kreditne aktivnosti padu ekonomske aktivnosti, tek u trećem kvartalu 2012. godine započnu ozbiljnije redukovanje kreditne aktivnosti. Registrovani porast nivoa kreditnog rizika u periodu krize kao važan činilac u razmatranju u analizi stanja u bankarskom sektoru, uspešno je apsorbovan od strane banaka i time je održana finansijska stabilnost. Međutim, time problem visokog nivoa kreditnog rizika nije u potpunosti rešen. Uspešnim amortizovanjem udara na bankarski sistem on je prestao biti preokupirajuća tema u finansijskom delu ekonomije, ali je nastavio da se razvija kao svojevrsni problem u realnom delu ekonomije. Uticaj porasta nivoa problematičnih kredita na realni deo ekonomije ogleda se kako kroz realne tokove – znatan deo nekada vodećih privrednih društava nalazi se u ozbiljnim poslovnim i finansijskim poteškoćama, tako i kroz finansijske tokove – porast nivoa problematičnih kredita opredelio je da banke imaju izraženiju averziju prema riziku i postanu suzdržanije u kreditiranju dužnika sa pristojnom kreditnom sposobnošću. Imajući u vidu izraženu procikličnost kreditne aktivnosti u periodu krize postavlja se pitanje

moćnost za primenu efikasnijih i efektivnijih kontracikličnih mera od strane regulatornih tela, i moguće nedovoljno monitorisane sklonosti banaka prema rizicima u uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa.

Poseban deo rezultata ovog istraživanja odnosi se na procenu osnovnog sistemskog preduslova za uspešnu ocenu i analizu kreditnog rizika, a to je adekvatnost informacione infrastrukture tokom posmatranog perioda. Imajući u vidu karakteristike domaćeg tržišta, pre svega njegov stepen razvijenosti u delu trgovanja hartijama od vrednosti, možemo reći da je raspoloživi tip informacija na domaćem tržištu više konvencionalnog tipa i da nedostaju informacije o kretanjima akcija, indeksa, rejtinga, pregleda granskih kretanja, postojanja granskih proseka i sl. koje se mogu očitati sa tržišta. Raspoloživost sistemskih informacija u delu potreba za sprovođenjem dubljih analiza uzroka rasta i pada ekonomske aktivnosti nisu dostupne što potvrđuje i ovo istraživanje koje je uglavnom bazirano malim delom na već obrađenim i javno dostupnim informacijama, a najvećim delom na istraživačkom angažovanju u cilju prikupljanja i ukrštanja podataka u cilju dobijanja potrebnih odgovora. Kvalitet specifičnih informacija o klijentu, na osnovu finansijskih izveštaja, ima određenu vrstu upitnosti zbog činjenice da se izrada ovih informacija odvija u uslovima često osporavanog kvaliteta revizorskih izveštaja. Vremensko kašnjenje zahtevnijih regulatornih standarda u oblasti mikro i makroprudencijalne politike smanjuju prostor za efikasnije delovanje regulatornih standarda u pravcu ograničavanja nekontrolisanog rasta aktivnosti koje u sebi nose određene rizike. Pojedine regulatorne izmene, kao primer ponašanja regulatora u datim uslovima, pokazale su da mogu biti suprotne njihovim inicijalnim namerama i stvarati prociklični efekat u periodu kreditne ekspanzije, što dodatno podstiče rast informacione asimetrije. Masovna pojava da banke ne sagledavaju ekonomsku povezanost privrednih društava i sklonost banaka sa niskim kapitalom da precenjivanju kvalite svoje aktive predstavljaju odgovarajuće kvantitativne dokaze moralnog hazarda banaka. Ponašanje banka u odabranom periodu, posmatrano kroz kretanje kreditne aktivnosti prema odabranoj grupaciji problematičnih kredita, sadrži elemente koji ukazuju na postojanje informacione kaskade i neke vrste kratkoročno usmerenog ponašanja („mandatno ponašanje“) kao primere moralnog hazarda proisteklog

iz okolnosti nedovoljno regulisane oblasti korporativnog upravljanja bankom. Upitan kvalitet procena kolateralne uticao je da stepen kolateralizovanosti portfolija banke izgubi funkciju umanjivanja prisustne informacione asimetrije. Učesnici na tržištu često čitaju ponašanje drugih ključnih igrača, poput države ili međunarodnih institucija, i na tome zasnivaju svoje poslovne poteze, tako da je činjenica o značajnom finansijskom angažovanju pojedinih međunarodnih organizacija u finansiranju određenih poslovnih grupa koje će kasnije završiti u statusu problematičnih, predstavljala prosleđivanje određenih signala ostalim tržišnim učesnicima i određeni vid legitimisanja zacrtanog pravca ponašanja poslovnih banaka. Sve u svemu, karakteristike informacione infrastrukture tržišta i identifikovano ponašanje učesnika pokazuju prisustvo izražene informacione asimetrije u bankarskom sektoru Republike Srbije tokom predkriznog perioda. Takođe, u periodu krize porast neizvesnosti dodatno je uticao na pokretanje kriznih mehanizama i produbljanje informacione asimetrije.

Izradom posebnih modela za sistemske faktore kreditnog rizika, specifične faktore kreditnog rizika na nivou banke i specifične faktore kreditnog rizika na nivou klijenta kojima može biti objašnjen veliki deo kretanja odabranog pokazatelja kreditnog rizika, kao i dubljom analizom tako identifikovanih faktora u cilju iznalaženja uzroka i povoda za njihovu materijalnu manifestaciju, dokazane su prva, druga i treća istraživačka hipoteza od kojih se pošlo u istraživanju.

Ukoliko uporedimo dobijene rezultate ovog istraživanja u delu sistemskih determinanti kreditnog rizika sa rezultatima sličnih istraživanja sprovedenih u drugim zemljama - Španija (Salas, Saurina, 2002), Indija (Rajan, Dahl, 2003), Grčka (Louzis, Vouldis, Metaxas, 2010), Austrija (Boss et al., 2009) centralna i jugoistočna Evropa (Klein, 2013) i sl., lako ćemo uočiti da se i u slučaju bankarskog sektora Republike Srbije potvrđuje značajnost poslovnog ciklusa kao sistemske determinante kreditnog rizika. Kao i u slučaju drugih otvorenih i evroizovanih ekonomija devizni kurs evra se prepoznaje kao značajna determinanta kreditnog rizika ali i pored ove iskustvene potvrde ne postoji velik broj radova koji empirijski obrađuju ovu temu u drugim zemljama. Dobijeni rezultati za

bankarski sektor i sektor privrede podudaraju se sa rezultatima ranije sprovedenog lokalnog istraživanja na sličnu temu (Otašević, 2013) u kojem je korišćena drugačija mera nivoa kreditnog rizika – stepen pokrivenosti aktive banaka ispravkama vrednosti. U delu identifikovanih i kvantitativno potvrđenih sistemskih determinanti kreditnog rizika izdvajamo kvantifikovan efekat uvođenja solidarnog poreza i ekonomske povezanosti privrednih društava kao nešto što rezultat ovog istraživanja čini specifičnim u odnosu na rezultate dobijene u drugim istraživanjima. Dekompozicijom bruto domaćeg proizvoda dobijeni su detaljniji odgovori na to na koji način je poslovni ciklus delovao na nivo kreditnog rizika, sa posebnim osvrtom na to kako su komponente rashodne strane bruto domaćeg proizvoda i generatori njihovog rasta uticali na preuzimanje i materijalno manifestovanje kreditnog rizika.

Dobijeni rezultati u delu analize specifičnih determinanti koje utiču na nivo kreditnog rizika banke u poređenju sa rezultatima drugih istraživanja obuhvataju kako već u literaturi poznate determinante, poput nivoa regulatornog kapitala banke (Salas, Saurina, 2002, Jimenez, Saurina, 2005 i Ahmad, Ariff, 2007) i sl., tako i neke determinante koje su rezultat samo ovog istraživanja, poput posebno definisanog indikatora precenjenosti dobre aktive i korigovanog indikatora defolta. Specifičnu težinu ovom istraživanju daje nalaz koji kvantitativno potvrđuje značajnost vrste vlasništva kao determinante kreditnog rizika. Pored kvantitativno potvrđenih specifičnih determinanti kreditnog rizika kompanija koje čine standardni set racio pokazatelja korišćen u literaturi i koji su kroz druge radove potvrđeni kao relevantni u objašnjenju porasta kreditnog rizika na nivou klijenta – banakarski sector Austrije i Nemačke (Hayden, 2002) i bankarski sector Engleske (Benito, Whitley, Young, 2001), rezultati ovog istraživanja nešto veći stavljaju akcenat na pad prihoda od prodaje kao pokazatelj visoke osetljivosti klijenata na pad ukupne ekonomske aktivnosti i probleme u naplati potraživanja usled izražene ekonomske povezanosti klijenata. Ovo istraživanje ukazalo je na značajnost analize održivosti poslovne aktivnosti i kreditne sposobnosti klijenta, odnosno na sklonost klijenata onom nivou zaduženosti koji nije moguće uredno servisirati u izmenjenim uslovima privređivanja. Ovakvi zaključci su na liniji rezultata nekih drugih istraživanja koji stavljaju akcenat na pokazatelj leveridža

kao izuzetno značajan faktor u objašnjenju nivoa kreditnog rizika u zemljama jugoistočne Evrope (Damijan, 2016).

Imajući u vidu da je kretanje ekonomske aktivnosti u pretkriznom periodu u potpunosti pratilo kretanje kreditne aktivnosti, što je potvrđeno izraženim izlaganjem bankarskog sektora osetljivim delovima privrede, dobijeni rezultati mogu biti upotrebljeni od strane zaduženih za makroprudencijalnu politiku u smislu signaliziranja koliko je u pretkriznom periodu nedostajalo kontracikličnih mera koje bi delom obuzdale ovakvu vrstu kreditne ekspanzije. Takođe, dobijeni rezultati ukazuju na nedovoljno sagledavanje uticaja ekonomske povezanosti privrednih društava na nivo kreditnog rizika, kao i na činjenicu da su postojale banke koje su procenjivale svoju dobru aktivu, što predstavlja informaciju relevantnu kako za same banke, tako i za kreatora mikroprudencijalne politiku u smislu izgradnje rigoroznijeg sistema monitoringa. Ovi nalazi pokazali su rezistentnost bankarskog sektora na zabeleženi nivo kreditnog rizika, tako što je porast kreditnog rizika bio apsorbovan adekvatnom kapitalizovanošću banaka ili odlučnom reakcijom supervizora prilikom oduzimanja licenci bankama koje ne ispunjavaju standarde, tako da se problematika visokog nivoa kreditnog rizika sve više treba posmatrati kao problem realne ekonomije.

Ovo istraživanje, iako je ponudilo odgovore u vezi determinanti kreditnog rizika koje utiču na verovatnoću neizvršenja obaveza dužnika i kreditnu izloženost dužnika u trenutku neizvršenja obaveza, zbog nedostajućih podataka nije obuhvatilo determinante kreditnog rizika koje utiču na stopu gubitka u trenutku neizvršenja obaveza klijenta. Takođe, u istraživanju nije pokriveno pitanje uticaja nagomilanih problematičnih kredita na kretanja u realnoj ekonomiji, posebno imajući u vidu da je znatan broj velikih privrednih grupacija koje su bile nosoci ekonomskih kretanja danas u velikim problemima. Istraživanje nije zahvatilo i pitanje u kojoj meri je nagomilani nivo problematičnih kredita bio razlog jačanja odbojnosti banaka prema kreditiranju privrede u silaznoj fazi poslovnog ciklusa i da li je linija koja pokazuje porast problematičnih kredita zapravo bila linija sa koje se očitavao stav banaka prema plasiranju novih kredita u privredu.

LITERATURA

1. Ahmad, N.H., Ariff, M. (2007), Multi-country study of bank credit risk determinants, *International Journal of Banking and Finance*, Volume 5.
2. Alexander, C. and Sheedy, E. (2004), *The Professional Risk Managers' Handbook*, Professional Risk Managers International Association.
3. Altman, E.I. (1968), Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy, *Journal of Finance*: 189–209.
4. Arregui and others (2013), Evaluating the Net Benefits of Macroprudential Policy: A Cookbook, IMF Working Paper No 167.
5. Arrow, K. (1965), The Theory of Risk Aversion, in *Collected Papers of Kenneth. J. Arrow*, 1984., Individual Choice under Certainty and Uncertainty, Oxford, Basil Blackwell.
6. Aver, B. (2008), An empirical analysis of credit risk factors of the Slovenian banking system. *Managing Global Transitions*, 6 (3).
7. Basel Committee on Banking Supervision (2004), *Bank Failures in Mature Economies*, Bank for International Settlement Paper No 13.
8. Benito, A., Whitley, J. and Young, G. (2001), *Analysing Corporate and Household Sector Balance Sheets*, Bank of England, Financial Stability Review, December.
9. Berger, A. and DeYoung, R. (1997), Problem Loans and Cost Efficiency in Commercial Banks, *Journal of Banking and Finance*, 21, pp. 849–870.
10. Berger, A. and G. Udell (2003), The institutional memory hypothesis and the procyclicality of bank lending behavior, BIS Working Paper, no 125, Basel, January.
11. Berger, A., A. Demirguc-Kunt, R. Levine, and J. G. Haubrich (2004), Bank concentration and competition: An evolution in the making, *Journal of Money, Credit and Banking* 36 (3): 433–451.
12. Bernanke, B. and Gertler, M. (1989), Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations, *American Economic Review*.
13. Bernanke, B., Gertler M., and Gilchrist, S. (1996), The Financial Accelerator and Flight to Quality, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 1.

14. Bernanke, B., Gertler M., and Gilchrist, S. (1999), The Financial Accelerator in a Quantitative Business: Cycle Framework, in J Taylor and M Woodford (eds.), Handbook of Macroeconomics, Amsterdam.
15. Bernoulli, D. (1738), Specimen Theoriae Novae de Mensura Sortis, translated by Dr. Louise Sommer (January 1954). "Exposition of a New Theory on the Measurement of Risk". *Econometrica* (The Econometric Society) 22.
16. Bessis, J. (2003), Risk Management in Banking, John Wiley&Sons.
17. Blanchard, O., Dell'Ariccia, G. and Mauro, P. (2013), Rethinking Macro Policy II: Getting Granular, IMF Staff Discussion Note 13/03 (Washington: International Monetary Fund).
18. Blaschke, W., Jones, M.T., Majnoni, G., Peria, S.M. (2001), Stress Testing of Financial Systems: An Overview of Issues, Methodologies, and FSAP Experiences, IMF Working Paper WP/01/88.
19. Borio, C. and Zhu, H. (2008), Capital regulation, risk-taking and monetary policy: a missing link in the transmission mechanism?, Bank for International Settlement Paper No 268.
20. Borio, C. (2003), Towards a macroprudential framework for financial supervision and regulation?, Bank for International Settlement Paper No 128.
21. Borio, C., Furfine, C and Lowe, P. (2001), Procyclicality of the financial system and financial stability: issues and policy options, Bank for International Settlement Paper No 1.
22. Boss, M. and other (2009), Modeling Credit Risk through the Austrian Business Cycle: An Update of the OeNB Model, Financial Market Authority, Financial Stability Report, 2009.
23. Božović, M., Urošević, B., Živković, B. (2009), On the Spillover of Exchange-Rate Risk Into Default Risk, *Economic Annals*, Volume LIV, No. 183.
24. Broecker, T. (1990), Credit worthiness tests and interbank competition, *Econometrica* 58: 429–452.
25. Castro, V. (2012), Macroeconomic Determinants of the Credit risk in the Banking System: the Case of the GIPSI, University of Coimbra and NIPE, Portugal.

26. Chan, Y., and G. Kanatas (1985), Asymmetric valuations and the role of collateral in loan agreements, *Journal of Money, Credit and Banking* 17 (1): 84–95.
27. Clement, P. (2010), The Term „Marcoprudential“: origins and evolution, *Bank for International Settlement Quarterly Review*, March.
28. Cramer, J.S. (2003), *Logit Models from Economics and Other Fields*, Cambridge University Press.
29. Damijan, J. (2016), Corporate NPL portfolios in CESEE countries: how corporate leverages and debt spillovers affect firm performance, EBRD Working Paper No 191.
30. De Bock, R. and Demyanets A. (2012), Bank Asset Quality in Emerging Markets: Determinants and Spillovers, IMF Working Paper 12/71, International Monetary Fund.
31. Degryse, H., Moshe, K. and Ongena S. (2009), *Microeconometrics of Banking: Methods, Applications, and Results*, Oxford University Press.
32. DeYoung, R., Glennon, D. and Nigro, P. (2008), Borrower–lender distance, credit scoring, and loan performance: Evidence from informational-opaque small business borrowers, *Journal of Financial Intermediation*, 17, pp. 113–143.
33. Diaconasu, D., Popescu, M., Socoliuc, O. (2014), *Macroeconomic determinants of Non-Performing Loans in Emerging Markets: Evidence from Central and Eastern Europe*, University of Iasi, Iasi, Romanisa.
34. Diamond, D. W. (1984), Financial intermediation and delegated monitoring, *Review of Economic Studies* 51 (3): 393–414.
35. Drehmann, M., Borio, C. and Tsatsaronis, K. (2012), Characterising the financial cycle: don't lose sight of the medium term!, *Bank for International Settlement Paper No 380*.
36. Duffee, G.R., (1998), The relationship between treasury yields and corporate bond yield spreads, *Journal of Finance* 53 (6).
37. Engelman, B., Hayden, E., Tasche, D. (2003), *Measuring the Discriminative Power of Rating Sistem*, Deutsche Bundesbank.
38. Engelman, B., Hayden, E., Tasche, D. (2003), *Testing Rating Accuracy*, www.risk.net.
39. Engelman, B., Rauhmeier, R. (2006), *Basel II Risk Parameters: Estimation, Validation and Stress Testing*, Springer, Berlin.

40. Espinoza, R.A. and Prasad, A. (2010), Nonperforming Loans in the GCC Banking System and their Macroeconomic Effects, IMF Working Papers 10/224, International Monetary Fund.
41. Fainstein, G., Novikov, I. (2011), The comparative analysis of credit risk determinants in the banking sector of the Baltic States, *Review of Economics & Finance*, 1.
42. Farinha, L. A., and J.A.C. Santos (2000), Switching from single to multiple bank lending relationships: Determinants and implications, Working paper 83, Bank for International Settlements. DOI 10.2139/ssm.208268.
43. Festic, M., Kavkler, A., Repina, S. (2011), The macroeconomic sources of systemic risk in the banking sectors of five new EU member states, *Journal of Banking and Finance*, 35.
44. Fiori, R., Foglia, A., Iannotti, S. (2007), Estimating macroeconomic credit risk and sectoral default rate correlations for the Italian economy, Bank of Italy.
45. Fiori, R., Iannotti, S. (2010), On the interaction between market and credit risk: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach, Banca D'Italia, No 779.
46. Fisher, I. (1930). *The Theory of Interest*. New York: Macmillan Co.
47. Fisher, I. (1933), The Debt-Deflation Theory of the Great Depression, *Econometrica*, 1, pp 337-357.
48. Fofack, H. (2005), Non-performing Loans in Sub-Saharan Africa: Causal Analysis and Macroeconomic Implications, World Bank Policy Research Working Paper No. 3769.
49. Freixas, X. And Rochet J. (2008), *Microeconomics of Banking*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England.
50. Friedman, M., Savage, L. (1948), The Utility Analysis of Choices involving Risk, *The Journal of Political Economy*, 56, 279-304.
51. Froot, K. A., Stein, J.C. (1998). Risk Management, Capital Budgeting, and Capital Structure Policy for Financial Institutions: An Integrated Approach. *Journal of Financial Economics*, 47.
52. Gale, D., and M. Hellwig (1985), Incentive-compatible debt contracts: The one-period problem, *Review of Economic Studies* 52: 647–663.
53. Greene, W.H. (2002), *Econometric Analysis*, Prentice Hall.

54. Grossman, S. J., and J. Stiglitz (1980), On the impossibility of informationally efficient markets, *American Economic Review* 70: 393–408.
55. Guttentag, J. M. and Herring R. (1984), Credit Rationing and Financial Disorder, *Journal of Finance*, 39, pp. 1359-1382.
56. Guttentag, J. M. and Herring R. (1984), Disaster Myopia in International Banking, *Essays in International Finance*, No 164.
57. Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
58. Hayden, E. (2002), Modeling an Accounting – Based Rating Sistem for Austrian Firms, doktorska disertacija, Univerzitet u Beču.
59. Hayden, E. (2003), Are Credit Scoring Models Sensitive With Respect to Default Definitions? Evidence from the Austrian Markets, Univerzitet u Beču.
60. Holmström, B., and J. Tirole (1997), Financial intermediation, loanable funds, and the real sector, *Quarterly Journal of Economics* 112 (3): 663–691.
61. Hosmer, D.W. and Lemeshow Jr.S. (2000), *Applied Logistic Regression*, John Wiley&Sons.
62. International Monetary Fund (2011), *Macroprudential Policy: An Organizing Framework* (Washington).
63. International Monetary Fund (2012), *Key aspects of macroprudential policy*.
64. International Monetary Fund (2013), *Interaction of monetary and macroprudential policies*.
65. International Monetary Fund, Financial Stability Board and Bank for International Settlements (2009). *Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations* (Washington: International Monetary Fund).
66. Iscanouglu, A. (2005), *Credit Scoring Methods and Accuracy Ratio*, The Graduate School of Applied Mathematics of The Middle East Technical University (The Department of Financial Mathematics).
67. Jaffee, D. M. and Modigliani F. (2001), A Theory and Test of Credit Rationing, *The American Economic Review*, Volume 59.

68. Jaffee, D. M. and Stiglitz, J. (1990), Credit Rationing, Handbook of Monetary Economics, Volume II Edited by B.M. Friedman and F.H. Hahn
69. Janvisloo, A. M., Muhammad, J. (2013), Sensitivity of Non-Performing Loans to Macroeconomic Variables Malaysia Banking Sector: Panel Evidence, World Applied Sciences Journal 28 (12).
70. Jarrow, R.A., Turnbull, S.M. (2000), The Intersection of Market and Credit Risk, Jurnal of Banking and Finance 24.
71. Jensen, M.C., Meckling, W.H. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. Journal of Financial Economics, 3.
72. Jimenez, G. and Saurina, J. (2005), Credit cycles, credit risk, and prudential regulation, Banco de España working paper, January 2005.
73. Jorion, P. (2011), Financial Risk Manager Handbook, John Wiley&Sons.
74. Jorion. P. (2000), Value at risk: the new benchmark for managing financial risk, McGraw-Hill, New York.
75. Juselius, K. (1993), VAR Modelling and Haavelmo's Probability Approach to Macroeconomic Modelling, Empirical Economics 18.
76. Kahneman, D., Tversky, A. (1979), Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk, Econometrica, 47(2).
77. Keeton, W. and Morris, C. (1987), Why Do Banks' Loan Losses Differ?, Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review, May, pp. 3–21.
78. Keynes, J.M. (1921), Treatise on Probability, Cornell University Library (reizdanje iz 2009).
79. Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997), Credit Cycles. Journal of Political Economy, Vol. 105 No.2, pp. 211-247.
80. Klein, N. (2013), Non-Performing Loans in CESEE: Determinants and Macroeconomic Performance, IMF Working Paper 13/72, Washington, DC: International Monetary Fund.
81. Knight, F. H. (1921), Risk, Uncertainty, and Profit. Boston: Houghton Mifflin.
82. Krasa, C. M., and A. P. Villamil (1992), Monitoring the monitor: An incentive structure for a financial intermediary, Journal of Economic Theory 57: 197–221.

83. Longstaff, F.A., Schwartz, E.S. (1995), A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt, *Journal of Finance* 50.
84. Louzis, D. P., Vouldis, A.T. and Metaxas, V.L. (2010), Macroeconomic and Bank-specific Determinants of Nonperforming Loans in Greece: A Comparative Study of Mortgage, Business, and Consumer Loan Portfolios, *Bank of Greece Working Paper* 118.
85. Markowitz, H.M. (1952). Portfolio Selection. *Journal of Finance* 7.
86. Mileris, R. (2014), Macroeconomic Factors of Non-Performing Loans in Commercial Banks, ISSN 1392-1258. *Ekonomika* 2014 Vol. 93 (1), Lithuania.
87. Mishkin, F.S. (1990), Asymmetric Information and Financial Crises: A Historical Perspective, National Bureau of Economic Research, Working Paper No 3400.
88. Mishkin, F.S. (1992), Anatomy of Financial Crisis, *Journal of Evolutionary Economics* 2.
89. Mishkin, F.S. (2003), *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Addison Wesley, Boston.
90. Mladenović, Z., Nojković, A. (2011), Analiza vremenskih serija: Primeri iz srpske privrede, *Ekonomski fakultet u Beogradu*.
91. Mladenović, Z., Nojković, A. (2015), Primenjena analiza vremenskih serija, *Ekonomski fakultet u Beogradu*.
92. Modigliani, F., Miller, M.H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment. *American Economic Review*, 48.
93. Neumann, J., Morgenstern, O. (1944), *Theory of Games and Economic Behavior*, Princeton University Press, Princeton, NJ, second ed. 1947, third ed. 1953.
94. Nikolić, N., Žarkić-Joksimović, N., Stojanovski, Đ. (2013), The application of brute force logistic regression to corporate credit scoring models: Evidence from Serbian financial statements, *Expert Systems with Applications* 40 (2013) 5932–5944.
95. Nojković, A., Modeli diskretne zavisne promenljive: pregled metodologije i primenjenih istraživanja, *Ekonomski anali*, internet članak pod oznakom izdanja EKA0772055N.
96. Ongena, S., and D. C. Smith (2001), The duration of bank relationships, *Journal of Financial Economics* 61: 449–475.

97. Otašević, D. (2013), Analiza makroekonomskih determinanti kvaliteta kreditnog portfelja banaka u Srbiji, Narodna banka Srbije.
98. Ötker-Robe, I., Podpiera, J. (2010), The Fundamental Determinants of Credit Default Risk for European Large Complex Financial Institutions, IMF Working Paper, WP/10/153.
99. Pesaran, M. H., Schuermann, T., Treutler, B. and Weiner, S.M. (2006), Macroeconomic Dynamics and Credit Risk: A Global Perspective, Journal of Money, Credit, and Banking, 38, pp. 1211–1261.
100. Pestova, A., Mamonov, M. (2013), Macroeconomic and bank-specific determinants of credit risk: evidence from Russia, Economics Education and Research Consortium.
101. Petersen, M., and R. G. Rajan (1994), The benefits of lending relationships: Evidence from small business data, Journal of Finance 49 (1): 3–37.
102. Podpiera, J. and Weill, L. (2008), Bad Luck or Bad Management? Emerging Banking Market Experience, Journal of Financial Stability, 4, pp. 135–148.
103. Pratt, J. (1964), Risk Aversion in the Small and in the Large, Econometrica, 32 (2), 122-136.
104. Rajan, R. and Dahl, S.C. (2003), Non-performing Loans and Terms of Credit of Public Sector Banks in India: An Empirical Assessment, Occasional Papers, 24:3, Reserve Bank of India.
105. Rajan, R. (1994), Why bank credit policies fluctuate: a theory and some evidence, Quarterly Journal of Economics, 109, pp 399-441.
106. Rannenberg, A. (2012), Asymmetric Information in Credit Markets, Bank Leverage Cycles and Macroeconomic Dynamics, European Central Bank, Working Paper Series No 1487.
107. Resti, A., Sironi, A. (2007), Risk management and shareholders' value in banking, John Wiley&Sons.
108. Ross, S. (1981), Some Stronger Measures of Risk Aversion in the Small and in the Large, Econometrica, 49 (3), 621-639.

109. Rossi, S., Schwaiger, M. and Winkler, G. (2005), Managerial Behaviour and Cost/Profit Efficiency in the Banking Sectors of Central and Eastern European Countries, Working Paper No. 96, Austrian National Bank.
110. Salas, V. and Saurina, J. (2002), Credit Risk in Two Institutional Regimes: Spanish Commercial and Savings Banks, *Journal of Financial Services Research*, 22, pp. 203–224.
111. Schroeck, G. (2002). Risk Management and Value Creation in Financial Institutions. John Wiley & Sons, Inc.
112. Sezgin, O. (2006), Statistical method in credit rating, The Graduate School of Applied Mathematics of The Middle East Technical University (The Department of Financial Mathematics).
113. Sheuermann, T., Hanson, S. (2004), Estimation Probability of Default, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, no. 190.
114. Simon, H.A. (1955), A Behavioral Model of Rational Choice, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 69, 99–188.
115. Smith, C.W., Stulz, R.M. (1985). The Determinants of Firm's Hedging Policies. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20.
116. Stiglic, J. (2010), *Freefall*. W.W. Norton&Company, Inc., New York.
117. Stiglitz, J., Weiss., A. (1981), Credit Rationing in Markets with Imperfect Information, *The American Economic Review*, Volume 71.
118. Stiglitz, J., Weiss., A. (1992), Asymmetric Information in Credit Markets and Its Implication for Macro-Economics, *Oxford Economic Papers*, Vol. 44, No. 4.
119. Stulz, R.M. (1984). Optimal Hedging Policies. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19.
120. Stulz, R.M. (1999). What's wrong with modern capital budgeting?. *Financial Practice and Education*, 9.
121. Stulz, R.M. (2000). *Financial Engineering and Risk Management*. Southwestern Publishing, New York.
122. Thomas, L.C., Endelman, D.B., Crook, J.N. (2002), *Credit Scoring and Its Applications*, SIAM, Filadelfija.

123. Todorović, M. Pantelić, M. (2010), Finansijsko izveštavanje banaka: može li biti uzročnik finansijske krize i kako ga urediti nakon nje?, *Ekonomika preduzeća, Savez ekonomista Srbije*, LVII, 3/4, 2010, str. 160-173. ISSN: 0353-443X, COBISS.SR-ID 175813644.
124. Todorović, M. (2012), The Sustainability of Fair Value Accounting: A Behavioral View, *The International Conference: From Global Crisis to Economic Growth. Which Way to Take?*, Volume II Business and Management, Faculty of Economics University of Belgrade, Belgrade, September 20-22, 2012.
125. Townsend, R. (1979), Optimal contracts and competitive markets with costly state verification, *Journal of Economic Theory* 21 (2): 265–293.
126. Travica, M. (2012), Forward as a possible solution for currency induced credit risk identified in Non-performing loans-Foreign exchange rate regression model, London School Of Business and Finance, MBA Dissertation.
127. Trifunović, D. (2005), Investicioni izbor u uslovima neizvesnosti, *Ekonomski anali* 167.
128. Vogiazas, S.D., Nikolaidou, E. (2011), Credit risk determinants in the Bulgarian banking system and the Greek twin crises, *Management of International Business and Economics Systems* 177-189.
129. Vogiazas, S.D., Nikolaidou, E. (2011), Investigating the Determinants of Nonperforming Loans in the Romanian Banking System: An Empirical Study with Reference to the Greek Crisis, *Economics Research International*, Volume 2011, Article ID 214689.
130. Williams, J. (2004), Determining Management Behaviour in European Banking, *Journal of Banking and Finance* 28, 2427–2460.
131. Williamson, O.E. (1985). *The Economic Institutions of Capitalism*. New York: Free Press.
132. Zarnowitz, V. (1992), *Business cycles: theory, history, indicators and forecasting*, The university of Chicago press, In *Studies in business cycles*. vol 27.
133. Živković, B., Urošević, B. (2011), *Informaciona asimetrija, moralni hazard i finansijska kriza*, *Svetska finansijska kriza: izazovi i strategija*, Naučno društvo Srbije.

Списак прописа и других извора података

1. Basel Committee on Banking Supervision (2006), International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards.
2. Basel Committee on Banking Supervision (2000), Principles for the Management of Credit Risk.
3. Committee of European Banking Supervisors (2006), Capital Requirements Directive 2006/48/EC.
4. Committee of European Banking Supervisors, (2006), Capital Requirements Directive 2006/49/EC.
5. Committee of European Banking Supervisors (2006), Guidelines on the implementation, validation and assessment of Advanced Measurement (AMA) and Internal Ratings Based (IRB) Approaches.
6. Financial Market Authority Austria (2004), New Quantitative Models of Banking Supervision.
7. Financial Market Authority Austria (2004), Rating models and Validation.
8. Narodna banka Srbije, Odluka o adekvatnosti kapitala banke, Službeni glasnik Republike Srbije br. 46/2011 i 6/2013.
9. Narodna banka Srbije, Odluka o klasifikaciji bilansne aktive i vanbilansnih stavki banke, Službeni glasnik Republike Srbije br. 94/2011, 57/2012, 123/2012, 43/2013 и 113/2013.
10. Narodna banka Srbije, Odluka o upravljanju rizicima banke, Službeni glasnik Republike Srbije br. 94/2011, 119/2012, 123/2012, 23/2013, 43/2013 и 92/2013.
11. www.bis.org
12. www.imf.org
13. www.eba.europa.eu
14. www.minfin.gov.rs
15. www.nbs.rs
16. www.stat.gov.rs

PRILOG

Prilog 1 – Rezultati analize stacionarnosti vremenskih serija

RB	Oznaka serije	Naziv vremenske serije	Stacionarna	
			Da	Ne
1.	Z	Ukupni problematični krediti na kvartalnom nivou u periodu od 30.09.2008. do 31.12.2014. godine		•
2.	Y	Ukupan problematični krediti u sektoru privrede na kvartalnom nivou u periodu od 30.09.2008. do 31.12.2014. godine		•
3.	W	Ukupni problematični krediti u sektoru sektoru stanovništva na kvartalnom nivou u periodu od 30.09.2008. do 31.12.2014. godine	•	
4.	dszXk	Desezonirani bruto društveni proizvod na kvartalnom nivou u periodu od 30.09.2008. do 31.12.2014. godine	•	
5.	z	Ukupni problematični krediti na mesečnom nivou u periodu od 31.12.2008. do 31.12.2014. godine		•
6.	y	Ukupan problematični krediti u sektoru privrede na mesečnom nivou u periodu od 31.12.2008. do 31.12.2014. godine		•
7.	w	Ukupni problematični krediti u sektoru sektoru stanovništva na mesečnom nivou u periodu od 31.12.2008. do 31.12.2014. godine	•	
8.	xr	Desezonirane realne mesečne neto zarade u periodu od 31.12.2008. do 31.12.2014. godine	•	
9.	stn	Stopa nezaposlenosti na mesečnom nivou u periodu od 31.12.2008. do 31.12.2014. godine		•
10.	xk	Nominalni devizni kurs evra na mesečnom nivou u periodu od 31.12.2008. do 31.12.2014. godine		•
11.	rks	Referentna kamatna stope Narodne banke Srbije u periodu od 31.12.2008. do 31.12.2014. godine		•
12.	st	Nivo privrednih društava u stečaju u periodu od 31.12.2008. do 31.12.2014. godine		•
13.	yu	Vremenska serija koja obuhvata problematične kredite u sektoru		•

		privrede i nivo privrednih društava u stečaju u periodu od 31.12.2008. do 31.12.2014. godine		
14.	Z^*	Produžena vremenska serija kojom opisujemo nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru u periodu od 31.03.2006. do 31.12.2014. godine		•
15.	xsa	Vremenska serija kojom opisujemo kretanje desezoniranog bruto društvenog proizvoda u bankarskom sektoru u periodu od 31.03.2006. do 31.12.2014. godine		•

Slika 0. Pregled analize rezultata stacionarnosti vremenskih serija.

Vremenske serije kod kojih je testovima stacionarnosti konstatovana nestacionarnost, testirani su na prisustvo drugog jediničnog korena i testovima nije identifikovano postojanje drugog jediničnog korena.

Prilog 2 – Analiza uticaja ukupnog bruto društvenog proizvoda na nivo problematičnih kredita

a) Na nivou bankarskog sektora

Vremenska serija kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u bankarskom sektoru je nestacionarna vremenska serija (zk), dok je vremenska serija kojom opisujemo kretanje bruto društvenog proizvoda ($dszk$) stacionarna vremenska serija. Pristupićemo analizi kointegrisanosti ovih vremenskih serija.

Dependent Variable: Z
Method: Least Squares
Date: 09/08/15 Time: 14:58
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.58630	0.077327	162.7668	0.0000
DSZK	-1.813446	7.046399	-0.257358	0.7991
R-squared	0.002752	Mean dependent var		12.58630
Adjusted R-squared	-0.038800	S.D. dependent var		0.386859
S.E. of regression	0.394293	Akaike info criterion		1.050358
Sum squared resid	3.731206	Schwarz criterion		1.147135
Log likelihood	-11.65466	Hannan-Quinn criter.		1.078226
F-statistic	0.066233	Durbin-Watson stat		0.063386
Prob(F-statistic)	0.799096			

Slika 1. Klasični linearni regresioni model primenjen na problematične kredite u bankarskom sektoru i desezonirani bruto društveni proizvod

Postavili smo klasičan linearni regresioni model i iz njega formiramo seriju reziduala koju obeležavamo $r0^{84}$. Analiza stacionarnosti reziduala primenom DF testa reziduala daje potvrdu da je reč o stacionarnoj vremenskoj seriji i samim tim da postoji kointegrisanost između razmatrane dve vremenske serije.

Dependent Variable: D(R0)
 Method: Least Squares
 Date: 09/08/15 Time: 12:34
 Sample (adjusted): 2009Q1 2014Q4
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.154964	0.072542	-2.136183	0.0446
@TREND	0.014867	0.005146	2.889176	0.0088
R0(-1)	-0.520732	0.112550	-4.626666	0.0001

R-squared 0.589120 Mean dependent var 0.052962
 Adjusted R-squared 0.549989 S.D. dependent var 0.112830
 S.E. of regression 0.075690 Akaike info criterion -2.207882
 Sum squared resid 0.120307 Schwarz criterion -2.060625
 Log likelihood 29.49459 Hannan-Quinn criter. -2.168815
 F-statistic 15.05490 Durbin-Watson stat 1.924549
 Prob(F-statistic) 0.000088

Slika 2. Dickey Fuller-ov (DF) test reziduala za R0

Date: 09/08/15 Time: 15:02
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.015	0.015	0.0062	0.937	
2	-0.06...	-0.06...	0.1227	0.940	
3	0.060	0.063	0.2306	0.972	
4	-0.01...	-0.02...	0.2374	0.993	
5	-0.11...	-0.11...	0.6971	0.983	
6	-0.00...	-0.01...	0.6998	0.994	
7	-0.02...	-0.04...	0.7294	0.998	
8	-0.06...	-0.05...	0.8792	0.999	
9	-0.26...	-0.27...	3.8320	0.922	
1...	0.017	0.006	3.8452	0.954	
1...	-0.28...	-0.35...	7.7781	0.733	
1...	-0.02...	-0.00...	7.8088	0.800	

Slika 3. Korelogram za R0

Dependent Variable: D(Z)
 Method: Least Squares
 Date: 11/01/15 Time: 15:31
 Sample (adjusted): 2009Q1 2014Q4
 Included observations: 24 after adjustments

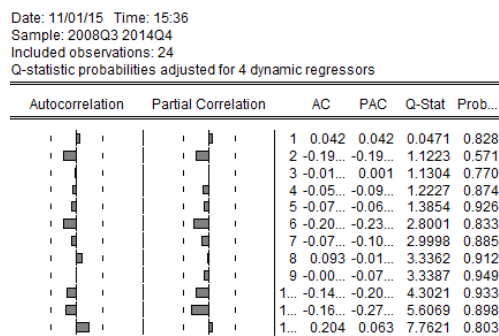
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R0(-1)	-0.101617	0.043571	-2.332201	0.0303
D(DSZXK)	-2.732033	1.057750	-2.582872	0.0178
D(Z(-1))	0.345167	0.130807	2.638749	0.0157
V201301	0.185704	0.064931	2.860014	0.0097

R-squared 0.544188 Mean dependent var 0.048797
 Adjusted R-squared 0.475816 S.D. dependent var 0.077341
 S.E. of regression 0.055995 Akaike info criterion -2.776092
 Sum squared resid 0.062709 Schwarz criterion -2.579750
 Log likelihood 37.31310 Hannan-Quinn criter. -2.724002
 Durbin-Watson stat 1.732041

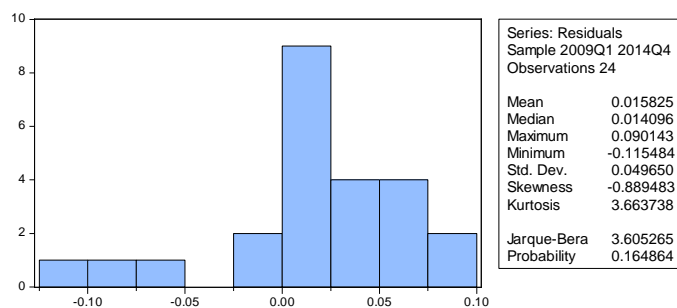
Slika 4. Model sa korekcijom ravnotežne greške koji uključuje problematične kredite u bankarskom sektoru i desezonirani bruto društveni proizvod

⁸⁴ Rezultate analize biće prikazani kroz izveštaje dobijene iz programskog paketa Eviews.

Model sa korekcijom ravnotežne greške potvrđuje statističku značajnost dugoročne ravnotežne veza u kretanju problematičnih kredita u bankarskom sektoru i desezoniranog bruto društvenog proizvoda, kao i statističku značajnost kratkoročnih veza u kretanju ovih varijabli. Korelogram i test normalnosti pokazuju odsustvo autokorelacije i prisustvo normalne raspodele u modelu. Takođe, potvrđeno je i da je specifikacija modela dobra.



Slika 5. Korelogram za model sa korekcijom ravnotežne greške prikazan na Slici 4.



Slika 6. Jarque Bera test normalnosti za model sa korekcijom ravnotežne greške prikazan na Slici 4

Ramsey RESET Test
 Equation: MODELZK1
 Specification: D(Z) R0(-1) D(DSZXK) D(Z(-1)) V201301
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.434667	19	0.6687
F-statistic	0.188935	(1, 19)	0.6687
Likelihood ratio	0.237476	1	0.6260

Slika 7. Ramsey Reset test za model sa korekcijom ravnotežne greške prikazan na Slici 4.

Takođe, možemo postaviti i alternativnu specifikaciju modela - umesto nivoa problematičnih kredita sa kašnjenjem od jednog kvartala uključujemo nivo problematičnih

kredita u sektoru stanovništva. Pretpostavljamo da desezonirani bruto društveni proizvod više utiče na sektor privrede i da ćemo uvođenjem varijable kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva jasnije istaći uticaj desezoniranog bruto društvenog proizvoda.

Dependent Variable: D(ZK)
 Method: Least Squares
 Date: 10/27/15 Time: 23:03
 Sample (adjusted): 2009Q1 2014Q4
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R0(-1)	-0.135276	0.029530	-4.581028	0.0002
D(DSZXK)	-1.797761	0.839184	-2.142272	0.0447
D(W)	0.857234	0.167946	5.104216	0.0001
V201301	0.116892	0.051045	2.289975	0.0330

R-squared	0.733132	Mean dependent var	0.048797
Adjusted R-squared	0.693102	S.D. dependent var	0.077341
S.E. of regression	0.042846	Akaike info criterion	-3.311420
Sum squared resid	0.036715	Schwarz criterion	-3.115077
Log likelihood	43.73704	Hannan-Quinn criter.	-3.259330
Durbin-Watson stat	1.682100		

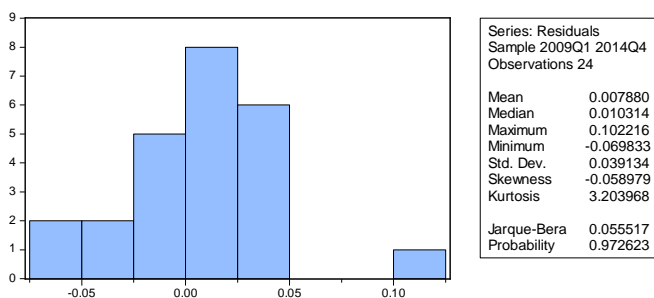
Slika 8. Model sa korekcijom ravnotežne greške koji uključuje problematične kredite u bankarskom sektoru i desezonirani bruto društveni proizvod (alternativna specifikacija)

Nakon ove modifikacije dobijamo jači uticaj dugoročne ravnotežne veze, dok kratkoročni uticaj desezonirnog bruto društvenog proizvoda neznatno slabi ali ostaje i dalje izraženo jak. Testovi primenjeni na ovaj model pokazuju prisustvo normalne raspodele, homoskedastičnost, dobru specifikaciju modela i odsustvo autokorelacije.

Date: 10/31/15 Time: 22:11
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24
 Q-statistic probabilities adjusted for 4 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...	
		1	0.108	0.108	0.3155	0.574
		2	0.046	0.035	0.3763	0.828
		3	0.065	0.057	0.5015	0.919
		4	-0.32...	-0.34...	3.7623	0.439
		5	-0.02...	0.055	3.7779	0.582
		6	-0.29...	-0.31...	6.7701	0.343
		7	-0.24...	-0.14...	9.0160	0.252
		8	0.033	-0.04...	9.0581	0.337
		9	-0.26...	-0.27...	11.928	0.217
		10	0.045	-0.09...	12.019	0.284
		11	0.194	0.061	13.823	0.243
		12	0.031	-0.08...	13.872	0.309

Slika 9. Korelogram za model prikazan na Slici 8.



Slika 10. JB test normalnosti za model prikazan za Slici 8.

Ramsey RESET Test
Equation: MODELZK1
Specification: D(ZK) R0(-1) D(DSZXK) D(W) V201301
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.283592	19	0.2147
F-statistic	1.647608	(1, 19)	0.2147
Likelihood ratio	1.995851	1	0.1577

Slika 11. Ramsey Reset test za model prikazan na Slici 8.

Pristupamo primeni vektorskog autoregresionog (VAR) modela u cilju analize uzročnosti, dekompozicije varijanse greške predviđanja i izračunavanja funkcije impulsnog odziva. VAR model postavljamo na prvim diferencama vremenskih serija ali smo prethodno i na osnovnim vrednostima vremenskih serija potvrdili postojanje uzročnosti u redu docnje jedan. Polazimo od VAR model u koji uključujemo D(Z) i D(DSZXK) kao razmatrane varijable i V201301, V200904, V201004 i V201204 kao determinističke komponente.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 10/31/15 Time: 22:49
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 21

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	D(Z)	D(DSZXK)	Joint
Lag 1	5.533248 [0.062874]	2.471746 [0.290581]	8.085238 [0.088505]
Lag 2	4.306346 [0.116115]	0.867089 [0.648208]	5.246516 [0.262926]
Lag 3	4.462129 [0.107414]	0.279284 [0.869669]	10.56778 [0.031876]
Lag 4	3.845782 [0.146184]	0.163519 [0.921494]	5.279856 [0.259769]
df	2	2	4

Slika 12. Sekvencijalni test na četvrtoj docnji

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: D(Z) D(DSZXK)
 Exogenous variables: V201301 V201204 V201004 V200904
 Date: 10/31/15 Time: 22:51
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 21

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	99.51453	NA	5.68e-07	-8.715670	-8.317756	-8.629312
1	106.6462	10.18809	4.31e-07	-9.013924	-8.417054	-8.884387
2	110.6281	4.929987	4.53e-07	-9.012201	-8.216374	-8.839486
3	120.7197	10.57209*	2.77e-07*	-9.592348	-8.597565*	-9.376454
4	125.5760	4.162570	2.95e-07	-9.673903*	-8.480163	-9.414831*

Slika 13. Test informacionih kriterijuma

Prema sekvencijalnom testu postoji značajnosti na trećoj docnji i donekle na prvoj docnji, dok prema testu informacionih kriterijuma značajnost postoji na četvrtoj i trećoj docnji. Na četvrtoj docnji je prisutna autokorelacija.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 10/31/15 Time: 22:53
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 21

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	3.494501	NA*	3.669226	NA*	NA*
2	8.336425	NA*	9.020827	NA*	NA*
3	9.743472	NA*	10.66238	NA*	NA*
4	11.24369	NA*	12.51560	NA*	NA*
5	13.29951	0.0099	15.21386	0.0043	4
6	14.13508	0.0783	16.38366	0.0372	8
7	16.79589	0.1574	20.37487	0.0603	12
8	20.91566	0.1818	27.02988	0.0412	16
9	25.00950	0.2011	34.19411	0.0248	20
10	26.89089	0.3100	37.76676	0.0366	24
11	28.98514	0.4133	42.18567	0.0416	28
12	29.83600	0.5765	44.17102	0.0744	32

Slika 14. Test autokorelacije na četvrtoj docnji

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 10/31/15 Time: 22:56
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(Z)	D(DSZXK)	Joint
Lag 1	12.50406 [0.001927]	2.926445 [0.231489]	16.83430 [0.002082]
Lag 2	9.165562 [0.010226]	1.972952 [0.372888]	11.49499 [0.021530]
Lag 3	9.624611 [0.008129]	0.402847 [0.817566]	15.63444 [0.003551]
df	2	2	4

Slika 15. Sekvencijalni test na trećoj docnji

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 10/31/15 Time: 22:58
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.211546	NA*	2.316858	NA*	NA*
2	6.740835	NA*	7.299076	NA*	NA*
3	8.044780	NA*	8.808907	NA*	NA*
4	11.78038	0.0191	13.37464	0.0096	4
5	15.69259	0.0470	18.43750	0.0182	8
6	16.22501	0.1811	19.16957	0.0845	12
7	17.40771	0.3597	20.90420	0.1822	16
8	19.35205	0.4991	23.95959	0.2442	20
9	20.69384	0.6567	26.23032	0.3416	24
10	23.10661	0.7277	30.65373	0.3327	28
11	24.78855	0.8145	34.01762	0.3707	32
12	26.83281	0.8661	38.51498	0.3564	36

Slika 16. Test autokorelacije na trećoj docnji

Na trećoj docnji postoji autokorelacija.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 10/31/15 Time: 23:00
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(Z)	D(DSZ(K))	Joint
Lag 1	9.797868 [0.007455]	5.452176 [0.065475]	14.88568 [0.004944]
Lag 2	5.726124 [0.057094]	4.826788 [0.089511]	7.782550 [0.099876]
df	2	2	4

Slika 17. Sekvencijalni test na drugoj docnji

Ne postoji značajnost na drugoj docnji ali se p-vrednost od oko 9% ne može skor odbaciti tako da pristupamo testiranju normalnosti i autokorelacije.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 10/31/15 Time: 23:04
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.706063	NA*	2.829065	NA*	NA*
2	6.658769	NA*	7.158220	NA*	NA*
3	7.770418	0.1004	8.436617	0.0768	4
4	13.42118	0.0982	15.27701	0.0540	8
5	15.70933	0.2049	18.20076	0.1097	12
6	16.81627	0.3976	19.69838	0.2341	16
7	20.85729	0.4056	25.50735	0.1827	20
8	21.80432	0.5909	26.95946	0.3063	24
9	23.33412	0.7161	29.47271	0.3889	28
10	24.31084	0.8329	31.20075	0.5068	32
11	24.37456	0.9296	31.32287	0.6906	36
12	25.72086	0.9610	34.13787	0.7307	40

Slika 18. Test autokorelacije na drugoj docnji

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 10/31/15 Time: 23:05
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.815372	3.270336	1	0.0705
2	-0.200284	0.222622	1	0.6370
Joint		3.492958	2	0.1744

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.725121	0.260120	1	0.6100
2	3.234809	1.807934	1	0.1788
Joint		2.068055	2	0.3556

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.530456	2	0.1711
2	2.030557	2	0.3623
Joint	5.561013	4	0.2344

Slika 19. Test normalnosti na drugoj docnji

Na drugoj docnji nije prisutna autokorelacija i prisutana je normalna raspodela. Test uzročnosti na drugoj docnji pokazuje prisutnu jednostranu uzročnost tj. da promena desezoniranog bruto društvenog proizvoda utiče na promenu problematičnih kredita u bankarskom sektoru.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 10/31/15 Time: 23:06
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Dependent variable: D(Z)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DSZXK)	7.438576	2	0.0243
All	7.438576	2	0.0243

Dependent variable: D(DSZXK)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Z)	4.004395	2	0.1350
All	4.004395	2	0.1350

Slika 20. Test uzročnosti na drugoj docnji

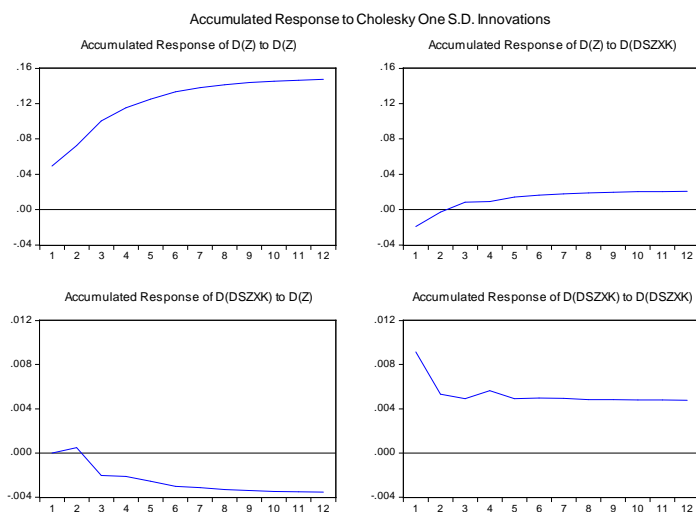
Variance Decomposition of D(Z):			
Perio...	S.E.	D(Z)	D(DSZXK)
1	0.052698	87.06550	12.93450
2	0.059854	82.63535	17.36465
3	0.066981	83.39493	16.60507
4	0.068584	84.14498	15.85502
5	0.069495	84.03700	15.96300
6	0.069995	84.16017	15.83983
7	0.070169	84.20819	15.79181
8	0.070267	84.21571	15.78429
9	0.070313	84.22697	15.77303
10	0.070333	84.23079	15.76921
11	0.070343	84.23239	15.76761
12	0.070347	84.23340	15.76660

Variance Decomposition of D(DSZXK):			
Perio...	S.E.	D(Z)	D(DSZXK)
1	0.009150	0.000000	100.0000
2	0.009930	0.248912	99.75109
3	0.010256	6.318663	93.68134
4	0.010281	6.296019	93.70398
5	0.010315	6.420532	93.57947
6	0.010325	6.612843	93.38716
7	0.010326	6.624487	93.37551
8	0.010328	6.648365	93.35164
9	0.010329	6.658748	93.34125
10	0.010329	6.661511	93.33849
11	0.010329	6.663869	93.33613
12	0.010329	6.664744	93.33526

Cholesky Ordering: D(DSZXK) D(Z)

Slika 21. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja na drugoj docnji

Analizom dekompozicije varijanse greške predviđanja vidimo da postoji uticaj promene sezonsiranog bruto društvenog proizvoda na problematične kredite u bankarskom sektoru od od 15% do 17%.



Slika 22. Kumulativna funkcija impulsnog odziva na drugoj docnji

Funkcija impulsnog odziva pokazuje da postoji u prvom kvartalu negativan uticaj promene bruto društvenog proizvoda na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Nakon prvog kvartala ovaj uticaj je blago pozitivan. Ipak, nastavljamo dalje sa testiranjem jer je dobijeni rezultat je dosta slab, pre svega, zbog malog uticaja promene bruto društvenog proizvoda na promenu problematičnih kredita.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 10/31/15 Time: 22:39
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(Z)	D(DSZXK)	Joint
Lag 1	32.57017 [8.46e-08]	5.360642 [0.068541]	38.35273 [9.48e-08]
df	2	2	4

Slika 23. Sekvencijalni test na prvoj docnji

Na prvoj docnji postoji statistička značajnost. Nije prisutna autokorelacija i prisutna je normalna raspodela.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 10/31/15 Time: 22:40
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	3.521955	NA*	3.675083	NA*	NA*
2	7.671202	0.1044	8.201535	0.0845	4
3	8.897363	0.3510	9.602861	0.2940	8
4	16.10355	0.1865	18.25029	0.1083	12
5	22.52015	0.1272	26.35547	0.0492	16
6	22.94945	0.2913	26.92786	0.1373	20
7	26.68495	0.3194	32.20152	0.1221	24
8	30.00362	0.3630	37.17952	0.1150	28
9	32.45415	0.4444	41.10037	0.1300	32
10	33.32578	0.5964	42.59459	0.2085	36
11	34.11925	0.7315	44.05945	0.3038	40
12	35.76122	0.8072	47.34340	0.3378	44

Slika 24. Test autokorelacije na prvoj docnji

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 10/31/15 Time: 22:41
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.457012	1.153081	1	0.2829
2	-0.225480	0.290497	1	0.5899
Joint		1.443579	2	0.4859

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.869972	0.075969	1	0.7828
2	2.023698	0.962248	1	0.3266
Joint		1.038218	2	0.5951

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.229051	2	0.5409
2	1.252746	2	0.5345
Joint	2.481797	4	0.6479

Slika 25. Test normalnosti na prvoj docnji

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 10/31/15 Time: 22:26
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Dependent variable: D(Z)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DSZXK)	4.729805	1	0.0296
All	4.729805	1	0.0296

Dependent variable: D(DSZXK)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Z)	3.571837	1	0.0588
All	3.571837	1	0.0588

Slika 26. Test uzročnosti na prvoj docnji

Dobijeni rezultat analize uzročnosti pokazuje da postoji simultana uzročnost u kretanju desezonirnog bruto društvenog proizvoda i problematičnih kredita u bankarskom sektoru.

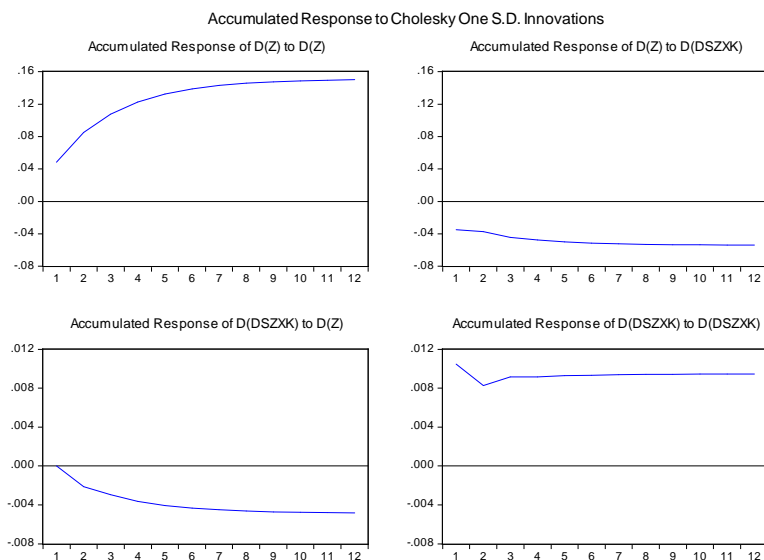
Variance Decomposition of D(Z):			
Perio...	S.E.	D(Z)	D(DSZXK)
1	0.059773	65.79934	34.20066
2	0.070054	74.97657	25.02343
3	0.073928	76.66570	23.33430
4	0.075517	77.46460	22.53540
5	0.076185	77.75892	22.24108
6	0.076469	77.88623	22.11377
7	0.076590	77.93927	22.06073
8	0.076641	77.96195	22.03805
9	0.076663	77.97160	22.02840
10	0.076673	77.97573	22.02427
11	0.076677	77.97749	22.02251
12	0.076679	77.97824	22.02176

Variance Decomposition of D(DSZXK):			
Perio...	S.E.	D(Z)	D(DSZXK)
1	0.010471	0.000000	100.0000
2	0.010908	3.758519	96.24148
3	0.010977	4.292414	95.70759
4	0.010998	4.666433	95.33357
5	0.011007	4.799879	95.20012
6	0.011011	4.861040	95.13896
7	0.011012	4.886420	95.11358
8	0.011013	4.897379	95.10262
9	0.011013	4.902040	95.09796
10	0.011013	4.904034	95.09597
11	0.011013	4.904886	95.09511
12	0.011013	4.905249	95.09475

Cholesky Ordering: D(DSZXK) D(Z)

Slika 27. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja na prvoj docnji

Međutim, analizom dekompozicije varijanse vidimo da je uticaj promene desezoniranog bruto društvenog proizvoda na promenu nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru prisutan dok je uticaj promene nivoa problematičnih kredita na promenu desezoniranog bruto društvenog proizvoda izraženo slab. Sve ovo nam daje za pravo da zaključimo da i pored prisutne simultanosti ona nije toliko značajna tako da je možemo zanemariti i na dalje ostati na dokazu o jednostranoj uzročnosti. Najveći deo promene ukupnih problematičnih kretanja u bankarskom sektoru je objašnjen sopstvenim kretanjem.



Slika 28. Kumulativna funkcija impulsnog odziva na prvoj docnji

Funkcija implusnog odziva pokazuje da pad desezoniranog bruto društvenog proizvoda utiče na porast nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru.

Identifkovali smo da je rezultat osetljiv na red VAR modela ali se iz ekonomskih razloga opredeljujemo za docnju reda jedan. Nismo pronašli ni jedan valjan ekonomski razlog zbog koga bi slabljenje ekonomske aktivnosti imalo vremensko kašnjenje veće od jednog kvartala. Jedan kvartal je dovoljan da se izmenjene ekonomoske okolnosti ispolje tj. da svoj prvi efekat manifestuju u roku od 90 do 180 dana.

b) U sektoru privrede

Vremenska serija kojom opisujem nivo problematičnih kredita u sektoru privrede (y_k) je nestacionarna, a vremenska serija kojom opisujemo desezonirani bruto društveni proizvod (dsz_xk) je stacionarna. Testiraćemo prisustvo kointegrisanosti između navedene dve vremenske serije.

Dependent Variable: YK
 Method: Least Squares
 Date: 09/09/15 Time: 21:34
 Sample (adjusted): 2009Q1 2014Q4
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.25332	0.033280	368.1932	0.0000
DSZXK	7.324539	3.306867	2.214948	0.0374
R-squared	0.182338	Mean dependent var		12.24202
Adjusted R-squared	0.145172	S.D. dependent var		0.174253
S.E. of regression	0.161109	Akaike info criterion		-0.733814
Sum squared resid	0.571036	Schwarz criterion		-0.635643
Log likelihood	10.80576	Hannan-Quinn criter.		-0.707769
F-statistic	4.905996	Durbin-Watson stat		0.718217
Prob(F-statistic)	0.037425			

Slika 1. Klasični linerani regresioni model primenjen na osnovne vrednosti vremenskih serija

Formiramo seriju reziduala iz prethodnog modela i obeležavamo je sa *RY0*. Primenom DF testa reziduala (DFR) dobijamo potvrdu da je serija *RY0* stacionarna vremenska serija (kritična vrednost DFR statistike iznosi -4,21), čime potvrđujemo da postoji kointegrisanost između razmatranih vremenskih serija.

Dependent Variable: D(RY0)
 Method: Least Squares
 Date: 09/08/15 Time: 12:33
 Sample (adjusted): 2009Q2 2014Q4
 Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.144707	0.068720	-2.105743	0.0481
@TREND	0.011664	0.004636	2.516219	0.0205
RY0(-1)	-0.875193	0.197203	-4.438029	0.0003
R-squared	0.513239	Mean dependent var		0.022644
Adjusted R-squared	0.464563	S.D. dependent var		0.134559
S.E. of regression	0.098461	Akaike info criterion		-1.677195
Sum squared resid	0.193893	Schwarz criterion		-1.529087
Log likelihood	22.28774	Hannan-Quinn criter.		-1.639946
F-statistic	10.54397	Durbin-Watson stat		2.019973
Prob(F-statistic)	0.000747			

Slika 2. DF test reziduala za seriju RY0

Date: 09/09/15 Time: 21:39
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23
 Q-statistic probabilities: adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.02...	-0.02...	0.0200	0.888	
2	-0.12...	-0.12...	0.4533	0.797	
3	0.017	0.010	0.4619	0.927	
4	-0.15...	-0.17...	1.1844	0.881	
5	-0.20...	-0.21...	2.4835	0.779	
6	-0.04...	-0.11...	2.5369	0.864	
7	0.135	0.073	3.1955	0.866	
8	0.078	0.047	3.4289	0.905	
9	-0.16...	-0.22...	4.5720	0.870	
1...	0.117	0.046	5.1765	0.879	
1...	-0.29...	-0.38...	9.3431	0.590	
1...	-0.12...	-0.10...	10.142	0.604	

Slika 3. Korelogram za seriju RY0

Postavljamo model sa korekcijom ravnotežne greške.

Dependent Variable: D(YK)
 Method: Least Squares
 Date: 09/09/15 Time: 22:03
 Sample (adjusted): 2009Q2 2014Q4
 Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RY0(-1)	-0.256880	0.062378	-4.118102	0.0006
D(DSZK)	-3.063544	0.966906	-3.168400	0.0053
V201002	0.136694	0.042832	3.191411	0.0051
V201204	-0.146366	0.046403	-3.154201	0.0055
V201301	0.189198	0.051723	3.657928	0.0018

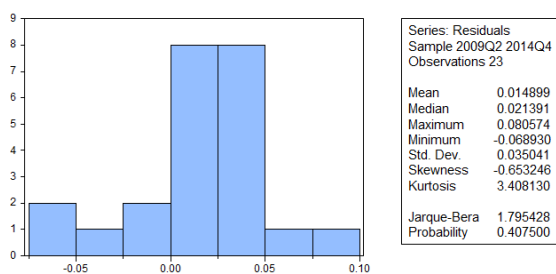
R-squared	0.769847	Mean dependent var	0.023525
Adjusted R-squared	0.718702	S.D. dependent var	0.079644
S.E. of regression	0.042241	Akaike info criterion	-3.301170
Sum squared resid	0.032118	Schwarz criterion	-3.054323
Log likelihood	42.96345	Hannan-Quinn criter.	-3.239089
Durbin-Watson stat	1.370884		

Slika 4. Model sa korekcijom ravnotežne greške

Date: 09/09/15 Time: 22:04
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23
 Q-statistic probabilities adjusted for 5 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.085	0.085	0.1869	0.666	
2	-0.04...	-0.05...	0.2456	0.884	
3	-0.02...	-0.01...	0.2677	0.966	
4	-0.17...	-0.17...	1.1818	0.881	
5	0.005	0.034	1.1827	0.947	
6	-0.21...	-0.25...	2.7988	0.834	
7	-0.11...	-0.08...	3.2763	0.858	
8	0.070	0.023	3.4618	0.902	
9	0.013	-0.01...	3.4684	0.943	
1...	0.060	-0.02...	3.6271	0.963	
1...	0.081	0.062	3.9390	0.972	
1...	-0.06...	-0.11...	4.1635	0.980	

Slika 5. Korelogram za model prikazan na Slici 4.



Slika 6. Test normalnosti za model prikazan na Slici 4.

Reset test potvrđuje tačnu specifikaciju modela.

Ramsey RESET Test
Equation: MODELK1
Specification: D(Y) RY0(-1) D(DSZXK) V201002 V201204 V201301
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.012939	17	0.3253
F-statistic	1.026045	(1, 17)	0.3253
Likelihood ratio	1.347899	1	0.2456

Slika 7. Test specifikacije za model prikazan na Slici 4.

Postavljamo VAR model u kome kao varijable uključujemo problematične kredita u sektoru privrede i sezonalni bruto društveni proizvod, dok kao determinističke komponente uključujemo veštačke varijable već upotrebene kod modela sa korekcijom ravnotežne greške. Primenjujemo sekvencijalni test koji ukazuje na postojanje statističke značajnosti na prvoj, drugoj i trećoj docnji.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 11/01/15 Time: 18:15
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 21

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	D(Y)	D(DSZXK)	Joint
Lag 1	39.32989 [2.88e-09]	6.592903 [0.037014]	41.28306 [2.35e-08]
Lag 2	17.74916 [0.000140]	2.967269 [0.226812]	20.35611 [0.000425]
Lag 3	13.15370 [0.001392]	1.612494 [0.446531]	17.05189 [0.001889]
Lag 4	3.257089 [0.196215]	0.009916 [0.995054]	4.658890 [0.324121]
df	2	2	4

Slika 8. Sekvencijalni test na četvrtoj docnji

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: D(Y) D(DSZXK)
Exogenous variables: V201301 V201204 V201002
Date: 11/01/15 Time: 18:17
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 21

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	102.7914	NA	3.41e-07	-9.218231	-8.919796	-9.153463
1	107.6281	7.370237	3.20e-07	-9.297918	-8.800527	-9.189971
2	112.1487	6.027473	3.15e-07	-9.347500	-8.651151	-9.196374
3	124.3608	13.95668*	1.54e-07*	-10.12960	-9.234299*	-9.935300*
4	128.3784	3.826206	1.72e-07	-10.13127*	-9.037010	-9.893789

Slika 9. Test informacionih kriterijuma na četvrtoj docnji

AIK informacijski kriterijum pokazuje da je četvrta docnja statistički značajna, dok SC i HQ informacijski kriterijum pokazuju da je treća docnja statistički značajna.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 11/01/15 Time: 18:19
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 21

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.048934	0.012531	1	0.9109
2	-1.415533	7.758313	1	0.0053
Joint		7.770844	2	0.0205

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.349950	8.138344	1	0.0043
2	4.599666	1.772078	1	0.1831
Joint		9.910423	2	0.0070

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	8.150875	2	0.0170
2	9.530391	2	0.0085
Joint	17.68127	4	0.0014

Slika 10. Test normalnosti na četvrtoj docnji

Test normalnosti potvrđuje odsustvo normalne raspodele na četvrtoj docnji.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 11/01/15 Time: 18:20
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(Y)	D(DSZXK)	Joint
Lag 1	21.12176 [2.59e-05]	7.698342 [0.021297]	22.54998 [0.000156]
Lag 2	13.11824 [0.001417]	5.964436 [0.050680]	15.08556 [0.004527]
Lag 3	9.540853 [0.008477]	2.601257 [0.272361]	13.34263 [0.009717]
df	2	2	4

Slika 11. Sekvencijalni test na trećoj docnji

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 11/01/15 Time: 18:21
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.006970	0.000263	1	0.9871
2	-1.271421	6.731084	1	0.0095
Joint		6.731347	2	0.0345

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.414847	2.945098	1	0.0861
2	4.471723	0.402119	1	0.5260
Joint		3.347217	2	0.1876

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	2.945361	2	0.2293
2	7.133202	2	0.0283
Joint	10.07856	4	0.0391

Slika 12. Test normalnosti na trećoj docnji

Na trećoj docnji nije prisutna normalna raspodela.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 11/01/15 Time: 18:22
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(Y)	D(DSZXK)	Joint
Lag 1	6.520194 [0.038385]	5.027703 [0.080956]	10.29158 [0.035792]
Lag 2	3.942804 [0.139261]	4.449377 [0.108101]	5.434992 [0.245503]
df	2	2	4

Slika 13. Sekvencijalni test na drugoj docnji

Na drugoj docnji nema statističke značajnosti.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 11/01/15 Time: 18:23
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	5.582712	NA*	5.836472	NA*	NA*
2	7.931739	NA*	8.409216	NA*	NA*
3	10.45179	0.0335	11.30727	0.0233	4
4	12.57296	0.1274	13.87501	0.0851	8
5	14.74192	0.2559	16.64645	0.1634	12
6	16.33529	0.4298	18.80219	0.2791	16

Slika 14. Test autokorelacije na drugoj docnji

Na drugoj docnji je prisutna autokorelacija.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 11/01/15 Time: 18:23
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(Y)	D(DSZXK)	Joint
Lag 1	12.06604 [0.002398]	3.723660 [0.155388]	15.95861 [0.003075]
df	2	2	4

Slika 15. Sekvencijalni test na prvoj docnji

Postoji značajnost na prvoj docnji. Normalna raspodela je prisutna i autokorelacija odsutna.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doomik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 11/01/15 Time: 18:25
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.416473	0.964777	1	0.3260
2	-0.159379	0.145983	1	0.7024
Joint		1.110759	2	0.5739

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.912907	3.698768	1	0.0545
2	2.041507	0.709101	1	0.3997
Joint		4.407870	2	0.1104

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	4.663545	2	0.0971
2	0.855084	2	0.6521
Joint	5.518629	4	0.2381

Slika 16. Test normalnosti na prvoj docnji

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 11/01/15 Time: 18:26
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.023997	NA*	2.111997	NA*	NA*
2	4.643312	0.3259	4.969432	0.2904	4
3	5.796789	0.6700	6.287691	0.6150	8
4	8.702182	0.7281	9.774162	0.6358	12
5	12.44789	0.7126	14.50558	0.5611	16
6	13.99680	0.8307	16.57079	0.6806	20
7	15.55514	0.9035	18.77081	0.7641	24
8	15.76929	0.9691	19.09203	0.8953	28
9	18.82012	0.9689	23.97335	0.8454	32
10	19.39869	0.9892	24.96519	0.9166	36
11	21.50707	0.9926	28.85759	0.9046	40
12	23.73739	0.9946	33.31823	0.8798	44

Slika 17. Test autokorelacije na prvoj docnji

Primenićemo Grejndžerov test uzročnosti na ispitivanje da li bruto društveni proizvod utiče na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede ali i na to da li nivo problematičnih kredita u sektoru privrede utiče na bruto društveni proizvod.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 11/01/15 Time: 18:26
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Dependent variable: D(Y)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DSZXK)	4.812046	1	0.0283
All	4.812046	1	0.0283

Dependent variable: D(DSZXK)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Y)	1.844027	1	0.1745
All	1.844027	1	0.1745

Slika 18. Test uzročnosti na prvoj docnji

Na nivou značajnosti od 5% možemo reći da desezonirani bruto društveni proizvod utiče na nivo problematičnih kredita.

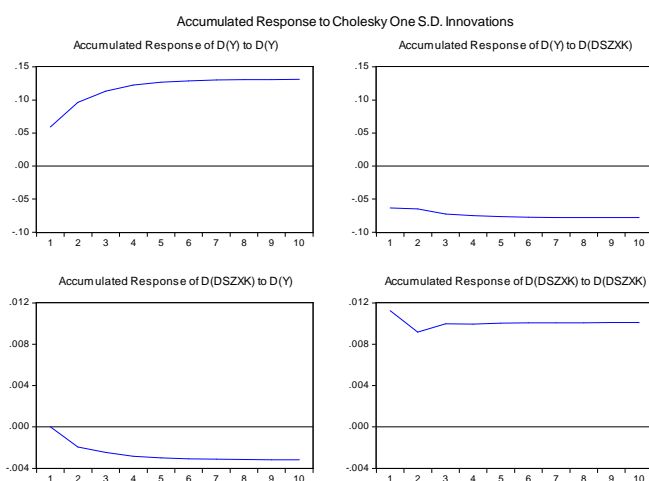
Variance Decomposition of D(Y):			
Perio...	S.E.	D(Y)	D(DSZXK)
1	0.086422	46.50150	53.49850
2	0.094173	54.92538	45.07462
3	0.096025	55.94837	44.05163
4	0.096472	56.30024	43.69976
5	0.096586	56.37686	43.62314
6	0.096615	56.39770	43.60230
7	0.096622	56.40281	43.59719
8	0.096624	56.40413	43.59587
9	0.096624	56.40446	43.59554
10	0.096624	56.40454	43.59546

Variance Decomposition of D(DSZXK):			
Perio...	S.E.	D(Y)	D(DSZXK)
1	0.011243	0.000000	100.0000
2	0.011601	2.850367	97.14963
3	0.011641	3.025292	96.97471
4	0.011647	3.124546	96.87545
5	0.011648	3.142668	96.85733
6	0.011649	3.148097	96.85190
7	0.011649	3.149371	96.85063
8	0.011649	3.149706	96.85029
9	0.011649	3.149790	96.85021
10	0.011649	3.149811	96.85019

Cholesky Ordering: D(DSZXK) D(Y)

Slika 19. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja na prvoj docnji

Analizom dekompozicije varijanse greške predviđanja, primenom Cholesky redosleda $D(DSZXK) - D(YK)$, dobijamo da se na kraju druge godine oko 43,6% promena problematičnih kredita u sektoru privrede može objasniti promenom nivoa desezoniranog bruto društvenog proizvoda (očigledan dokaz postojanja uzročnosti koja nije zanemarljiva). 56,4% promena problematičnih kredita u sektoru privrede na kraju druge godine može se objasniti sopstvenim kretanjem. Samo oko 3% promena desezoniranog bruto društvenog proizvoda na kraju druge godine može biti objašnjeno promenom problematičnih kredita u sektoru privrede (još jedan dokaz odsustva simultanosti).



Slika 20. Kumulativna funkcija impulsnog odziva na prvoj docnji

Kumulativna funkcija impulsnog odziva pokazuje nam da je u uslovima delovanja slučajnog šoka od jedne standardne devijacije uticaj problematičnih kredita u sektoru privrede na sopstveno kretanje, uticaj problematičnih kredita u sektoru privrede na desezonirani bruto društveni proizvod i uticaj desezoniranog bruto društvenog proizvoda na sopstveno kretanja pozitivan, dok je uticaj desezoniranog bruto društvenog proizvoda na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede negativan.

c) U sektoru privrede sa uključenim efektima stečaja

Kao što je prethodno navedeno privredna društva koja pređu u stečaj prema metodologiji Narodne banke Srbije ne vode se u okviru sektora privrede već u okviru sektora drugih komitenata. Privredna društva u stečaju prema podacima za 31.12.2014. godine čine oko 97% sektora drugih komitenata. Sektor drugih komitenata čini oko 21% ukupnih problematičnih kredita na isti datum.

Logaritmovanu vrednost problematičnih kredita u sektoru drugih komitenata obeležavamo sa st , a vremensku seriju kojom opisujemo kretanje logaritmovane vrednosti ukupnih problematičnih kredita u privredi sa yu . Yu je dobijeno logaritmovanjem zbira osnovnih vrednosti problematičnih kredita u sektoru privrede i problematičnih kredita u sektoru drugih komitenata. Testovi stacionarnosti su pokazali da su obe novoformirane serije nestacionarne.

Takođe, analize su pokazale da ne postoji kointegrisanost serije st i serije yu sa kretanjem sezonalnog bruto društvenog proizvoda.

Dependent Variable: ST
Method: Least Squares
Date: 09/10/15 Time: 09:35
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 26

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.76077	0.192716	55.83735	0.0000
DSZK	10.44098	17.56118	0.594549	0.5577

R-squared 0.014515 Mean dependent var 10.76077
Adjusted R-squared -0.026547 S.D. dependent var 0.969875
S.E. of regression 0.982665 Akaike info criterion 2.876706
Sum squared resid 23.17512 Schwarz criterion 2.973483
Log likelihood -35.39718 Hannan-Quinn criter. 2.904574
F-statistic 0.353489 Durbin-Watson stat 0.065244
Prob(F-statistic) 0.557709

Slika 1. Klasični linarni regresioni model kojim opisujemo kretanje privrednih društava u stečaju

Iz prethodno prikaznog modela formirana je serija reziduala koju obeležavamo sa $rs0$.

Dependent Variable: D(RS0)
 Method: Least Squares
 Date: 09/10/15 Time: 10:41
 Sample (adjusted): 2008Q4 2014Q4
 Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.038134	0.172840	-0.220632	0.8274
@TREND	0.012366	0.012711	0.972828	0.3412
RS0(-1)	-0.206247	0.097528	-2.114732	0.0460
R-squared	0.319424	Mean dependent var		0.131076
Adjusted R-squared	0.257553	S.D. dependent var		0.212380
S.E. of regression	0.182998	Akaike info criterion		-0.446521
Sum squared resid	0.736739	Schwarz criterion		-0.300256
Log likelihood	8.581511	Hannan-Quinn criter.		-0.405953
F-statistic	5.162775	Durbin-Watson stat		2.194683
Prob(F-statistic)	0.014509			

Slika 2. DF test reziduala za vremensku seriju RS0

Date: 09/10/15 Time: 10:41
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 25
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
█	█	1 -0.11...	-0.11...	0.3621	0.547
█	█	2 0.029 0.016	0.3863	0.824	
█	█	3 0.281 0.290	2.8123	0.421	
█	█	4 -0.29... -0.25...	5.5439	0.236	
█	█	5 -0.12... -0.22...	6.0786	0.299	
█	█	6 0.114 0.050	6.5369	0.366	
█	█	7 -0.20... -0.02...	8.1797	0.317	
█	█	8 -0.08... -0.13...	8.4972	0.386	
█	█	9 -0.12... -0.31...	9.1147	0.427	
█	█	1... -0.14... -0.11...	10.006	0.440	
█	█	1... -0.05... -0.03...	10.167	0.515	
█	█	1... -0.07... -0.12...	10.425	0.579	

Slika 3. Korelogram za model prikazan na Slici 2.

DFR test je pokazao da je $rs0$ nestacionarna, tako da ne postoji kointegracija i mogućnost analiziranja ove serije primenom VAR modela. Analize su takođe pokazale da serija yu nije kointegrirana sa kretanjem bruto društvenog proizvoda. Zbog toga će serija st na dalje biti uključena u prethodno razvijeni model za sektor privrede kao dodatna varijabla.

Dependent Variable: D(YK)
 Method: Least Squares
 Date: 09/10/15 Time: 09:36
 Sample (adjusted): 2009Q3 2014Q4
 Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RY0(-1)	-0.157675	0.071753	-2.197451	0.0431
D(DSZXK)	-3.001663	0.865587	-3.467778	0.0032
V201002	0.136372	0.038586	3.534224	0.0028
V201204	-0.186719	0.044424	-4.203106	0.0007
V201301	0.172578	0.046717	3.694080	0.0020
D(ST(-3))	0.088179	0.038621	2.283214	0.0364

R-squared	0.807233	Mean dependent var	0.017063
Adjusted R-squared	0.746994	S.D. dependent var	0.075095
S.E. of regression	0.037773	Akaike info criterion	-3.487459
Sum squared resid	0.022828	Schwarz criterion	-3.189902
Log likelihood	44.36205	Hannan-Quinn criter.	-3.417364
Durbin-Watson stat	1.347078		

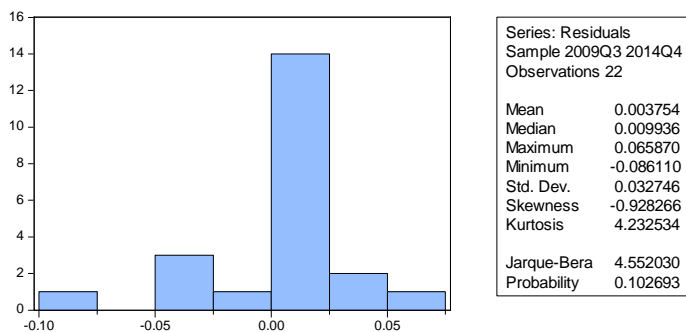
Slika 4. Prošireni model sa korekcijom ravnotežne greške

Odgovarajući testovi su potvrdili poželjna svojstva modela sa uključenom varijablom *st*.

Date: 09/10/15 Time: 10:45
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22
 Q-statistic probabilities adjusted for 6 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.119	0.119	0.3554	0.551	
2	-0.02...	-0.04...	0.3720	0.830	
3	-0.07...	-0.06...	0.5308	0.912	
4	-0.17...	-0.16...	1.4700	0.832	
5	0.038	0.077	1.5149	0.911	
6	-0.04...	-0.07...	1.5672	0.955	
7	-0.11...	-0.12...	1.9909	0.960	
8	0.008	0.010	1.9934	0.981	
9	0.078	0.089	2.2379	0.987	
1...	0.033	-0.02...	2.2860	0.994	
1...	0.136	0.112	3.1777	0.988	
1...	-0.15...	-0.17...	4.5043	0.973	

Slika 5. Korelogram za model prikazan na Slici 4.



Slika 6. Test normalnost za model prikazan na Slici 4.

Ramsey RESET Test
Equation: MODELK1
Specification: D(YK) RY0(-1) D(DSZXK) V201002 V201204 V201301 D(ST(-3))
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.371009	15	0.7158
F-statistic	0.137648	(1, 15)	0.7158
Likelihood ratio	0.200963	1	0.6539

Slika 7. Test specifikacije za model prikazan na Slici 4.

Nakon dopune modela sa novom varijablom uviđamo da je varijabla *st* statistički značajna i da se njenim uključenjem povećava korigovani koeficijent determinacije. Rezultat nam ukazuje da privredna društva koja pređu u stečaj sa kašnjenjem od tri kvartala utiču na stečaj drugih privrednih društava zbog postojanja povezanosti. Uticaj ovog faktora je nešto slabiji nego u slučaju modela koji je razvijen za bankarski sektor ali to samo ukazuju da pored uticaja privrednih društava u stečaju na porast problematičnih kredita u sektoru privrede postoje i neki drugi faktori koji nisu identifikovani. Problematični krediti u sektoru privrede sa kašnjenjem od jednog ili više kvartala nisu se pokazali kao statistički značajni u objašnjenju tekućeg kretanja problematičnih kredita u sektoru privrede. Takođe, problematični krediti u sektoru stanovništva sa kašnjenjem od jednog ili više kvartala nisu se pokazali kao statistički značajni u objašnjenju tekućeg kretanja problematičnih kredita u sektoru privrede.

Ukoliko u prethodno postavljeni VAR modelu reda jedan koji smo koristili pri analizi uticaja sezonsiranog bruto društvenog proizvoda na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede uključimo novu varijablu – *ST* (privredna društva u stečaju), dobijamo sledeći rezultat analize uzročnosti:

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 11/01/15 Time: 18:43
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Dependent variable: D(Y)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DSZXK)	2.933080	1	0.0868
D(ST)	4.279666	1	0.0386
All	10.41014	2	0.0055

Dependent variable: D(DSZXK)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Y)	0.936244	1	0.3332
D(ST)	0.878984	1	0.3485
All	3.336364	2	0.1886

Dependent variable: D(ST)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Y)	2.619698	1	0.1055
D(DSZXK)	0.079941	1	0.7774
All	2.995903	2	0.2236

Slika 8. Test uzročnosti na prvoj docnji

Grejžerov test uzročnosti je pokazao da postoji jednostrana uzročnost. Takođe, potvrđena je normalna raspodela i odsustvo autokorelacije.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 11/01/15 Time: 18:44
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.472328	1.228006	1	0.2678
2	-0.224220	0.287296	1	0.5920
3	0.608640	1.979360	1	0.1595
Joint		3.494663	3	0.3215

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.901018	0.083857	1	0.7721
2	2.444490	0.001865	1	0.9656
3	3.302034	0.312556	1	0.5761
Joint		0.398277	3	0.9406

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.311863	2	0.5190
2	0.289161	2	0.8654
3	2.291916	2	0.3179
Joint	3.892940	6	0.6912

Slika 9. Test normalnosti na prvoj docnji

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 11/01/15 Time: 18:46
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	6.170948	NA*	6.439251	NA*	NA*
2	15.72897	0.0728	16.86618	0.0509	9
3	20.78326	0.2905	22.64252	0.2047	18
4	28.86040	0.3677	32.33508	0.2199	27
5	41.18624	0.2540	47.90456	0.0886	36
6	47.55531	0.3690	56.39666	0.1187	45
7	52.72612	0.5236	63.69663	0.1721	54
8	56.74401	0.6974	69.72346	0.2618	63
9	63.10781	0.7635	79.90554	0.2447	72
10	68.26654	0.8426	88.74907	0.2603	81
11	77.91219	0.8145	106.5564	0.1123	90
12	80.05727	0.9185	110.8466	0.1956	99

Slika 10. Test autokorelacije na prvoj docnji

Primenjujemo analizu dekompozicije varijanske greške predviđanja u Cholesky redosledu: DSZK-ST-Y.

Variance Decomposition of D(Y):				
Perio...	S.E.	D(Y)	D(DSZK)	D(ST)
1	0.078426	48.66194	48.79617	2.541886
2	0.090314	45.52247	38.15472	16.32282
3	0.092986	46.88767	36.69689	16.41544
4	0.094122	47.15123	35.81810	17.03067
5	0.094524	47.30970	35.54415	17.14615
6	0.094686	47.36130	35.42640	17.21230
7	0.094748	47.38334	35.38283	17.23382
8	0.094772	47.39157	35.36541	17.24302
9	0.094782	47.39486	35.35869	17.24645
10	0.094785	47.39612	35.35605	17.24782

Variance Decomposition of D(DSZK):				
Perio...	S.E.	D(Y)	D(DSZK)	D(ST)
1	0.011051	0.000000	100.0000	0.000000
2	0.011644	1.537721	94.72634	3.735936
3	0.011710	2.037217	94.26005	3.702731
4	0.011734	2.208725	93.89039	3.900887
5	0.011741	2.283149	93.79576	3.921089
6	0.011744	2.310564	93.75080	3.938639
7	0.011745	2.321601	93.73493	3.943466
8	0.011745	2.325846	93.72843	3.945727
9	0.011745	2.327517	93.72595	3.946536
10	0.011745	2.328168	93.72497	3.946867

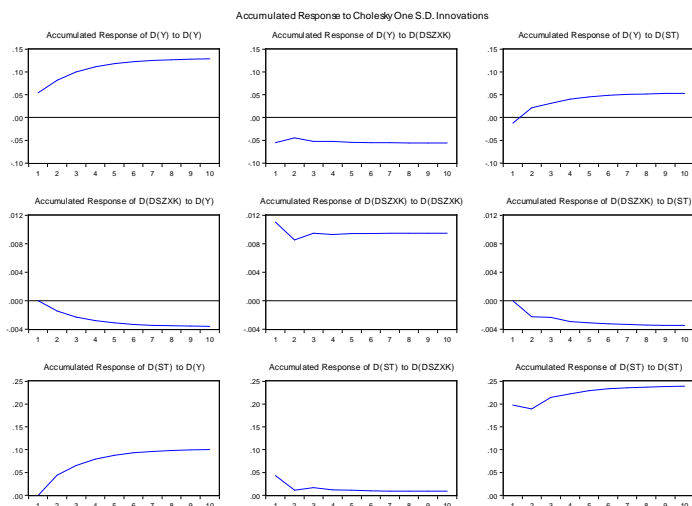
Variance Decomposition of D(ST):				
Perio...	S.E.	D(Y)	D(DSZK)	D(ST)
1	0.201932	0.000000	4.541347	95.45865
2	0.209243	4.449059	6.504878	89.04606
3	0.211810	5.283639	6.412579	88.30378
4	0.212491	5.696598	6.432260	87.87114
5	0.212783	5.842783	6.415215	87.74200
6	0.212889	5.902146	6.411926	87.68593
7	0.212931	5.924864	6.409856	87.66528
8	0.212948	5.933818	6.409186	87.65700
9	0.212954	5.937299	6.408896	87.65381
10	0.212957	5.938661	6.408788	87.65255

Cholesky Ordering: D(DSZK) D(ST) D(Y)

Slika 11. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja na prvoj docnji

Uticaj privrednih društava u stečaju iznosi oko 17% na kraju druge godine, što nije zanemarljivo, i uključivanjem ove varijable smanjen je uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede na sopstveno kretanje.

Kumulativna funkcija impulsnog odziva potvrđuje prisustvo uticaja desezoniranog bruto društvenog proizvoda i privrednih društava u stečaju na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede.



Slika 12. Kumulativna funkcija impulsnog odziva

d) U sektoru stanovništva

Vremenska serija kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva (*wk*) i vremenska serija kojom opisujemo kretanje desezoniranog bruto društvenog proizvoda (*dszxx*) su stacionarne tako da može biti primenjen klasični linearni regresioni model na osnovne serije.

Dependent Variable: WK
 Method: Least Squares
 Date: 09/10/15 Time: 12:25
 Sample (adjusted): 2009Q1 2014Q4
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.72766	0.046120	232.6049	0.0000
DSZXK	10.92660	4.582733	2.384298	0.0262

R-squared	0.205342	Mean dependent var	10.71080
Adjusted R-squared	0.169221	S.D. dependent var	0.244955
S.E. of regression	0.223269	Akaike info criterion	-0.081225
Sum squared resid	1.096678	Schwarz criterion	0.016946
Log likelihood	2.974699	Hannan-Quinn criter.	-0.055180
F-statistic	5.684876	Durbin-Watson stat	0.486291
Prob(F-statistic)	0.026164		

Slika 1. Klasični linearni regresioni model kojim opisujemo kretanje problematičnih kredita u sektoru stanovništva

Dobijeni rezultat pokazuje da postoji statistička značajnost varijable $dszrk$ ali se ovakav model ne može prihvatiti iz ekonomskih razloga jer podrazumeva da rast bruto društvenog proizvoda utiče na rast problematičnih kredita i obrnuto. Svakako ćemo formirati seriju reziduala iz ovog modela i testirati kointegrisanost serija. Formiranu seriju reziduala obeležićemo sa $rw0$. Sprovešćemo analizu kointegrisanosti tako što ćemo analizirati stacionarnost reziduala primenom DFR.

Dependent Variable: D(RW0)
Method: Least Squares
Date: 09/10/15 Time: 12:31
Sample (adjusted): 2009Q2 2014Q4
Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.311852	0.100887	-3.091116	0.0058
@TREND	0.023616	0.006753	3.497320	0.0023
RW0(-1)	-0.927877	0.223877	-4.144589	0.0005

R-squared	0.462053	Mean dependent var	0.035338
Adjusted R-squared	0.408259	S.D. dependent var	0.151445
S.E. of regression	0.116499	Akaike info criterion	-1.340769
Sum squared resid	0.271438	Schwarz criterion	-1.192661
Log likelihood	18.41884	Hannan-Quinn criter.	-1.303520
F-statistic	8.589202	Durbin-Watson stat	1.934554
Prob(F-statistic)	0.002030		

Slika 2. DF test reziduala primenjen na vremensku seriju RW0

Date: 09/10/15 Time: 12:33
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 23
Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...	
		1	0.014	0.014	0.0054	0.941
		2	-0.17...	-0.17...	0.8075	0.668
		3	0.089	0.097	1.0360	0.793
		4	-0.35...	-0.40...	4.8425	0.304
		5	-0.12...	-0.06...	5.3187	0.378
		6	-0.12...	-0.35...	5.8823	0.437
		7	0.043	0.124	5.9487	0.546
		8	0.343	0.109	10.458	0.234
		9	-0.01...	-0.00...	10.463	0.314
		1...	0.120	0.092	11.095	0.350
		1...	-0.13...	-0.31...	12.018	0.362
		1...	-0.26...	-0.00...	15.556	0.212

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Slika 3. Korelogram modela prikazanog na Slici 2.

Dobijena vrednost DFR statistike od -4,14 je iznad kritične vrednosti od -4,21898 tako da zaključujemo da je serija reziduala nestacionarna i da samim tim ne postoji kointegrisanost razmatranih vremenskih serija. Dalje modeliranje ne možemo nastaviti postavkom modela

sa korekcijom ravnotežne greške i primenom vektorskog autoregresionog modela već primenom klasičnog linearnog modela na prve diference vremenskih serija.

Dependent Variable: D(WK)
Method: Least Squares
Date: 09/10/15 Time: 12:38
Sample (adjusted): 2009Q2 2014Q4
Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.036747	0.008842	4.155934	0.0004
D(DSZXK)	-0.794531	0.727432	-1.092241	0.2871

R-squared	0.053755	Mean dependent var	0.036652
Adjusted R-squared	0.008696	S.D. dependent var	0.042589
S.E. of regression	0.042403	Akaike info criterion	-3.400243
Sum squared resid	0.037759	Schwarz criterion	-3.301504
Log likelihood	41.10280	Hannan-Quinn criter.	-3.375411
F-statistic	1.192990	Durbin-Watson stat	2.223209
Prob(F-statistic)	0.287100		

Slika 4. Klasični linearni regresioni model primenjen na prve diference vremenskih serija

Izloženi model pokazuje da ne postoji statistička značajnost objašnjavajuće varijable $d(dsxk)$. Promena bruto društvenog proizvoda sa kašnjenjem od jednog ili više kvartala takođe nije statistički značajna u objašnjenju kretanja problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

Dependent Variable: D(WK)
Method: Least Squares
Date: 09/10/15 Time: 12:40
Sample (adjusted): 2009Q2 2014Q4
Included observations: 23 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.037026	0.009094	4.071281	0.0005
D(DSZXK(-1))	0.287127	0.680489	0.421943	0.6774

R-squared	0.008407	Mean dependent var	0.036652
Adjusted R-squared	-0.038812	S.D. dependent var	0.042589
S.E. of regression	0.043407	Akaike info criterion	-3.353431
Sum squared resid	0.039568	Schwarz criterion	-3.254693
Log likelihood	40.56446	Hannan-Quinn criter.	-3.328599
F-statistic	0.178036	Durbin-Watson stat	2.196658
Prob(F-statistic)	0.677355		

Slika 5. Klasični linearni regresioni model primenjen na prve diference (alternativna specifikacija 1)

Na osnovu rezultata dobijenih iz Eviews-a možemo zaključiti da kretanje bruto društvenog proizvoda nema uticaja na nivoa problematičnih kredita u sektoru stanovništva tokom posmatranog perioda, u slučaju primene klasičnog linearnog modela na osnovne vremenske serija ali i na njihove prve diference.

U prethodnoj analizi kao otvoreno pitanje ostavili smo da proverimo da li problematični krediti iz sektora privrede i privredna društva u stečaju imaju uticaja na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. U model uključujemo varijable kojima opisujemo kretanje problematičnih kredita u sektoru privrede (y_k) i kretanje nivoa izloženosti prema privrednim društvima u stečaju (st). Analiza pokazuje da privredna društva u stečaju nemaju statistički značajan uticaj na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva, dok problematični krediti u sektoru privrede imaju uticaj na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Samo promenom problematičnih kredita u sektoru privrede u istom kvartalu i sa kašnjenjem od jednog kvartala može se objasniti oko 47% kretanja problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

Dependent Variable: D(WK)
 Method: Least Squares
 Date: 09/10/15 Time: 13:10
 Sample (adjusted): 2009Q3 2014Q4
 Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021785	0.007700	2.829056	0.0107
D(YK)	0.379083	0.093450	4.056522	0.0007
D(YK(-1))	0.255735	0.097620	2.619682	0.0169

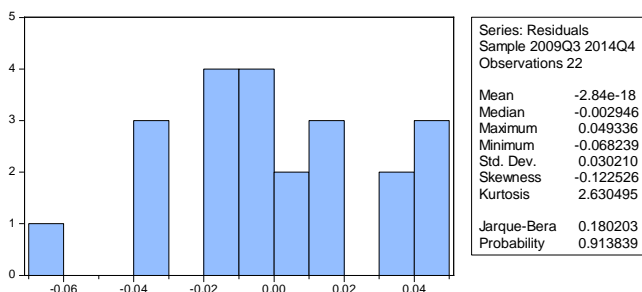
R-squared	0.518824	Mean dependent var	0.036272
Adjusted R-squared	0.468173	S.D. dependent var	0.043551
S.E. of regression	0.031760	Akaike info criterion	-3.935078
Sum squared resid	0.019166	Schwarz criterion	-3.786299
Log likelihood	46.28585	Hannan-Quinn criter.	-3.900030
F-statistic	10.24328	Durbin-Watson stat	2.026953
Prob(F-statistic)	0.000959		

Slika 6. Klasični linearni regresioni model primenjen na prve diference (alternativna specifikacija 2)

Date: 09/10/15 Time: 13:11
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1 -0.08...	-0.08...	0.1892	0.664
		2 -0.29...	-0.30...	2.4574	0.293
		3 0.038	-0.02...	2.4971	0.476
		4 0.276	0.210	4.7375	0.315
		5 -0.08...	-0.02...	4.9568	0.421
		6 -0.34...	-0.26...	8.8523	0.182
		7 -0.01...	-0.14...	8.8595	0.263
		8 0.364	0.211	13.858	0.086
		9 -0.11...	-0.04...	14.421	0.108
		1... -0.16...	0.035	15.666	0.110
		1... 0.201	0.167	17.604	0.091
		1... -0.03...	-0.28...	17.683	0.126

Slika 7. Korelogram modela prikazanog na Slici 6.



Slika 8. Test normalnosti modela prikazanog na Slici 6.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.974084	Prob. F(2,19)	0.3956
Obs*R-squared	2.045988	Prob. Chi-Square(2)	0.3595
Scaled explained SS	1.244097	Prob. Chi-Square(2)	0.5368

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 09/10/15 Time: 13:12
 Sample: 2009Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000898	0.000276	3.250048	0.0042
D(YK)	-0.004209	0.003354	-1.254747	0.2248
D(YK(-1))	0.001425	0.003504	0.406823	0.6887

R-squared	0.092999	Mean dependent var	0.000871
Adjusted R-squared	-0.002474	S.D. dependent var	0.001139
S.E. of regression	0.001140	Akaike info criterion	-10.58949
Sum squared resid	2.47E-05	Schwarz criterion	-10.44071
Log likelihood	119.4844	Hannan-Quinn criter.	-10.55444
F-statistic	0.974084	Durbin-Watson stat	2.072961
Prob(F-statistic)	0.395614		

Slika 9. Test heteroskedastičnosti modela prikazanog na Slici 6.

Ramsey RESET Test
 Equation: REGDWCDSDSZXK
 Specification: D(WK) C D(YK) D(YK(-1))
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.440487	18	0.1669
F-statistic	2.075004	(1, 18)	0.1669
Likelihood ratio	2.400282	1	0.1213

Slika 10. Test specifikacije modela prikazanog na Slici 6.

Postavljamo VAR model zasnovan na prvim diferencama vremenskih serija, u kome kao varijable uključujemo problematične kredite u sektoru stanovništva i problematične kredite u sektoru privrede, a kao determinističke komponente dve već korišćene impulsne veštačke varijable (v201301 i v201204).

Sekvencijalni test ne prepoznaje značajnost na docnjama od 1 do 4. Prema testu informacionih kriterijuma prepoznaje se značajnost na prvoj docnji.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 11/02/15 Time: 17:04
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 19

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(WK)	D(YK)	Joint
Lag 1	2.606969 [0.271584]	0.086261 [0.957786]	2.933585 [0.569001]
Lag 2	1.741575 [0.418622]	0.586584 [0.745804]	1.835587 [0.765965]
Lag 3	1.705791 [0.426179]	0.204612 [0.902753]	1.979562 [0.739518]
Lag 4	2.853969 [0.240032]	0.303633 [0.859146]	3.278303 [0.512377]
df	2	2	4

Slika 11. Sekvencijalni test na četvrtoj docnji

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: D(WK) D(YK)
 Exogenous variables: V201204 V201301
 Date: 11/02/15 Time: 17:05
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 19

Lag	LoqL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	57.88139	NA*	1.18e-05	-5.671725	-5.472896*	-5.638076
1	63.38368	8.687831	1.02e-05*	-5.829861*	-5.432203	-5.762562*
2	65.40534	2.766478	1.30e-05	-5.621615	-5.025127	-5.520665
3	69.13112	4.314056	1.43e-05	-5.592749	-4.797432	-5.458150
4	72.14074	2.851220	1.79e-05	-5.488499	-4.494352	-5.320250

Slika 12. Test informacionih kriterijuma na četvrtoj docnji

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 11/02/15 Time: 17:06
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 20

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(WK)	D(YK)	Joint
Lag 1	7.101110 [0.028709]	0.664418 [0.717338]	9.536325 [0.049006]
Lag 2	2.209064 [0.331366]	0.682753 [0.710791]	2.245362 [0.690734]
Lag 3	4.918930 [0.085481]	1.477420 [0.477730]	5.156619 [0.271602]
df	2	2	4

Slika 13. Sekvencijalni test na trećoj docnji

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 11/02/15 Time: 17:07
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 21

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(WK)	D(YK)	Joint
Lag 1	7.842681 [0.019815]	0.382901 [0.825761]	11.33678 [0.023029]
Lag 2	5.165453 [0.075568]	2.046267 [0.359467]	5.210552 [0.266368]
df	2	2	4

Slika 14. Sekvencijalni test na drugoj docnji

Na drugoj i trećoj docnji nije prepoznata statistička značajnost.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 11/02/15 Time: 17:08
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(WK)	D(YK)	Joint
Lag 1	9.375140 [0.009209]	0.304355 [0.858836]	14.31626 [0.006351]
df	2	2	4

Slika 13. Sekvencijalni test na prvoj docnji

Na prvoj docnji je pronađena statistička značajnost. Testovi su pokazali prisustvo normalne raspodele i odsustvo autokorelacije.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 11/02/15 Time: 17:09
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.285148	0.432955	1	0.5105
2	-1.067185	5.056850	1	0.0245
Joint		5.489806	2	0.0643

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.080371	0.751468	1	0.3860
2	5.173859	2.213498	1	0.1368
Joint		2.964966	2	0.2271

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.184423	2	0.5531
2	7.270348	2	0.0264
Joint	8.454771	4	0.0763

Slika 14. Test normalnosti na prvoj docnji

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 11/02/15 Time: 17:09
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.852819	NA*	2.988668	NA*	NA*
2	8.347048	0.0797	9.032320	0.0603	4
3	10.47284	0.2334	11.49376	0.1753	8
4	12.42418	0.4122	13.87873	0.3085	12
5	13.66528	0.6236	15.48486	0.4895	16
6	18.10630	0.5804	21.59127	0.3631	20
7	19.51244	0.7241	23.65361	0.4815	24
8	24.47379	0.6563	31.45001	0.2975	28
9	25.19701	0.7980	32.67393	0.4337	32
10	28.43172	0.8115	38.60423	0.3527	36
11	30.37193	0.8646	42.48465	0.3645	40
12	32.81400	0.8923	47.85719	0.3190	44

Slika 15. Test autokorelacije na prvoj docnji

Grejndžerov test uzročnosti je pokazao prisustvo jednostrane uzročnosti u smislu uticaja promene problematičnih kredita u sektoru privrede na promenu problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 11/02/15 Time: 17:10
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Dependent variable: D(WK)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(YK)	5.522139	1	0.0188
All	5.522139	1	0.0188

Dependent variable: D(YK)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(WK)	0.128758	1	0.7197
All	0.128758	1	0.7197

Slika 16. Test uzročnosti na prvoj docnji

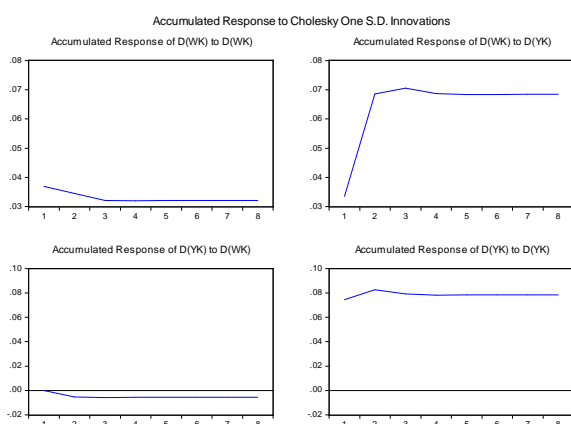
Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja je pokazala izuzetno značajan uticaj promene problematičnih kredita u sektoru privrede na promenu problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Pri analizi je korišćen Cholesky raspored uticaja od sektora privrede ka sektoru stanovništva, što je ekonomski prihvatljivi raspored jer ukazuje na to da problemi u privrednim društvima utiču na kreditnu sposobnost fizičkih lica zaposlenih u njima i sledstveno tome povećanje problema u otplati kredita.

Variance Decomposition of D(WK):			
Perio...	S.E.	D(WK)	D(YK)
1	0.049840	54.79826	45.20174
2	0.061008	36.71591	63.28409
3	0.061089	36.78264	63.21736
4	0.061118	36.74792	63.25208
5	0.061119	36.74716	63.25284
6	0.061119	36.74712	63.25288
7	0.061119	36.74711	63.25289
8	0.061119	36.74711	63.25289

Variance Decomposition of D(YK):			
Perio...	S.E.	D(WK)	D(YK)
1	0.074495	0.000000	100.0000
2	0.075136	0.485478	99.51452
3	0.075221	0.490474	99.50953
4	0.075227	0.491485	99.50852
5	0.075227	0.491553	99.50845
6	0.075227	0.491554	99.50845
7	0.075227	0.491554	99.50845
8	0.075227	0.491554	99.50845

Cholesky Ordering: D(YK) D(WK)

Slika 17. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja na prvoj docnji



Slika 18. Kumulativna funkcija impulsnog odziva

Kumulativna funkcija impulsnog odziva pokazala je da postoji pozitivan uticaja promene problematičnih kredita u sektoru privrede na promenu problematičnih kredita u sektoru stanovništva tj. da porast problematičnih kredita u sektoru privrede utiče na porast problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

e) Analiza kointegriranosti produžene serije kojom opisujemo nivo problematičnih kredita i desezoniranog bruto društvenog proizvoda

Sa z je označena logaritmovana vrednost produžene vremenske serije kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u bankarskom sektoru (u periodu od prvog kvartala 2006. do četvrtog kvartala 2014. godine). Vremenska serija kojom opisujemo kretanje desezoniranog bruto društvenog proizvoda u istom periodu označena je sa xsa .

Kada smo u delu a) analizirali kointegrisanost vremenske serije kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u bankarskom sektoru i vremenske serije kojom opisujemo kretanje bruto društvenog proizvoda u periodu od 30.09.2008. do 31.12.2014. godine, dobili smo vrednost test statistike od -4,62. Dobijena vrednost je niža od kritične vrednost za DF test reziduala, tako da je potvrđena kointegrisanost ovih serija u posmatranom periodu.

Nastavljamo analizu sa produženim vremenskih serijama (31.03.2006.-31-12-2014.) z i xsa , postavljenjem klasičnog linearnog modela i formiranjem serije reziduala ($rz0$) radi testiranja kointegriranosti. Serija reziduala poseduje trend i konstantu.

Dependent Variable: D(RZ0)
Method: Least Squares
Date: 09/13/15 Time: 12:54
Sample (adjusted): 2006Q2 2014Q4
Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.211730	0.128355	-1.649572	0.1088
@TREND	0.012774	0.006479	1.971601	0.0574
RZ0(-1)	-0.283335	0.118058	-2.399963	0.0224

R-squared	0.159582	Mean dependent var	0.023820
Adjusted R-squared	0.107056	S.D. dependent var	0.314179
S.E. of regression	0.296886	Akaike info criterion	0.490877
Sum squared resid	2.820516	Schwarz criterion	0.624193
Log likelihood	-5.590353	Hannan-Quinn criter.	0.536898
F-statistic	3.038140	Durbin-Watson stat	1.739633
Prob(F-statistic)	0.061934		

Slika 1. DF test reziduala primenjen na seriju RZ0 radi testiranja kointegracije

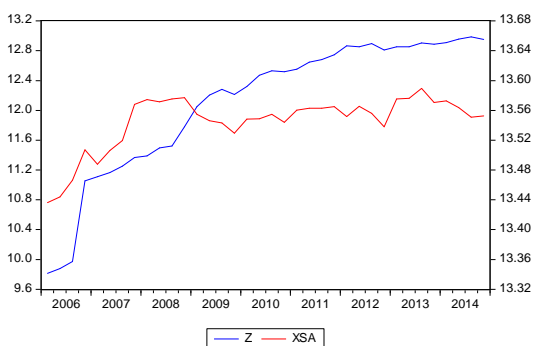
Date: 09/13/15 Time: 12:55
 Sample: 2006Q1 2014Q4
 Included observations: 35
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1 0.128	0.128	0.6242	0.429
		2 0.101	0.087	1.0285	0.598
		3 -0.03...	-0.06...	1.0796	0.782
		4 -0.28...	-0.28...	4.4430	0.349
		5 -0.12...	-0.05...	5.0909	0.405
		6 -0.29...	-0.23...	8.8376	0.183
		7 -0.05...	-0.01...	8.9950	0.253
		8 -0.00...	-0.04...	8.9977	0.342
		9 0.098	0.059	9.4770	0.394
		1... 0.033	-0.14...	9.5348	0.482
		1... -0.02...	-0.10...	9.5764	0.569
		1... 0.071	0.001	9.8597	0.628
		1... -0.04...	-0.03...	9.9948	0.694
		1... 0.023	-0.01...	10.027	0.760
		1... -0.01...	-0.02...	10.036	0.817
		1... -0.19...	-0.26...	12.687	0.695

Slika 2. Korelogram modela prikazanog na Slici 1.

Seriya reziduala je nestacionarna, što nas navodi na zaključak da ne postoji kointegriranost z i xsa u produženom periodu posmatranja.

Ukoliko vizuelno uporedimo ove serije, primetićemo postojanje različitih relacija u uzlaznoj i silaznoj fazi poslovnog ciklusa.



Slika 3. Kretanje problematičnih kredita u bankarskom sektoru (produžena serija) i desezoniranog bruto društvenog proizvoda

U uzlaznoj fazi poslovnog ciklusa postoji pozitivna tendencija u kretanju obe serije, dok u silaznoj fazi poslovnog ciklusa bruto društveni proizvod ima izražen pad i sporadično

kretanje u pravcu minimalnog povraćaja u prethodno stanje, dok istovremeno ukupni problematični krediti nastavljaju da rastu. Očigledno je da postoje dve logike u slaganju kretanja ove dve varijable, jedna koja je karakteristična za uzlaznu fazu i druga koja je karakteristična za silaznu fazu poslovnog ciklusa. U silaznoj fazi poslovnog ciklusa pad bruto društvenog proizvoda utiče na rast problematičnih kredita i to je evidentirano u delu pod a) potvrdom kointegrisanosti, gde koeficijent uz korekciju ravnotežne greške ima negativnu vrednost, kao i potvrdom negativnog kratkoročnog uticaja (negativan koeficijent uz prvu diferencu objašnjavajuće promenljive). Rezultat za ceo period nam ukazuje da kointegracija ne postoji i da je kratkoročni uticaj (prethodni model zasnovan na prvim diferencama) bruto društvenog proizvoda na nivo problematičnih kredita pozitivan (pozitivan koeficijent elasticiteta ispred objašnjavajuće promenljive u modelu), što je pre svega posledica uticaja koji na celu seriju dolaze iz njenog prvog dela, perioda koji obuhvata uzlaznu fazu poslovnog ciklusa. To se može videti sa prethodne slike gde je evidentno da obe serije u prvoj fazi imaju pozitivnu tendenciju koja u zbiru utiče na razbijanje kointegracije i naružavanje ekomski logičke veze u kratkoročnim uticajima bruto društvenog proizvoda na nivo problematičnih kredita. Sve ovo možemo potvrditi i primenom testa kointegracije ukoliko se odlučimo na postepeno produžavanje vremenske serije z unazad, od 30.09.2008. ka 31.03.2006. godine.

Podsetimo se da je DFR test statistika za vremensku seriju z dužine od 30.09.2008. do 31.12.2014. godine imala vrednost $-4,62$ i to je bio očigledan dokaz prisustva kointegrisanosti, na kojoj je zasnovan model sa korekcijom ravnotežne greške i vektorski autoregresioni model koji su potvrdili prisustvo dugoročnih i kratkoročnih veza u kretanju razmatrane dve serije i simultanost. Ukoliko period produžimo samo za jedan kvartal unazad, započnemo seriju od 30.06.2008. godine, formiramo seriju reziduala iz klasičnog modela zasnovanog na produženoj seriji ($r200802$) i analiziramo kointegrisanost.

Null Hypothesis: R200802 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=6)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.118835	0.5120
Test critical values:		
1% level	-4.358068	
5% level	-3.595026	
10% level	-3.233456	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(R200802)
 Method: Least Squares
 Date: 09/13/15 Time: 13:35
 Sample (adjusted): 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R200802(-1)	-0.166503	0.078582	-2.118835	0.0451
C	-0.007297	0.102341	-0.071297	0.9438
@TREND("2006Q1")	0.002702	0.004459	0.606072	0.5504
R-squared	0.402927	Mean dependent var		0.056117
Adjusted R-squared	0.351007	S.D. dependent var		0.085033
S.E. of regression	0.068502	Akaike info criterion		-2.415731
Sum squared resid	0.107929	Schwarz criterion		-2.270566
Log likelihood	34.40451	Hannan-Quinn criter.		-2.373929
F-statistic	7.760612	Durbin-Watson stat		1.764217
Prob(F-statistic)	0.002657			

Slika 4. DF test reziduala vremenske serije R200802

Već nakon prvog koraka postepenog produživanja serije z , kointegrisanost, merena vrednošću DFR test statistike, se gubi jer period opserviranja proširuje se i na uzlaznu fazu poslovnog ciklusa u kojoj deluju drugačije tendencije u kratanju razmatranih serija. Daljim postepenim produživanjem serije z unazad, kvatal po kvartal, nismo uspeli dobiti kointegrisanost serija z i x_{sa} , kao ni ekonomski logičnu vezu kratkoročnih uticaja ovih serija, zaključno sa poslednjim korakom u produženju serije unazad (prvi kvartal 2006. godine).

Kointegrisanost vremenske serije z i x_{sa} se gubi čim se iz perioda uticaja krize na ekonomsku aktivnost u zemlji, mereno nivoom bruto društvenog proizvoda, preselimo korak unapred u period ekonomske ekspanzije koje je bila prisutna sve do sredine 2008. godine. U tom prvom periodu, u periodu uzlazne faze poslovnog ciklusa, nivo problematičnih kredita nije najpodesnija vremenska serija za registrovanje uticaja poslovnog ciklusa. Zbog toga, otvara se pitanje da li je stopa problematičnih kredita adekvatnija mera kreditnog rizika jer pored kretanja u nivou problematičnih kredita uključuje i kretanje nivoa kreditne aktivnosti, koja je pod jakim uticajem rasta bruto društvenog proizvoda (efekat finansijske akceleracije). I pored toga što rast bruto

društvenog proizvoda, karakterističan za uzlaznu fazu poslovnog ciklusa, ima snažan uticaj na rast kreditne aktivnosti, to ipak ne dovodi do pada stope problematičnih kredita zbog rasta brojica u ovom pokazatelju već više do neke relativne stabilnosti pokazatelja jer i tada postoji neka prirodna stopa problematičnih kredita koja u konstantnoj srazmeri prati porast kreditne aktivnosti.

Prilog 3 – Analiza uticaja neto zarada na nivo problematičnih kredita

a) Uticaj desezoniranih realnih mesečnih neto zarada na nivo problematičnih kredita bankarskog sektora

S obzirom da je vremenska serija kojom opisujemo kretanje problematičnih kredita u bankarskom sektoru nestacionarna primenjujemo klasični linearni regresioni model na prve difference vremenskih serija. Dobijeni rezultati nam ukazuju da desezonirane neto zarade nisu statistički značajna varijabla u objašnjenju stope problematičnih kredita. Najniža p-vrednost se postiže na devetoj docnji ali ni tada desezonirane neto zarade nisu statistički značajne.

Dependent Variable: D(Z)
 Method: Least Squares
 Date: 10/07/15 Time: 12:40
 Sample (adjusted): 2009M10 2014M12
 Included observations: 63 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010618	0.004065	2.611888	0.0113
D(XR(-9))	-0.267670	0.174140	-1.537096	0.1294
R-squared	0.037288	Mean dependent var		0.010637
Adjusted R-squared	0.021506	S.D. dependent var		0.032621
S.E. of regression	0.032268	Akaike info criterion		-3.998257
Sum squared resid	0.063514	Schwarz criterion		-3.930221
Log likelihood	127.9451	Hannan-Quinn criter.		-3.971498
F-statistic	2.362665	Durbin-Watson stat		1.908083
Prob(F-statistic)	0.129441			

Slika 1. Klasični linearni regresioni model primenjen na prve difference vremenskih serija

b) Analiza kointegriranosti i uzročnosti između kretanja problematičnih kredita i kretanja realnih mesečnih neto zarada

Iz modela zasnovanog na osnovnim vrednostima vremenskih serija dobijena je serija rezidula, *RESID01*.

Dependent Variable: Z
Method: Least Squares
Date: 10/07/15 Time: 14:30
Sample (adjusted): 2009M01 2014M12
Included observations: 72 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.64847	0.033282	380.0364	0.0000
XR	3.595615	1.563978	2.299018	0.0245
R-squared	0.070206	Mean dependent var	12.64850	
Adjusted R-squared	0.056923	S.D. dependent var	0.290808	
S.E. of regression	0.282409	Akaike info criterion	0.336467	
Sum squared resid	5.582855	Schwarz criterion	0.399708	
Log likelihood	-10.11281	Hannan-Quinn criter.	0.361643	
F-statistic	5.285486	Durbin-Watson stat	0.107251	
Prob(F-statistic)	0.024493			

Slika 1. Formiranje serije reziduala iz klasičnog linearnog regresionog modela

Testiranjem stacionarnosti serije reziduala dobijen je rezultat da je reč o stacionarnoj vremenskoj seriji (dobijena vrednost test statistike je niža od kritične vrednosti od -3,91), tako da smo dobili potvrdu o postojanju kointegriranosti u kretanju problematičnih kredita i realnih neto zarada.

Dependent Variable: D(RESID01)
Method: Least Squares
Date: 10/07/15 Time: 14:34
Sample (adjusted): 2009M03 2014M12
Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.134754	0.049364	-2.729792	0.0081
@TREND	0.004184	0.001293	3.235033	0.0019
RESID01(-1)	-0.400887	0.098689	-4.062141	0.0001
D(RESID01(-1))	-0.285965	0.105674	-2.706112	0.0087
R-squared	0.365906	Mean dependent var	0.014854	
Adjusted R-squared	0.337084	S.D. dependent var	0.091260	
S.E. of regression	0.074304	Akaike info criterion	-2.305867	
Sum squared resid	0.364388	Schwarz criterion	-2.177382	
Log likelihood	84.70536	Hannan-Quinn criter.	-2.254831	
F-statistic	12.69518	Durbin-Watson stat	2.026773	
Prob(F-statistic)	0.000001			

Slika 2. DF test reziduala primenjen na vremensku seriju RESID01

Date: 10/07/15 Time: 14:35
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 70
 Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1 -0.01...	-0.01...	0.0248	0.875
		2 0.051	0.051	0.2177	0.897
		3 0.212	0.214	3.5994	0.308
		4 -0.13...	-0.13...	5.0723	0.280
		5 0.130	0.111	6.3875	0.270
		6 0.024	-0.00...	6.4321	0.377
		7 -0.16...	-0.13...	8.7052	0.275
		8 -0.02...	-0.10...	8.7681	0.362
		9 0.053	0.107	8.9960	0.438
		1... -0.10...	-0.05...	9.8579	0.453
		1... -0.09...	-0.12...	10.547	0.482
		1... -0.04...	-0.04...	10.716	0.553
		1... -0.00...	0.092	10.717	0.634
		1... -0.11...	-0.15...	11.848	0.619
		1... -0.17...	-0.22...	14.551	0.484
		1... 0.085	0.170	15.225	0.508
		1... -0.01...	0.086	15.256	0.577

Slika 3. Korelogram modela prikazanog na Slici 2.

Nakon potvrde prisustva kointegracije pristupamo testiranju uzročnosti primenom vektorskog autoregresionog modela, gde kao varijable uzimamo problematične kredite u bankarskom sektoru i sezonsirane realne neto zarade, a kao determinističke komponente već korišćenu impulsnu veštačku varijablu (decembar 2009. godine), konstantu i trend. I pored dobijenih pozitivnih rezultata analize uzročnosti na nivou osnovnih varijabli (na drugoj docnji postoji jednostrana uzročnost) pristupićemo analizi na nivou njihovih prvih diferenci. Pri analizi na nivou prvih diferenci vremenskih serija sekvencijalni test je izdvojio prvu docnju kao značajnu, dok je prema informacionim kriterijumima prva i druga docnja značajna.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 10/14/15 Time: 23:57
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 65

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(Z)	D(XR)	Joint
Lag 1	1.856234 [0.395297]	20.74060 [3.13e-05]	24.50643 [6.32e-05]
Lag 2	2.478169 [0.289649]	0.451935 [0.797744]	3.227768 [0.520458]
Lag 3	2.265051 [0.322219]	0.943432 [0.623931]	3.263428 [0.514748]
Lag 4	3.764230 [0.152268]	1.580058 [0.453832]	5.681818 [0.224204]
Lag 5	4.818101 [0.089901]	2.325110 [0.312686]	6.749100 [0.149756]
Lag 6	2.346172 [0.309411]	0.350530 [0.839235]	2.512661 [0.642370]
df	2	2	4

Slika 4. Sekvencijalni test na šestoj docnji

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: D(Z) D(XR)
 Exogenous variables: C @TREND V200912
 Date: 10/14/15 Time: 23:58
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 65

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	294.5379	NA	4.78e-07	-8.878090	-8.677378	-8.798896
1	307.1903	23.35815*	3.66e-07	-9.144316	-8.809795*	-9.012326*
2	311.5439	7.769485	3.63e-07*	-9.155196*	-8.686866	-8.970410
3	314.3452	4.826990	3.77e-07	-9.118315	-8.516177	-8.880733
4	317.1627	4.681377	3.92e-07	-9.081930	-8.345984	-8.791552
5	321.1269	6.342739	3.94e-07	-9.080829	-8.211074	-8.737655
6	322.7208	2.452092	4.27e-07	-9.006794	-8.003231	-8.610824

Slika 5. Test informacionih kriterijuma

Na prvoj docnji pristuna je normalna raspodela i nije identifikovano značajno prisustvo autokorelacije.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doomik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 10/15/15 Time: 00:00
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 69

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.782274	6.924529	1	0.0085
2	0.193746	0.504364	1	0.4776
Joint		7.428893	2	0.0244

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.588621	0.929266	1	0.3351
2	3.107837	0.476860	1	0.4898
Joint		1.406126	2	0.4951

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	7.853795	2	0.0197
2	0.981224	2	0.6123
Joint	8.835019	4	0.0654

Slika 6. Test normalnosti na prvoj docnji.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 10/15/15 Time: 00:02
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 69

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.248112	NA*	0.251761	NA*	NA*
2	3.286563	NA*	3.380911	NA*	NA*
3	8.044497	0.0900	8.355116	0.0794	4
4	13.44824	0.0973	14.09140	0.0794	8
5	15.51268	0.2146	16.31712	0.1771	12
6	18.20731	0.3119	19.26838	0.2550	16
7	24.87805	0.2061	26.69227	0.1441	20
8	27.07139	0.3011	29.17326	0.2137	24
9	31.21782	0.3075	33.94166	0.2028	28
10	34.99397	0.3278	38.35783	0.2034	32
11	40.21266	0.2890	44.56627	0.1548	36
12	44.28724	0.2956	49.49866	0.1443	40

Slika 7. Test autokorelacije na prvoj docnji

U modelu reda docnje jedan nije potvrđeno prisustvo uzročnosti između promene realnih neto zarada i promene problematičnih kredita u bankarskom sektoru.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 10/15/15 Time: 00:03
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 69

Dependent variable: D(Z)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(XR)	0.974946	2	0.6142
All	0.974946	2	0.6142

Dependent variable: D(XR)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Z)	1.158371	2	0.5604
All	1.158371	2	0.5604

Slika 8. Test uzročnosti na drugoj docnji

Na prvoj docnji nije prisutna normalna raspodela.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 10/15/15 Time: 00:06
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 70

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.282648	1.070537	1	0.3008
2	0.251999	0.855882	1	0.3549
Joint		1.926419	2	0.3817

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	5.045603	13.19749	1	0.0003
2	2.685458	0.136314	1	0.7120
Joint		13.33380	2	0.0013

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	14.26803	2	0.0008
2	0.992197	2	0.6089
Joint	15.26022	4	0.0042

Slika 9. Test normalnosti na prvoj docnji

c) Analiza uticaja kretanja bruto društvenog proizvoda na nivo realnih mesečnih neto zarada

Ukoliko logaritmovanu vrednost desezoniranog bruto društvenog proizvoda na kvartalnom nivou obeležimo sa $dszxc$, a kvartalnu seriju podataka o realnim mesečnim zaradama sa p , i primenimo linearni regresioni model, dobijamo rezultate koji nam ukazuju da kretanje

bruto društvenog proizvoda nije statistički značajno u objašnjenju kretanja realnih neto zarada.

Dependent Variable: P
 Method: Least Squares
 Date: 10/15/15 Time: 00:20
 Sample (adjusted): 2008Q4 2014Q4
 Included observations: 25 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.70871	0.003558	3009.659	0.0000
DSZXK	0.233041	0.331367	0.703273	0.4889
R-squared	0.021051	Mean dependent var		10.70857
Adjusted R-squared	-0.021512	S.D. dependent var		0.017572
S.E. of regression	0.017760	Akaike info criterion		-5.147134
Sum squared resid	0.007254	Schwarz criterion		-5.049624
Log likelihood	66.33918	Hannan-Quinn criter.		-5.120089
F-statistic	0.494592	Durbin-Watson stat		1.132987
Prob(F-statistic)	0.488944			

Slika 1. Klasičan linearni model primenjen na osnovne vremenske serije

Dependent Variable: D(P)
 Method: Least Squares
 Date: 10/15/15 Time: 00:24
 Sample (adjusted): 2009Q1 2014Q4
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000281	0.003954	0.071053	0.9440
D(DSZXK)	0.185206	0.301151	0.614994	0.5449
R-squared	0.016901	Mean dependent var		9.24E-05
Adjusted R-squared	-0.027785	S.D. dependent var		0.019052
S.E. of regression	0.019315	Akaike info criterion		-4.976252
Sum squared resid	0.008207	Schwarz criterion		-4.878081
Log likelihood	61.71502	Hannan-Quinn criter.		-4.950207
F-statistic	0.378218	Durbin-Watson stat		2.306082
Prob(F-statistic)	0.544868			

Slika 2. Klasičan linearni regresioni model primenjen na prve diference vremenskih serija

Dependent Variable: D(RESID04)
 Method: Least Squares
 Date: 10/15/15 Time: 00:32
 Sample (adjusted): 2009Q1 2014Q4
 Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID04(-1)	-0.568019	0.192074	-2.957299	0.0073
C	0.000254	0.003337	0.076230	0.9399
R-squared	0.284451	Mean dependent var		0.000330
Adjusted R-squared	0.251926	S.D. dependent var		0.018901
S.E. of regression	0.016348	Akaike info criterion		-5.309811
Sum squared resid	0.005879	Schwarz criterion		-5.211640
Log likelihood	65.71773	Hannan-Quinn criter.		-5.283766
F-statistic	8.745615	Durbin-Watson stat		1.848202
Prob(F-statistic)	0.007279			

Slika 3. DF test reziduala primenjen na vremensku seriju RESID04 radi testiranja kointegracije

Statistička značajnost bruto društvenog proizvoda u objašnjenju nivoa realnim neto zarada ne postiže se ni kada u model uključimo bruto društveni proizvod sa kašnjenjem od jednog,

dva, do četiri kvartala. Na osnovu formirane serije rezidula (*RESID04*) iz modela zasnovnog na osnovnim vrednostima vremenskih serija potvrdili smo da ne postoji kointegrisanost u kretanju realnih neto zarada i problematičnih kredita u bankarskom sektoru. Odlučili smo se da primenimo VAR model na prve diference vremenskih serija kojima opisujemo kretanje sezonsiranih realnih neto zarada i sezonsiranog bruto društvenog proizvoda. Model kao varijable uključuje varijable čiju uzročnost ispitujemo, a kao determinističke komponente već prethodno korišćene impulsne veštačke varijable (V201301, V201401 i V201002). Na prvoj docnji postoji normalna raspodela i odustna je autokorelacija ali Grejndžerov test uzročnosti nije pronašao potvrdu o postojanju uzročnosti.

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 11/03/15 Time: 16:56
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 23

Dependent variable: D(P)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DSZXK)	0.202132	1	0.6530
All	0.202132	1	0.6530

Dependent variable: D(DSZXK)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(P)	2.225557	1	0.1357
All	2.225557	1	0.1357

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 11/03/15 Time: 16:56
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 23

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.664571	NA*	2.785688	NA*	NA*
2	8.777182	0.0669	9.480452	0.0502	4
3	11.41656	0.1792	12.51574	0.1296	8
4	14.30030	0.2819	16.00657	0.1909	12
5	16.50172	0.4185	18.81950	0.2781	16
6	17.96346	0.5898	20.79716	0.4092	20
7	20.21916	0.6842	24.03973	0.4593	24
8	21.33878	0.8109	25.75647	0.5864	28
9	24.23174	0.8359	30.50919	0.5420	32
10	26.22295	0.8842	34.03211	0.5625	36
11	28.73685	0.9074	38.85040	0.5219	40
12	30.99647	0.9305	43.57507	0.4897	44

Slika 4. Test uzročnosti na prvoj docnji

Slika 5. Test autokorelacije na prvoj docnji

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 11/03/15 Time: 16:57
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 23

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.143601	0.114939	1	0.7346
2	-0.342137	0.638921	1	0.4241
Joint		0.753860	2	0.6860

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.495266	3.079722	1	0.0793
2	2.371006	0.137797	1	0.7105
Joint		3.217519	2	0.2001

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	3.194661	2	0.2024
2	0.776718	2	0.6782
Joint	3.971379	4	0.4099

Slika 6. Test normalnosti na prvoj docnji

d) Analiza uticaja realnih mesečnih neto zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede

Na osnovu dobijenog rezultata zaključujemo da realne mesečne neto zarade nisu statistički značajne za objašnjenje stope problematičnih kredita u sektoru privrede.

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 11/03/15 Time: 17:09
 Sample (adjusted): 2009M02 2014M12
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010606	0.005696	1.862073	0.0669
D(XR)	-0.099035	0.247254	-0.400541	0.6900
R-squared	0.002320	Mean dependent var		0.010634
Adjusted R-squared	-0.012139	S.D. dependent var		0.047703
S.E. of regression	0.047992	Akaike info criterion		-3.207802
Sum squared resid	0.158923	Schwarz criterion		-3.144065
Log likelihood	115.8770	Hannan-Quinn criter.		-3.182456
F-statistic	0.160433	Durbin-Watson stat		1.743720
Prob(F-statistic)	0.689996			

Slika 1. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 11/03/15 Time: 17:10
 Sample (adjusted): 2009M02 2014M12
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010627	0.005673	1.873337	0.0653
D(XR(-1))	0.208339	0.246090	0.846596	0.4001
R-squared	0.010281	Mean dependent var		0.010634
Adjusted R-squared	-0.004063	S.D. dependent var		0.047703
S.E. of regression	0.047800	Akaike info criterion		-3.215813
Sum squared resid	0.157655	Schwarz criterion		-3.152076
Log likelihood	116.1614	Hannan-Quinn criter.		-3.190467
F-statistic	0.716725	Durbin-Watson stat		1.733584
Prob(F-statistic)	0.400147			

Slika 2. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija (altarnativna specifikacija 1)

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 11/03/15 Time: 17:10
 Sample (adjusted): 2009M03 2014M12
 Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009844	0.005718	1.721711	0.0897
D(XR(-2))	-0.107499	0.246583	-0.435954	0.6643
R-squared	0.002787	Mean dependent var		0.009826
Adjusted R-squared	-0.011878	S.D. dependent var		0.047556
S.E. of regression	0.047838	Akaike info criterion		-3.213849
Sum squared resid	0.155614	Schwarz criterion		-3.149606
Log likelihood	114.4847	Hannan-Quinn criter.		-3.188331
F-statistic	0.190056	Durbin-Watson stat		1.731545
Prob(F-statistic)	0.664251			

Slika 3. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija (alternativna specifikacija 2)

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 11/03/15 Time: 17:11
 Sample (adjusted): 2009M04 2014M12
 Included observations: 69 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007847	0.005440	1.442635	0.1538
D(XR(-3))	0.078346	0.233809	0.335085	0.7386
R-squared	0.001673	Mean dependent var		0.007842
Adjusted R-squared	-0.013227	S.D. dependent var		0.044889
S.E. of regression	0.045185	Akaike info criterion		-3.327538
Sum squared resid	0.136794	Schwarz criterion		-3.262781
Log likelihood	116.8000	Hannan-Quinn criter.		-3.301846
F-statistic	0.112282	Durbin-Watson stat		1.879586
Prob(F-statistic)	0.738608			

Slika 4. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija (alternativna specifikacija 3)

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 11/03/15 Time: 17:11
 Sample (adjusted): 2009M05 2014M12
 Included observations: 68 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007564	0.005513	1.372115	0.1747
D(XR(-4))	0.097059	0.236569	0.410277	0.6829
R-squared	0.002544	Mean dependent var		0.007586
Adjusted R-squared	-0.012569	S.D. dependent var		0.045172
S.E. of regression	0.045455	Akaike info criterion		-3.315201
Sum squared resid	0.136369	Schwarz criterion		-3.249921
Log likelihood	114.7168	Hannan-Quinn criter.		-3.289335
F-statistic	0.168328	Durbin-Watson stat		1.786412
Prob(F-statistic)	0.682931			

Slika 5. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija (alternativna specifikacija 4)

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 11/03/15 Time: 17:11
 Sample (adjusted): 2009M06 2014M12
 Included observations: 67 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005690	0.005256	1.082630	0.2830
D(XR(-5))	-0.053797	0.225111	-0.238978	0.8119
R-squared	0.000878	Mean dependent var		0.005694
Adjusted R-squared	-0.014493	S.D. dependent var		0.042712
S.E. of regression	0.043021	Akaike info criterion		-3.424876
Sum squared resid	0.120301	Schwarz criterion		-3.359064
Log likelihood	116.7333	Hannan-Quinn criter.		-3.398834
F-statistic	0.057111	Durbin-Watson stat		1.886941
Prob(F-statistic)	0.811874			

Slika 6. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve difference vremenskih serija (altarnativna specifikacija 5)

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 11/03/15 Time: 17:12
 Sample (adjusted): 2009M07 2014M12
 Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005711	0.005312	1.075243	0.2863
D(XR(-6))	0.183827	0.225846	0.813949	0.4187
R-squared	0.010246	Mean dependent var		0.005688
Adjusted R-squared	-0.005219	S.D. dependent var		0.043040
S.E. of regression	0.043152	Akaike info criterion		-3.418355
Sum squared resid	0.119172	Schwarz criterion		-3.352002
Log likelihood	114.8057	Hannan-Quinn criter.		-3.392136
F-statistic	0.662514	Durbin-Watson stat		1.887184
Prob(F-statistic)	0.418692			

Slika 7. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve difference vremenskih serija (altarnativna specifikacija 6)

Iz modela zasnovanog na osnovnim vrednostima vremenske serije formiramo seriju reziduala koju označavamo sa RESID03 i analiziramo njenu stacionarnost.

Dependent Variable: Y
 Method: Least Squares
 Date: 10/15/15 Time: 00:40
 Sample (adjusted): 2009M01 2014M12
 Included observations: 72 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	12.23500	0.022031	555.3464	0.0000
XR	2.480012	1.035280	2.395498	0.0193
R-squared	0.075766	Mean dependent var		12.23502
Adjusted R-squared	0.062563	S.D. dependent var		0.193079
S.E. of regression	0.186942	Akaike info criterion		-0.488654
Sum squared resid	2.446306	Schwarz criterion		-0.425414
Log likelihood	19.59155	Hannan-Quinn criter.		-0.463478
F-statistic	5.738411	Durbin-Watson stat		0.171125
Prob(F-statistic)	0.019276			

Slika 8. Formiranje serije reziduala iz klasičnog linearnog regresionog modela

Primenom DF testa reziduala zaključujemo da je serija reziduala stacionarna što nam potvrđuje da postoji kointegriranost u kretanju realnih neto zarada i problematičnih kredita u sektoru privrede.

Dependent Variable: D(RESID03)
 Method: Least Squares
 Date: 10/15/15 Time: 00:43
 Sample (adjusted): 2009M02 2014M12
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID03(-1)	-0.422835	0.078956	-5.355328	0.0000
C	-0.085031	0.027561	-3.085179	0.0029
@TREND("2008M12")	0.002585	0.000713	3.625419	0.0006

R-squared	0.320127	Mean dependent var	0.011327
Adjusted R-squared	0.300131	S.D. dependent var	0.076487
S.E. of regression	0.063987	Akaike info criterion	-2.618926
Sum squared resid	0.278418	Schwarz criterion	-2.523320
Log likelihood	95.97188	Hannan-Quinn criter.	-2.580907
F-statistic	16.00934	Durbin-Watson stat	2.410706
Prob(F-statistic)	0.000002		

Slika 9. DF test reziduala primenjen na vremensku seriju RESID03 u cilju testiranja kointegracije

Iako smo dobili potvrdu o postojanju uzročnosti na nivou osnovnih vremenskih serija (na drugoj docnji), pre konačnog potvrđivanja da li realne neto zarade utiču na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede moramo sprovesti analizu na nivou prvih diferenci ovih serija. Oba testa za utvrđivanje reda docnje, sekvencijalni test i informacijski kriterijumi, u slučaju modela zasnovanog na prvim diferencama, potvredili su značajnost prve docnje.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 10/15/15 Time: 01:05
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 65

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(Y)	D(XR)	Joint
Lag 1	2.329185 [0.312050]	20.17068 [4.17e-05]	23.35684 [0.000107]
Lag 2	1.274978 [0.528618]	0.291324 [0.864450]	1.633129 [0.802826]
Lag 3	1.623425 [0.444097]	0.858627 [0.650956]	2.446103 [0.654312]
Lag 4	1.151870 [0.562179]	1.642902 [0.439793]	2.930332 [0.569551]
Lag 5	1.023404 [0.599474]	1.282599 [0.526608]	2.279180 [0.684562]
Lag 6	1.896284 [0.387460]	1.350642 [0.508993]	3.066337 [0.546786]
df	2	2	4

Slika 10. Sekvencijalni test na šestoj docnji

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: D(Y) D(XR)
 Exogenous variables: C
 Date: 10/15/15 Time: 01:05
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 65

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	263.8975	NA	1.08e-06	-8.058384	-7.991480	-8.031986
1	277.1860	25.35048*	8.15e-07*	-8.344186*	-8.143473*	-8.264992*
2	279.9422	5.088366	8.47e-07	-8.305915	-7.971394	-8.173925
3	282.0893	3.831605	8.98e-07	-8.248900	-7.780571	-8.064114
4	283.4646	2.369743	9.76e-07	-8.168140	-7.566002	-7.930558
5	284.7858	2.195300	1.06e-06	-8.085717	-7.349770	-7.795339
6	286.6483	2.979986	1.14e-06	-8.019947	-7.150192	-7.676773

Slika 11. Test informacionih kriterijuma

Međutim, na prvoj docnji nije prisutna normalna raspodela i nije moguće uvođenjem dodatnih impulsnih veštačkih promenljivih za poznate događaje doći do normalne raspodele, tako da se ne može oceniti uzročnosti između promene realnih mesečnih neto zarada i promene problematičnih kredita u sektoru privrede.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 10/15/15 Time: 01:09
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 70

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-0.534598	3.581157	1	0.0584
2	0.204224	0.566524	1	0.4516
Joint		4.147681	2	0.1257

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.178100	18.74744	1	0.0000
2	2.747432	0.012652	1	0.9104
Joint		18.76009	2	0.0001

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	22.32859	2	0.0000
2	0.579177	2	0.7486
Joint	22.90777	4	0.0001

Slika 11. Test normalnosti na prvoj docnji

Imajući u vidu da primenom VAR modela zbog odsustva normalne raspodele nije bilo moguće pouzdano proceniti uticaj promene realnih neto zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede, ponovo se vraćamo na klasični linearni regresioni model koji koristi prve diference (na početku ovog poglavlja) i prihvatamo dobijene rezultate da promena realnih mesečnih neto zarada nije bitan faktor u objašnjenju promene problematičnih kredita u sektoru privrede.

e) Analiza uticaja realnih neto zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva

Na osnovu dobijenog rezultata zaključujemo da su realne mesečne neto zarade statistički značajne za objašnjenje stope problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

Dependent Variable: D(W)
 Method: Least Squares
 Date: 10/06/15 Time: 17:03
 Sample (adjusted): 2009M10 2014M12
 Included observations: 63 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009989	0.002478	4.031709	0.0002
D(XR(-9))	-0.225906	0.105424	-2.142836	0.0363
V201005	0.086814	0.019586	4.432503	0.0000
V201112	-0.072514	0.019366	-3.744334	0.0004
V201006	0.043844	0.019442	2.255074	0.0279

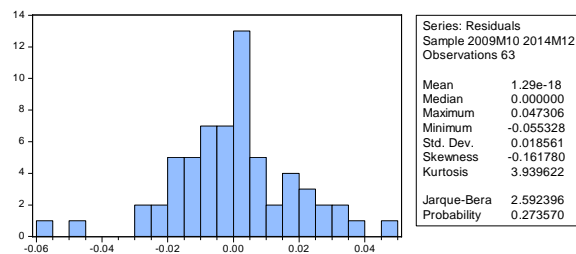
R-squared	0.442207	Mean dependent var	0.010928
Adjusted R-squared	0.403738	S.D. dependent var	0.024853
S.E. of regression	0.019191	Akaike info criterion	-4.992729
Sum squared resid	0.021361	Schwarz criterion	-4.822639
Log likelihood	162.2710	Hannan-Quinn criter.	-4.925832
F-statistic	11.49529	Durbin-Watson stat	1.938332
Prob(F-statistic)	0.000001		

Slika 1. Klasični linearni regresioni model primenjen na prve diference vremenskih serija

Date: 10/07/15 Time: 14:12
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 63
 Q-statistic probabilities adjusted for 4 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.023	0.023	0.0345	0.853	
2	0.173	0.172	2.0409	0.360	
3	-0.02	-0.03	2.0839	0.555	
4	0.068	0.041	2.4085	0.661	
5	-0.19	-0.19	5.0223	0.413	
6	-0.02	-0.03	5.0669	0.535	
7	-0.18	-0.12	7.5129	0.377	
8	0.041	0.054	7.6360	0.470	
9	-0.13	-0.07	9.0269	0.435	
1	0.082	0.049	9.5523	0.481	
1	-0.09	-0.07	10.289	0.505	
1	0.306	0.262	17.800	0.122	
1	-0.12	-0.13	19.009	0.123	
1	-0.00	-0.13	19.013	0.164	
1	-0.08	-0.02	19.565	0.189	
1	0.107	0.083	20.559	0.196	
1	-0.15	-0.05	22.742	0.158	

Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.



Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.627775	Prob. F(4,58)	0.6446
Obs*R-squared	2.614384	Prob. Chi-Square(4)	0.6243
Scaled explained SS	3.256910	Prob. Chi-Square(4)	0.5158

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 10/07/15 Time: 14:12
 Sample: 2009M10 2014M12
 Included observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000355	7.66E-05	4.637432	0.0000
D(XR(-9))	0.003967	0.003259	1.217319	0.2284
V201005	-0.000242	0.000605	-0.399804	0.6908
V201112	-0.000326	0.000599	-0.545120	0.5878
V201006	-0.000427	0.000601	-0.710900	0.4800

R-squared	0.041498	Mean dependent var	0.000339
Adjusted R-squared	-0.024605	S.D. dependent var	0.000586
S.E. of regression	0.000593	Akaike info criterion	-11.94617
Sum squared resid	2.04E-05	Schwarz criterion	-11.77608
Log likelihood	381.3043	Hannan-Quinn criter.	-11.87927
F-statistic	0.627775	Durbin-Watson stat	2.071318
Prob(F-statistic)	0.644612		

Slika 4. Test heteroskedastičnosti modela na Sl.1.

Ramsey RESET Test
 Equation: REGDWDXR
 Specification: D(W) C D(XR(-9)) V201005 V201112 V201006
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.370912	57	0.1758
F-statistic	1.879400	(1, 57)	0.1758
Likelihood ratio	2.043721	1	0.1528

Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

Proveravamo da li postoji kointegriranost u kretanju realnih neto zarada i problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Iz modela zasnovanog na osnovnim vrednostima vremenskih serija formiramo seriju reziduala (RESID04) i testiramo da li je formirana serija reziduala stacionarna.

Dependent Variable: W
 Method: Least Squares
 Date: 10/15/15 Time: 01:19
 Sample (adjusted): 2009M01 2014M12
 Included observations: 72 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.69816	0.028567	374.4916	0.0000
XR	2.120721	1.342408	1.579788	0.1187

R-squared	0.034426	Mean dependent var	10.69817
Adjusted R-squared	0.020632	S.D. dependent var	0.244940
S.E. of regression	0.242400	Akaike info criterion	0.030932
Sum squared resid	4.113051	Schwarz criterion	0.094172
Log likelihood	0.886461	Hannan-Quinn criter.	0.056108
F-statistic	2.495731	Durbin-Watson stat	0.053257
Prob(F-statistic)	0.118664		

Slika 6. Formiranje serije reziduala iz klasičnog linearnog regresionog modela

Dependent Variable: D(RESID04)
 Method: Least Squares
 Date: 10/15/15 Time: 01:20
 Sample (adjusted): 2009M02 2014M12
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID04(-1)	-0.495581	0.098597	-5.026329	0.0000
C	-0.188900	0.042824	-4.411077	0.0000
@TREND("2008M12")	0.005390	0.001132	4.760656	0.0000
R-squared	0.272787	Mean dependent var		0.013474
Adjusted R-squared	0.251398	S.D. dependent var		0.054269
S.E. of regression	0.046954	Akaike info criterion		-3.237943
Sum squared resid	0.149921	Schwarz criterion		-3.142337
Log likelihood	117.9470	Hannan-Quinn criter.		-3.199923
F-statistic	12.75383	Durbin-Watson stat		2.197869
Prob(F-statistic)	0.000020			

Slika 7. DF test reziduala primenjen na vremensku seriju RESID04 u cilju testiranja kointegracije

DF test reziduala je potvrdio prisustvo stacionarnosti i time ukazao da postoji kointegriranost u kretanju realnih neto zarada i problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

Potvrdili smo da je prisutna uzročnost na nivou osnovnih vremenskih serija, na drugoj docnji. Prelazimo na analizu na nivou prve diference (promena vrednosti posmatranih varijabli). Primenom odgovarajućih testova prva i druga docnja se prepoznaju kao značajne.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 10/15/15 Time: 01:34
 Sample: 2009M12 2014M12
 Included observations: 65

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(W)	D(XR)	Joint
Lag 1	0.621170 [0.733018]	24.94186 [3.84e-06]	26.46222 [2.55e-05]
Lag 2	1.992884 [0.369191]	0.566477 [0.753340]	2.896675 [0.575263]
Lag 3	0.624752 [0.731707]	0.639565 [0.726307]	1.259874 [0.868146]
Lag 4	0.242908 [0.885632]	3.047757 [0.217865]	3.231852 [0.519802]
Lag 5	2.163503 [0.339001]	1.346385 [0.510078]	3.383314 [0.495841]
Lag 6	0.877405 [0.644873]	1.176951 [0.555173]	1.882161 [0.757421]
df	2	2	4

Slika 8. Sekvencijalni test na šestoj docnji

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: D(W) D(XR)
 Exogenous variables: C @TREND
 Date: 10/15/15 Time: 01:34
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 65

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	298.1405	NA	4.02e-07	-9.050478	-8.916670	-8.997682
1	310.8072	23.77430	3.08e-07	-9.317144	-9.049527*	-9.211552
2	316.5650	10.45272*	2.92e-07*	-9.371232*	-8.969806	-9.212844*
3	318.8627	4.029813	3.08e-07	-9.318853	-8.783619	-9.107669
4	319.7719	1.538609	3.40e-07	-9.223751	-8.554709	-8.959771
5	322.0496	3.714427	3.60e-07	-9.170758	-8.367907	-8.853961
6	323.2333	1.857416	3.94e-07	-9.084101	-8.147441	-8.714528

Slika 9. Test informacionih kriterijuma

VAR Lag Exclusion Wald Tests

Date: 10/15/15 Time: 01:36

Sample: 2008M12 2014M12

Included observations: 69

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(W)	D(XR)	Joint
Lag 1	0.254093 [0.880693]	35.84066 [1.65e-08]	36.19433 [2.64e-07]
Lag 2	2.888894 [0.235876]	5.738661 [0.056737]	9.315621 [0.053677]
df	2	2	4

Slika 10. Sekvencijalni test na drugoj docnji

VAR Residual Normality Tests

Orthogonalization: Residual Correlation (Doomik-Hansen)

Null Hypothesis: residuals are multivariate normal

Date: 10/15/15 Time: 01:37

Sample: 2008M12 2014M12

Included observations: 69

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.473598	2.829961	1	0.0925
2	0.147907	0.295615	1	0.5866
Joint		3.125575	2	0.0766

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.907372	8.481510	1	0.0036
2	2.697706	0.014088	1	0.9055
Joint		8.495598	2	0.0143

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	11.31147	2	0.0035
2	0.309702	2	0.8565
Joint	11.62117	4	0.0204

Slika 11. Test normalnosti na drugoj docnji

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h

Date: 10/15/15 Time: 01:38

Sample: 2008M12 2014M12

Included observations: 69

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	1.105567	NA*	1.121825	NA*	NA*
2	1.817900	NA*	1.855422	NA*	NA*
3	2.313339	0.6783	2.373381	0.6674	4
4	7.413052	0.4928	7.786923	0.4546	8
5	9.601738	0.6509	10.14660	0.6031	12
6	10.99717	0.8097	11.67493	0.7660	16
7	18.61331	0.5471	20.15096	0.4485	20
8	20.96776	0.6406	22.81418	0.5308	24
9	23.61231	0.7018	25.85542	0.5810	28
10	25.62580	0.7799	28.21018	0.6589	32
11	29.09963	0.7858	32.34284	0.6433	36
12	33.98189	0.7371	38.25294	0.5491	40

Slika 12. Test autokorelacije na drugoj docnji

Na drugoj docnji nije prisutna normalna raspodela. Prelazimo na analizu prve docnje.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 10/15/15 Time: 01:40
Sample: 2008M12 2014M12
Included observations: 70

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	D(W)	D(XR)	Joint
Lag 1	2.106379 [0.348823]	28.41276 [6.76e-07]	30.30160 [4.25e-06]
df	2	2	4

Slika 13. Sekvencijalni test na prvoj docnji

VAR Residual Normality Tests
Orthogonalization: Residual Correlation (Doornik-Hansen)
Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
Date: 10/15/15 Time: 01:41
Sample: 2008M12 2014M12
Included observations: 70

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.224990	0.685395	1	0.4077
2	0.255724	0.880787	1	0.3480
Joint		1.566182	2	0.4570

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	4.479917	8.762584	1	0.0031
2	2.459033	0.899379	1	0.3429
Joint		9.661963	2	0.0080

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	9.447980	2	0.0089
2	1.780165	2	0.4106
Joint	11.22814	4	0.0241

Slika 14. Test normalnosti na prvoj docnji

Na prvoj docnji ne postoji normalna raspodela i zbog toga nije moguće oceniti uzročnost. S obzirom da smo prethodno dobili potvrdu o postojanju kointegriranosti, pokušaćemo da postavimo model sa korekcijom ravnotežne greške.

Dependent Variable: D(W)
Method: Least Squares
Date: 11/03/15 Time: 17:46
Sample (adjusted): 2009M10 2014M12
Included observations: 63 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID04(-1)	0.019094	0.013254	1.440689	0.1550
D(XR(-9))	-0.219715	0.117211	-1.874526	0.0659
V201005	0.102829	0.021982	4.677812	0.0000
V201112	-0.062293	0.021353	-2.917278	0.0050
V201006	0.058171	0.021659	2.685751	0.0094

R-squared	0.310556	Mean dependent var	0.010928
Adjusted R-squared	0.263008	S.D. dependent var	0.024853
S.E. of regression	0.021336	Akaike info criterion	-4.780832
Sum squared resid	0.026402	Schwarz criterion	-4.610742
Log likelihood	155.5962	Hannan-Quinn criter.	-4.713934
Durbin-Watson stat	1.594095		

Slika 15. Model sa korekcijom ravnotežne greške

Bez sprovođenja neohodnog daljeg testiranja odmah primećujemo da se dugoročna ravnotežna veza ne pokazuje kao značajna, tako da se vraćamo prvobitno postavljenom klasičnom linearnom regresionom modelu primenjenom na prve diferencije koji prikazuje da promena realnim mesečnih neto zarada sa kašnjenjem od devet meseci utiče na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva.

f) Analiza uticaja solidarnog poreza na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva

Uvodimo u prethodno razvijeni model impulsnu veštačku varijablu koja uzima vrednost 1 u trenutku uvođenja solidarnog poreza (januar 2014. godine) i nulte vrednosti u ostalim mesecima i uočavamo da poseduje statističku značajnost sa kašnjenjem od četiri meseca.

Dependent Variable: D(W)
Method: Least Squares
Date: 10/07/15 Time: 21:25
Sample (adjusted): 2009M10 2014M12
Included observations: 63 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.009185	0.002381	3.857967	0.0003
D(XR(-9))	-0.251985	0.100953	-2.496075	0.0155
V201005	0.086874	0.018664	4.654683	0.0000
V201112	-0.071899	0.018456	-3.895694	0.0003
V201006	0.045122	0.018534	2.434593	0.0181
SOLPOR(-4)	0.048580	0.018532	2.621386	0.0112

R-squared	0.502217	Mean dependent var	0.010928
Adjusted R-squared	0.458552	S.D. dependent var	0.024853
S.E. of regression	0.018287	Akaike info criterion	-5.074807
Sum squared resid	0.019063	Schwarz criterion	-4.870699
Log likelihood	165.8564	Hannan-Quinn criter.	-4.994531
F-statistic	11.50155	Durbin-Watson stat	1.962736
Prob(F-statistic)	0.000000		

Slika 1. Model zasnovan na prvim diferencama

Date: 10/07/15 Time: 21:56
Sample: 2008M12 2014M12
Included observations: 63
Q-statistic probabilities adjusted for 5 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.011	0.011	0.0080	0.929	
2	0.153	0.153	1.5815	0.454	
3	0.024	0.022	1.6219	0.854	
4	0.050	0.027	1.7977	0.773	
5	-0.14...	-0.15...	3.2440	0.682	
6	-0.05...	-0.06...	3.4707	0.748	
7	-0.13...	-0.10...	4.8932	0.673	
8	0.047	0.079	5.0597	0.751	
9	-0.15...	-0.10...	6.8006	0.658	
1...	0.098	0.083	7.5385	0.674	
1...	-0.18...	-0.18...	10.228	0.510	
1...	0.265	0.249	15.852	0.198	
1...	-0.09...	-0.09...	16.637	0.216	
1...	-0.00...	-0.07...	16.638	0.276	
1...	-0.06...	-0.06...	17.019	0.318	
1...	0.134	0.114	18.578	0.291	
1...	-0.11...	-0.05...	19.807	0.284	

Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

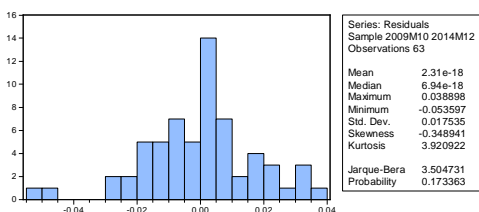
F-statistic	0.512992	Prob. F(5,57)	0.7653
Obs*R-squared	2.712878	Prob. Chi-Square(5)	0.7441
Scaled explained SS	3.243313	Prob. Chi-Square(5)	0.6625

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 10/07/15 Time: 21:57
Sample: 2009M10 2014M12
Included observations: 63

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000323	6.92E-05	4.670070	0.0000
D(XR(-9))	-0.003192	0.002936	1.087390	0.2814
V201005	-0.000232	0.000543	-0.428021	0.6702
V201112	-0.000300	0.000537	-0.559201	0.5782
V201006	-0.000381	0.000539	-0.707537	0.4821
SOLPOR(-4)	-0.000381	0.000539	-0.706655	0.4827

R-squared	0.043062	Mean dependent var	0.000303
Adjusted R-squared	-0.040880	S.D. dependent var	0.000521
S.E. of regression	0.000532	Akaike info criterion	-12.15008
Sum squared resid	1.61E-05	Schwarz criterion	-11.94598
Log likelihood	388.7277	Hannan-Quinn criter.	-12.06981
F-statistic	0.512992	Durbin-Watson stat	1.934038
Prob(F-statistic)	0.765304		

Slika 3. Test heteroskedastičnosti modela na Sl. 1.



Slika 4. Test normalnosti modela na Sl. 1.

Ramsey RESET Test			
Equation: REGDWDXR			
Specification: D(W) C D(XR(-9)) V201005 V201112 V201006 SOLPOR(-4)			
Omitted Variables: Squares of fitted values			
	Value	df	Probability
t-statistic	1.586600	56	0.1182
F-statistic	2.517298	(1, 56)	0.1182
Likelihood ratio	2.770155	1	0.0960

Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

Prilog 4 – Analiza uticaja stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita

a) Analiza uticaja stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru

Vremenska serija kojom opisujemo kretanje stope nezaposlenosti je nestacionarna serija tako da primenjujemo linearni regresioni model na prve diference.

Dependent Variable: D(Z)
Method: Least Squares
Date: 10/16/15 Time: 23:18
Sample (adjusted): 2009M07 2014M12
Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.013873	0.002562	5.414908	0.0000
D(STN)	0.961125	0.544020	1.766709	0.0827
D(STN(-6))	0.621217	0.301099	2.063164	0.0437
V200912	-0.121586	0.018601	-6.536368	0.0000
V201005	0.085962	0.018628	4.614579	0.0000
V201006	0.049981	0.019375	2.579698	0.0125
V201206	-0.086573	0.018724	-4.623657	0.0000
V201210	-0.095709	0.018716	-5.113760	0.0000
V201304	-0.074091	0.018949	-3.910093	0.0003
V201310	-0.060607	0.018867	-3.212290	0.0022
R-squared	0.715593	Mean dependent var	0.011345	
Adjusted R-squared	0.669884	S.D. dependent var	0.032082	
S.E. of regression	0.018433	Akaike info criterion	-5.010657	
Sum squared resid	0.019027	Schwarz criterion	-4.678891	
Log likelihood	175.3517	Hannan-Quinn criter.	-4.879560	
F-statistic	15.85563	Durbin-Watson stat	1.773471	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Slika 1. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija

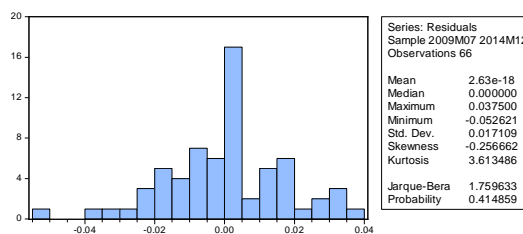
Kontinuirani rast problematičnih kredita u posmatranom periodu prekida nekoliko jednokratnih strukturnih lomova, tako da u model uvodimo više impulsnih veštačkih varijabli. U decembru 2009. godine Narodna banka Srbije usvaja izmenu Odluke o klasifikaciji bilansne aktive i vanbilansnih stavki banke i dozvoljava da se kašnjenje u otplati kredita računa od naknadno ugovorenog roka (od trenutka reprograma i rastrukturiranja) ukoliko je reprogram ili restrukturiranje urađeno u skladu sa uslovima

definisanim ovom odlukom. Nakon usvajanja ove odluke dolazi do velikog restrukturiranja obaveza dužnika u decembru 2009. godine što se odrazilo na smanjenje nivoa problematičnih kredita. Veštačke varijable uvedene za period od juna 2012. godine do oktobra 2013. godine, odnose se na oduzimanje licence za rad sledećim bankama respektivno: Agrobanka a.d. Beograd, Nova Agrobanka a.d. Beograd, Razvojna banka Vojvodine a.d. Novi Sad i Privredna banka a.d. Beograd. Iz izloženog rezultata vidimo da promena nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru može biti objašnjena promenom stope nezaposlenosti u tekućem mesecu i sa vremenskim kašnjenjem od šest meseci. Promenu stope nezaposlenosti sa kašnjenjem od jednog meseca i pored toga što ima p-vrednost od 8% zadržavamo u modelu jer iako prevazilazi nivo značajnosti od 5% ne možemo lako odbaciti dobijeni rezultat o prisustvu njenog uticaja (zadržavamo je uz uslovno prihvatanje višeg nivoa značajnosti). Primenom odgovarajućih testova u Eviews-u potvrđeno je prisustvo normalne raspodele, odsustvo autokorelacije, heteroskedastičnosti i dobra specifikacija modela.

Date: 10/16/15 Time: 23:23
Sample: 2008M12 2014M12
Included observations: 66
Q-statistic probabilities adjusted for 9 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1	0.071	0.071	0.3507 0.554
		2	0.061	0.057	0.6150 0.735
		3	0.108	0.100	1.4385 0.697
		4	0.115	0.100	2.3984 0.663
		5	-0.07...	-0.10...	2.8401 0.725
		6	-0.13...	-0.15...	4.1943 0.650
		7	-0.04...	-0.04...	4.3329 0.741
		8	0.087	0.122	4.9133 0.767
		9	-0.15...	-0.12...	6.9100 0.646
		1...	-0.06...	-0.03...	7.2031 0.706
		1...	-0.01...	-0.03...	7.2252 0.781
		1...	-0.04...	-0.05...	7.3831 0.831
		1...	-0.07...	-0.02...	7.8429 0.854
		1...	-0.03...	-0.00...	7.9427 0.892
		1...	-0.18...	-0.21...	10.979 0.754
		1...	0.008	0.014	10.984 0.810
		1...	-0.11...	-0.07...	12.267 0.784

Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.



Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.881546	Prob. F(9,56)	0.5472
Obs*R-squared	8.190302	Prob. Chi-Square(9)	0.5151
Scaled explained SS	7.705101	Prob. Chi-Square(9)	0.5641

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 11/05/15 Time: 13:37
 Sample: 2009M07 2014M12
 Included observations: 66

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000353	6.58E-05	5.357217	0.0000
D(STN)	0.001660	0.013975	0.118777	0.9059
D(STN(-6))	-0.015132	0.007735	-1.956340	0.0554
V200912	-0.000332	0.000478	-0.695191	0.4898
V201005	-0.000386	0.000479	-0.807521	0.4228
V201006	-0.000304	0.000498	-0.611625	0.5433
V201206	-0.000301	0.000481	-0.626258	0.5337
V201210	-0.000402	0.000481	-0.837046	0.4061
V201304	-0.000285	0.000487	-0.585708	0.5604
V201310	-0.000261	0.000485	-0.539060	0.5920

R-squared	0.124095	Mean dependent var	0.000288
Adjusted R-squared	-0.016675	S.D. dependent var	0.000470
S.E. of regression	0.000474	Akaike info criterion	-12.33403
Sum squared resid	1.26E-05	Schwarz criterion	-12.00227
Log likelihood	417.0231	Hannan-Quinn criter.	-12.20294
F-statistic	0.881546	Durbin-Watson stat	1.954207
Prob(F-statistic)	0.547159		

Ramsey RESET Test
 Equation: REGDZDSTN
 Specification: D(Z) C D(STN) D(STN(-6)) V200912 V201005 V201006 V201206 V201210 V201304 V201310
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.157897	55	0.2519
F-statistic	1.340724	(1, 55)	0.2519
Likelihood ratio	1.589573	1	0.2074

Slika 4. Test heterosekdastičnosti modela na Sl.1. Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

Zbog prisustva velikog broja veštačkih varijabli možemo napraviti poseban model u kome se pojavljuju samo veštačke varijable kako bi pokazali koliki je njihov uticaj u modelu. Tako postavljen model ima objašnjavajuću moć od oko 19%, što nam govori da je oko 48% objašnjeno promenom stope nezaposlenosti.

Dependent Variable: D(Z)
 Method: Least Squares
 Date: 10/16/15 Time: 23:26
 Sample (adjusted): 2009M02 2014M12
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
V200912	-0.104648	0.032318	-3.238056	0.0019
V201005	0.099448	0.032318	3.077150	0.0031
V201006	0.056273	0.032318	1.741227	0.0864
V201206	-0.074253	0.032318	-2.297569	0.0249
V201210	-0.078548	0.032318	-2.430445	0.0179
V201304	-0.050653	0.032318	-1.567312	0.1220
V201310	-0.037660	0.032318	-1.165300	0.2482

R-squared	0.262599	Mean dependent var	0.014951
Adjusted R-squared	0.193467	S.D. dependent var	0.035986
S.E. of regression	0.032318	Akaike info criterion	-3.932988
Sum squared resid	0.066846	Schwarz criterion	-3.709907
Log likelihood	146.6211	Hannan-Quinn criter.	-3.844276
Durbin-Watson stat	1.073313		

Slika 6. Alternativna specifikacija modela

Nakon primene testova kointegracije nije pronađena dugoročna veza u kretanju problematičnih kredita u bankarskom sektoru i stope nezaposlenosti. Zbog odustva normalne raspodele nije bilo moguće izvršiti ocenu primenom VAR modela.

b) Analiza uticaja stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 10/17/15 Time: 00:12
 Sample (adjusted): 2009M05 2014M12
 Included observations: 68 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015758	0.003500	4.501737	0.0000
D(STN(-2))	1.705111	0.388369	4.390445	0.0000
D(STN(-4))	-0.738959	0.385162	-1.913597	0.0605
V200912	-0.141451	0.026416	-5.354730	0.0000
V201206	-0.108279	0.026376	-4.105185	0.0001
V201210	-0.124722	0.026528	-4.701571	0.0000
V201304	-0.084295	0.026339	-3.200353	0.0022
V201310	-0.060915	0.026338	-2.312812	0.0242
V201412	-0.166754	0.026434	-6.308337	0.0000

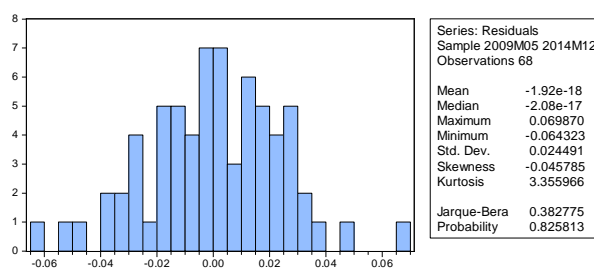
R-squared	0.706059	Mean dependent var	0.007586
Adjusted R-squared	0.666202	S.D. dependent var	0.045172
S.E. of regression	0.026098	Akaike info criterion	-4.331146
Sum squared resid	0.040187	Schwarz criterion	-4.037388
Log likelihood	158.2590	Hannan-Quinn criter.	-4.214750
F-statistic	17.71505	Durbin-Watson stat	1.927128
Prob(F-statistic)	0.000000		

Slika 1. Klasičan linearni regresioni model primenjen na prve diference vremenskih serija

Imajući u vidu da je reč o dve nestacionarne vremenske serije primenjujemo linearni regresioni model na prve diference tih serija. Dobijeni rezultat iz Eviews-a nam pokazuje da se promena nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede može objasniti promenom stope nezaposlenosti sa kašnjenjem od dva i četiri meseca. Pored već prethodno korišćenih i objašnjenih veštačkih varijabli uvedena je još jedna koja uzima vrednost jedan u decembru 2014. godine i nulte vrednost u ostalim periodima. U decembru 2014. godine ispoljio se metodološki efekat internog prebacivanja problematičnih društava iz kategorije sektor privrede u sektor drugih komitenata (već prethodno objašnjeno u vezi privrednih društava u stečaju).

Date: 10/17/15 Time: 00:17
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 68
 Q-statistic probabilities adjusted for 8 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.031	0.031	0.0682	0.794	
2	0.020	0.019	0.0958	0.953	
3	0.133	0.132	1.3968	0.706	
4	0.129	0.124	2.6418	0.619	
5	-0.13...	-0.15...	4.0459	0.543	
6	-0.14...	-0.17...	5.7428	0.453	
7	-0.02...	-0.04...	5.7787	0.566	
8	0.055	0.098	6.0203	0.645	
9	-0.06...	0.023	6.3664	0.703	
1...	-0.09...	-0.07...	7.0362	0.722	
1...	0.071	0.013	7.4605	0.761	
1...	0.048	0.012	7.6603	0.811	
1...	-0.11...	-0.08...	8.8139	0.787	
1...	-0.09...	-0.09...	9.6585	0.787	
1...	-0.02...	-0.06...	9.7058	0.838	
1...	-0.05...	-0.03...	9.9378	0.870	
1...	-0.12...	-0.04...	11.403	0.835	



Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.

Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.448305	Prob. F(8,59)	0.8868
Obs*R-squared	3.896661	Prob. Chi-Square(8)	0.8663
Scaled explained SS	3.455555	Prob. Chi-Square(8)	0.9026

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 10/17/15 Time: 00:18
 Sample: 2009M05 2014M12
 Included observations: 68

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000620	0.000127	-4.886768	0.0000
D(STN(-2))	0.014147	0.014070	1.005427	0.3188
D(STN(-4))	-0.001250	0.013990	-0.089383	0.9291
V200912	-0.000561	0.000957	-0.586270	0.5599
V201206	-0.000579	0.000956	-0.606408	0.5466
V201210	-0.000737	0.000961	-0.766529	0.4484
V201304	-0.000618	0.000954	-0.648111	0.5194
V201310	-0.000628	0.000954	-0.658120	0.5130
V201412	-0.000580	0.000958	-0.605741	0.5470

R-squared	0.057304	Mean dependent var	0.000591
Adjusted R-squared	-0.070519	S.D. dependent var	0.000914
S.E. of regression	0.000946	Akaike info criterion	-10.96694
Sum squared resid	5.27E-05	Schwarz criterion	-10.67318
Log likelihood	381.8758	Hannan-Quinn criter.	-10.85054
F-statistic	0.448305	Durbin-Watson stat	1.379645
Prob(F-statistic)	0.886797		

Ramsey RESET Test

Equation: REFDYDSTN
 Specification: D(Y) C D(STN(-2)) D(STN(-4)) V200912 V201206 V201210 V201304 V201310 V201412

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.581233	58	0.1193
F-statistic	2.500297	(1, 58)	0.1193
Likelihood ratio	2.869957	1	0.0902

Slika 4. Test heteroskedastičnosti modela na Sl.1.

Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

Na osnovu primenjenih testova zaključujemo da u modelu nije prisutna autokorelacija i heteroskedastičnosti, da reziduali izmaju normalnu raspodelu i da nije prisutna greška u specifikaciji modela. Vremenske serije nisu kointegrirane i odsustvo normalne raspodele onemogućava primenu VAR modela na prve diference vremenskih serija.

c) Analiza uticaja stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva

Primenjujemo linearni regresioni model na prve diference tih serija.

Dependent Variable: D(W)
Method: Least Squares
Date: 10/17/15 Time: 00:54
Sample (adjusted): 2009M07 2014M12
Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007505	0.002438	3.078876	0.0031
D(STN(-6))	0.998592	0.276677	3.609239	0.0006
V201005	0.071311	0.020017	3.562562	0.0007
D(Y)	0.254266	0.057142	4.449719	0.0000

R-squared	0.479718	Mean dependent var	0.012091
Adjusted R-squared	0.454543	S.D. dependent var	0.025709
S.E. of regression	0.018988	Akaike info criterion	-5.031368
Sum squared resid	0.022353	Schwarz criterion	-4.898661
Log likelihood	170.0351	Hannan-Quinn criter.	-4.978929
F-statistic	19.05537	Durbin-Watson stat	2.051961
Prob(F-statistic)	0.000000		

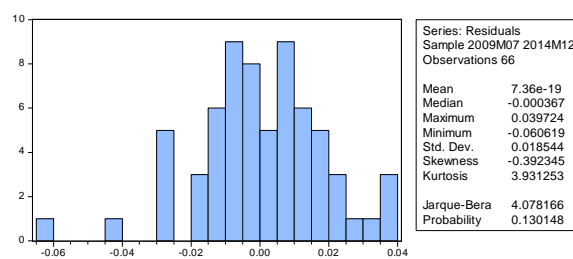
Slika 1. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija

Zaključujemo da porast stope nezaposlenosti sa kašnjenjem od šest meseci ima uticaja na porast stope problematičnih kredita u sektoru stanovništva. Iako i stopa nezaposlenosti sa kašnjenjem od jednog meseca ima statističku značajnost u objašnjenju porasta problematičnih kredita u sektoru stanovništva zadržali smo samo stopu nezaposlenosti sa kašnjenjem od šest meseci jer ima veći uticaj i veću objašnjavajuću moć. Obe varijable nije moguće zadržati jer se međusobno isključuju, tako da je zadržana varijabla sa većom objašnjavajućom moći. Zbog eliminacije autokorelacije kao varijabla uvedena je prva diferencna problematičnih kredita u sektoru privrede. Primenom navedenog modela može se objasniti oko 45% promena stope problematičnih kredita.

Date: 10/17/15 Time: 01:02
Sample: 2008M12 2014M12
Included observations: 66
Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1		-0.05...	-0.05...	0.1897	0.663
2		0.023	0.021	0.2279	0.892
3		-0.01...	-0.01...	0.2394	0.971
4		-0.10...	-0.10...	1.0216	0.906
5		-0.09...	-0.10...	1.6892	0.890
6		-0.10...	-0.11...	2.5196	0.866
7		-0.12...	-0.14...	3.7218	0.811
8		0.070	0.039	4.0969	0.848
9		-0.06...	-0.08...	4.4581	0.879
1...		0.032	-0.02...	4.5412	0.920
1...		0.063	0.014	4.8667	0.937
1...		0.253	0.241	10.174	0.601
1...		0.002	0.009	10.175	0.680
1...		0.055	0.047	10.432	0.730
1...		-0.06...	-0.04...	10.824	0.765
1...		0.035	0.083	10.935	0.814
1...		-0.02...	0.062	10.984	0.857

Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.



Slika 3. Test normalnost modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.582384	Prob. F(3,62)	0.6288
Obs*R-squared	1.808897	Prob. Chi-Square(3)	0.6130
Scaled explained SS	2.339552	Prob. Chi-Square(3)	0.5050

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 10/17/15 Time: 01:04
 Sample: 2009M07 2014M12
 Included observations: 66

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000366	7.57E-05	4.832115	0.0000
D(STN(-6))	-0.007825	0.008597	-0.910227	0.3662
V201005	-0.000246	0.000622	-0.395156	0.6941
D(Y)	-0.001311	0.001776	-0.738122	0.4632

R-squared	0.027408	Mean dependent var	0.000339
Adjusted R-squared	-0.019653	S.D. dependent var	0.000584
S.E. of regression	0.000590	Akaike info criterion	-11.97418
Sum squared resid	2.16E-05	Schwarz criterion	-11.84148
Log likelihood	399.1481	Hannan-Quinn criter.	-11.92175
F-statistic	0.582384	Durbin-Watson stat	2.065208
Prob(F-statistic)	0.628793		

Ramsey RESET Test
 Equation: REGDWDSTN
 Specification: D(W) C D(STN(-6)) V201005 D(Y)
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.203491	61	0.2334
F-statistic	1.448390	(1, 61)	0.2334
Likelihood ratio	1.548795	1	0.2133

Slika 4. Test heteroskedastičnosti modela na Sl.1.

Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

Na osnovu primenjenih testova zaključujemo da u modelu nije prisutna autokorelacija i heteroskedastičnosti, da reziduali izmaju normalnu raspodelu i da nije prisutna greška u specifikaciji modela.

Na osnovu primenjenog DF testa reziduala nije pronađena kointegrisanost u kretanju problematičnih kredita u sektoru stanovništva i stope nezaposlenosti. Odsustvo normalne raspodele onemogućilo je primenu VAR modela za ocenu odnosa problematičnih kredita u sektoru stanovništva i stope nezaposlenosti.

d) Analiza uticaja stope nezaposlenosti i realnih neto zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva

Ukoliko u prethodno postavljeni model koji meri uticaj stope nezaposlenosti na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva dodamo varijablu koja opisuje kretanje sezonsiranih realnih mesečnih neto zarada dobijamo sledeći rezultat:

Dependent Variable: D(W)
 Method: Least Squares
 Date: 10/17/15 Time: 18:50
 Sample (adjusted): 2009M07 2014M12
 Included observations: 66 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.007080	0.002339	3.027086	0.0036
D(STN(-6))	0.931325	0.265399	3.509150	0.0009
V201005	0.069717	0.019114	3.647510	0.0006
D(Y)	0.261393	0.054676	4.780759	0.0000
D(XR(-3))	-0.177370	0.095689	-1.853595	0.0687
SOLPOR(-4)	0.039161	0.018244	2.146497	0.0359
R-squared	0.543204	Mean dependent var		0.012091
Adjusted R-squared	0.505138	S.D. dependent var		0.025709
S.E. of regression	0.018086	Akaike info criterion		-5.100896
Sum squared resid	0.019625	Schwarz criterion		-4.901837
Log likelihood	174.3296	Hannan-Quinn criter.		-5.022238
F-statistic	14.26994	Durbin-Watson stat		2.009592
Prob(F-statistic)	0.000000			

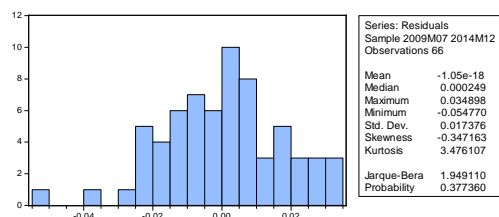
Slika 1. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference

Uticaj stope nezaposlenosti, gledano kroz vrednost koeficijenta elasticiteta, smanjuje se za oko 6%. Koeficijent elasticiteta uz desezonirane realne neto zarade se smanjuje za oko 30% u odnosu na vrednost u jednom od prethodnih modela, gde je procenjivan uticaj realnih neto zarada na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva, i kao relativno značajan pokazuje se uticaj realnih neto zarada sa kašnjenjem od tri meseca. Takođe, uticaj porasta problematičnih kredita u sektoru privrede ostaje na približno istom nivou, što potvrđuje da postoji uticaj porasta problematičnih kredita u sektoru privrede na sektor stanovništva koji nije obuhvaćen promenom realnih neto zarada i promenom stope nezaposlenosti. Smanjenje plata usled uvođenja solidarnog poreza i dalje ostaje značajno, uz koeficijent elasticiteta koji je nešto neznatno umanjen.

Primenom odgovarajućih testova potvrđeno je prisustvo normalne raspodele, homoskedastičnost i tačna specifikacija modela. U modelu nije identifikovana autokorelacija.

Date: 10/17/15 Time: 19:05
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 66
 Q-statistic probabilities adjusted for 5 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	-0.03...	-0.03...	0.0692	0.792	
2	0.039	0.038	0.1765	0.916	
3	0.018	0.020	0.1994	0.978	
4	-0.17...	-0.17...	2.3952	0.663	
5	-0.02...	-0.03...	2.4281	0.787	
6	-0.20...	-0.20...	5.6125	0.468	
7	-0.19...	-0.21...	8.5158	0.289	
8	0.062	0.022	8.8102	0.359	
9	-0.12...	-0.13...	9.9669	0.353	
1...	0.082	-0.00...	10.505	0.397	
1...	0.033	-0.04...	10.594	0.478	
1...	0.173	0.143	13.089	0.363	
1...	0.072	-0.03...	13.533	0.408	
1...	0.027	0.015	13.593	0.480	
1...	0.009	-0.01...	13.601	0.556	
1...	0.027	0.054	13.665	0.624	
1...	-0.03...	0.019	13.769	0.683	



Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.

Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.789399	Prob. F(5,60)	0.5615
Obs*R-squared	4.073711	Prob. Chi-Square(5)	0.5389
Scaled explained SS	4.168158	Prob. Chi-Square(5)	0.5255

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 10/17/15 Time: 19:08
 Sample: 2009M07 2014M12
 Included observations: 66

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000322	6.15E-05	5.233861	0.0000
D(STN(-6))	-0.005409	0.006976	-0.775339	0.4412
V201005	-0.000180	0.000502	-0.357792	0.7218
D(Y)	-0.001273	0.001437	-0.885906	0.3792
D(XR(-3))	0.003218	0.002515	1.279665	0.2056
SOLPOR(-4)	-0.000270	0.000480	-0.562626	0.5758

R-squared	0.061723	Mean dependent var	0.000297
Adjusted R-squared	-0.016467	S.D. dependent var	0.000471
S.E. of regression	0.000475	Akaike info criterion	-12.37851
Sum squared resid	1.36E-05	Schwarz criterion	-12.17945
Log likelihood	414.4908	Hannan-Quinn criter.	-12.29985
F-statistic	0.789399	Durbin-Watson stat	2.056289
Prob(F-statistic)	0.561463		

Ramsey RESET Test

Equation: REGDWDSTNDXR
 Specification: D(W) C D(STN(-6)) V201005 D(Y) D(XR(-3)) SOLPOR(-4)
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.972689	59	0.3347
F-statistic	0.946123	(1, 59)	0.3347
Likelihood ratio	1.049979	1	0.3055

Slika 4. Test heterosekdastičnosti modela na Sl. 1.

Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

Prilog 5 – Analiza uticaja nominalnog deviznog kursa evra na nivo problematičnih kredita

a) Analiza uticaja nominalnog deviznog kursa evra na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru

Primenjujemo klasični linearni model na prve diference vremenskih serija.

Dependent Variable: D(Z)
Method: Least Squares
Date: 10/19/15 Time: 13:11
Sample (adjusted): 2009M02 2014M12
Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.015820	0.001996	7.925762	0.0000
D(XK)	0.510986	0.127549	4.006199	0.0002
V200903	0.110449	0.014899	7.413143	0.0000
V200905	0.092937	0.014938	6.221513	0.0000
V200912	-0.126529	0.014910	-8.486344	0.0000
V201005	0.066111	0.015354	4.305940	0.0001
V201012	-0.051358	0.015112	-3.398509	0.0012
V201105	0.049704	0.015418	3.223786	0.0021
V201206	-0.086591	0.014953	-5.790811	0.0000
V201210	-0.086541	0.015098	-5.731940	0.0000
V201304	-0.059973	0.015046	-3.986093	0.0002
V201310	-0.050815	0.014935	-3.402466	0.0012
V201412	-0.047371	0.014882	-3.183070	0.0023

R-squared	0.860630	Mean dependent var	0.014951
Adjusted R-squared	0.831795	S.D. dependent var	0.035986
S.E. of regression	0.014759	Akaike info criterion	-5.429973
Sum squared resid	0.012634	Schwarz criterion	-5.015680
Log likelihood	205.7640	Hannan-Quinn criter.	-5.265222
F-statistic	29.84651	Durbin-Watson stat	2.249772
Prob(F-statistic)	0.000000		

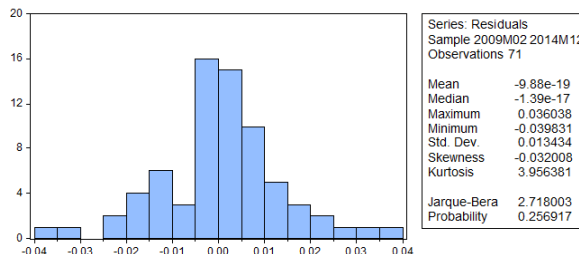
Slika 1. Primena klasičnog linearnog regresionog modela na prve diference vremenskih serija

Pored već korišćenih veštačkih varijabli uvedeno je nekoliko novih kojima se eliminišu ekstremne vrednosti, događaji koji se ne mogu objasniti promenom deviznog kursa evra. Navedeni model pokazuje da porast deviznog kursa evra tokom istog meseca utiče na porast problematičnih kredita u bankarskom sektoru.

Primenom odgovarajućih testova potvrđujemo pristupstvo normalne raspodele, homoskedastičnost i dobru specifikaciju modela. Autokorelacija je odsutna.

Date: 10/19/15 Time: 13:21
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 71
 Q-statistic probabilities adjusted for 12 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	-0.13	-0.13		1.3247	0.250
2	0.017	-0.00		1.3456	0.510
3	0.228	0.235		5.3163	0.150
4	0.048	0.118		5.4979	0.240
5	0.064	0.085		5.8233	0.324
6	0.092	0.060		6.4911	0.370
7	-0.04	-0.06		6.6400	0.487
8	0.106	0.049		7.5702	0.477
9	-0.03	-0.06		7.6908	0.566
10	0.066	0.059		8.0663	0.522
11	0.169	0.171		10.547	0.482
12	-0.06	0.002		10.853	0.541
13	0.054	0.018		11.123	0.601
14	-0.01	-0.11		11.148	0.674
15	0.070	0.040		11.595	0.709
16	0.083	0.065		12.245	0.727
17	-0.07	-0.04		12.820	0.748
18	0.024	-0.00		12.874	0.799
19	0.049	-0.01		13.114	0.833
20	0.060	0.115		13.476	0.856
21	0.070	0.064		13.986	0.870
22	-0.06	-0.07		14.389	0.887



Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.

Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.333829	Prob. F(12,58)	0.9796
Obs*R-squared	4.587014	Prob. Chi-Square(12)	0.9704
Scaled explained SS	4.524804	Prob. Chi-Square(12)	0.9720

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 13:22
 Sample: 2009M02 2014M12
 Included observations: 71

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000205	4.43E-05	4.636296	0.0000
D(XK)	0.001135	0.002829	0.400981	0.6899
V200903	-0.000217	0.000331	-0.656622	0.5140
V200905	-0.000199	0.000331	-0.600594	0.5504
V200912	-0.000219	0.000331	-0.661353	0.5110
V201005	-0.000244	0.000341	-0.716915	0.4763
V201012	-0.000187	0.000335	-0.558373	0.5787
V201105	-0.000175	0.000342	-0.510809	0.6114
V201206	-0.000198	0.000332	-0.595552	0.5538
V201210	-0.000188	0.000335	-0.561038	0.5769
V201304	-0.000191	0.000334	-0.571821	0.5697
V201310	-0.000199	0.000331	-0.601763	0.5497
V201412	-0.000209	0.000330	-0.633516	0.5289
R-squared	0.064606	Mean dependent var		0.000178
Adjusted R-squared	-0.128924	S.D. dependent var		0.000308
S.E. of regression	0.000327	Akaike info criterion		-13.04684
Sum squared resid	6.22E-06	Schwarz criterion		-12.63255
Log likelihood	476.1629	Hannan-Quinn criter.		-12.88209
F-statistic	0.333829	Durbin-Watson stat		1.902589
Prob(F-statistic)	0.979560			

Ramsey RESET Test

Equation: MODELKURSZ
 Specification: D(Z) C D(XK) V200903 V200905 V200912 V201005
 V201012 V201105 V201206 V201210 V201304 V201310 V201412
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.619837	57	0.5378
F-statistic	0.384198	(1, 57)	0.5378
Likelihood ratio	0.476957	1	0.4898

Slika 4. Test heteroskedastičnosti modela na Sl.1.

Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

Ukoliko posmatramo vremensku seriju kojom opisujemo kretanje nominalnog deviznog kursa evra uočićemo da od 2012. godine nastupa period stabilnosti, tako da ćemo napraviti poseban model koji obuhvata period u kome je kurs bio manje stabilan (do kraja 2011. godine). Razvijamo model koji obuhvata period od januara 2009. do decembra 2011. godine.

Dependent Variable: D(Z)
 Method: Least Squares
 Date: 10/09/15 Time: 10:16
 Sample (adjusted): 2009M05 2011M12
 Included observations: 32 after adjustments

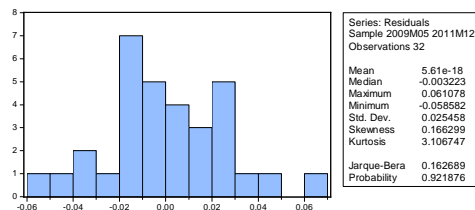
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.021614	0.004842	4.463926	0.0001
D(XK(-4))	0.632741	0.235179	2.690461	0.0117
V200912	-0.125450	0.026776	-4.685148	0.0001
R-squared	0.512905	Mean dependent var		0.020398
Adjusted R-squared	0.479312	S.D. dependent var		0.036477
S.E. of regression	0.026321	Akaike info criterion		-4.347838
Sum squared resid	0.020091	Schwarz criterion		-4.210425
Log likelihood	72.56541	Hannan-Quinn criter.		-4.302290
F-statistic	15.26833	Durbin-Watson stat		1.867388
Prob(F-statistic)	0.000030			

Slika 6. Model razvijen za period od 31.01.2009. do 31.12.2011. godine

Prvo što uočavamo je da se promena problematičnih kredita u bankarskom sektoru može objasniti promenom deviznog kursa evra sa kašnjenjem od četiri meseca. U modelu koji obuhvata period od januara 2009. do decembra 2014. godine uticaj promene deviznog kursa evra u toku istog meseca može biti tumačen samo kao uticaj promene deviznog kursa evra na klijente koji već kasne u otplati svojih kredita. U ovom modelu porast deviznog kursa evra pokazalo se da najviše utiče na klijente kod kojih ne postoji kašnjenje u otplati. Nesporno je da je u prvom slučaju promena deviznog kursa evra primarni uzrok nastanka problematičnih kredita, dok u drugom slučaju promena deviznog kursa evra sekundarni uzrok nastanka problematičnih kredita – doprinosi da krediti koji su već u kašnjenju postanu problematični.

Date: 10/19/15 Time: 13:36
 Sample: 2008M12 2011M12
 Included observations: 32
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1		0.013	0.013	0.0057	0.940
2		0.111	0.111	0.4518	0.798
3		0.013	0.011	0.4582	0.928
4		0.051	0.039	0.5580	0.968
5		-0.09...	-0.10...	0.9373	0.967
6		-0.30...	-0.32...	4.8648	0.561
7		-0.19...	-0.19...	6.4421	0.489
8		0.093	0.176	6.8359	0.554
9		-0.14...	-0.07...	7.8254	0.552
1...		0.126	0.155	8.8167	0.569
1...		-0.17...	-0.22...	10.223	0.510
1...		0.243	0.086	13.445	0.338
1...		0.052	0.005	13.597	0.403
1...		-0.05...	-0.07...	13.791	0.465
1...		-0.04...	-0.04...	13.901	0.533
1...		-0.03...	-0.06...	13.970	0.601



Slika 7. Korelogram za model na Slici 6.

Slika 8. Test normalnosti modela na Slici 6.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.674377	Prob. F(2,29)	0.0859
Obs*R-squared	4.983008	Prob. Chi-Square(2)	0.0828
Scaled explained SS	4.310921	Prob. Chi-Square(2)	0.1158

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 13:37
 Sample: 2009M05 2011M12
 Included observations: 32

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000571	0.000162	3.530462	0.0014
D(XK(-4))	0.017259	0.007859	2.196090	0.0362
V200912	-0.000549	0.000895	-0.613669	0.5442
R-squared	0.155719	Mean dependent var		0.000628
Adjusted R-squared	0.097493	S.D. dependent var		0.000926
S.E. of regression	0.000880	Akaike info criterion		-11.14518
Sum squared resid	2.24E-05	Schwarz criterion		-11.00777
Log likelihood	181.3228	Hannan-Quinn criter.		-11.09963
F-statistic	2.674377	Durbin-Watson stat		1.775969
Prob(F-statistic)	0.085914			

Ramsey RESET Test

Equation: MODELKURSZ2011
 Specification: D(Z) C D(XK(-4)) V200912
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.775237	28	0.4447
F-statistic	0.600993	(1, 28)	0.4447
Likelihood ratio	0.679581	1	0.4097

Slika 9. Test heteroskedastičnosti modela na Sl. 6. Slika 10. Test specifikacije modela na Slici 7.

Posebno razvijamo model koji obuhvata period od januara 2012. godine do decembra 2014. godine.

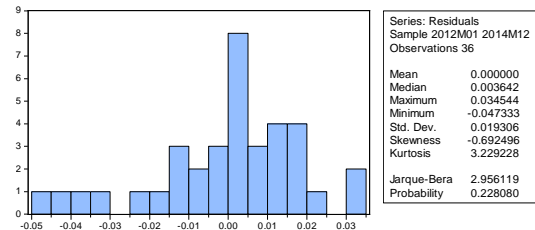
Dependent Variable: D(Z)
 Method: Least Squares
 Date: 10/09/15 Time: 10:30
 Sample: 2012M01 2014M12
 Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006698	0.003703	1.809111	0.0798
D(XK)	0.787871	0.266885	2.951353	0.0059
V201206	-0.075585	0.020723	-3.647398	0.0009
V201210	-0.073182	0.021185	-3.454457	0.0016
R-squared	0.577718	Mean dependent var		0.005737
Adjusted R-squared	0.538129	S.D. dependent var		0.029709
S.E. of regression	0.020191	Akaike info criterion		-4.862762
Sum squared resid	0.013045	Schwarz criterion		-4.686816
Log likelihood	91.52972	Hannan-Quinn criter.		-4.801352
F-statistic	14.59291	Durbin-Watson stat		1.959907
Prob(F-statistic)	0.000004			

Slika 11. Model razvijen za period od 31.01.2012. do 31.12.2014. godine

Date: 10/19/15 Time: 13:47
 Sample: 2012M01 2014M12
 Included observations: 36
 Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	-0.04	-0.04	0.0868	0.768	
2	0.006	0.003	0.0881	0.957	
3	-0.09	-0.09	0.4478	0.930	
4	0.250	0.244	3.1172	0.538	
5	-0.17	-0.16	4.4603	0.485	
6	0.117	0.118	5.0843	0.533	
7	-0.00	0.029	5.0881	0.649	
8	-0.05	-0.15	5.2392	0.732	
9	-0.27	-0.18	9.0877	0.429	
1	0.258	0.214	12.582	0.248	
1	0.059	0.066	12.774	0.308	
1	-0.12	-0.16	13.693	0.321	
1	-0.03	0.117	13.761	0.391	
1	0.076	-0.07	14.122	0.441	
1	-0.09	-0.07	14.717	0.472	
1	0.038	0.127	14.817	0.538	



Slika 12. Korelogram modela na Slici 11.

Slika 13. Test normalnosti modela na Slici 11.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.502739	Prob. F(3,32)	0.2326
Obs*R-squared	4.445459	Prob. Chi-Square(3)	0.2172
Scaled explained SS	3.915039	Prob. Chi-Square(3)	0.2708

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 13:48
 Sample: 2012M01 2014M12
 Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000449	9.85E-05	4.561077	0.0001
D(X)	-0.013371	0.007102	-1.882780	0.0688
V201206	-0.000540	0.000551	-0.980135	0.3344
V201210	-0.000654	0.000564	-1.160447	0.2545

R-squared	0.123485	Mean dependent var	0.000362
Adjusted R-squared	0.041312	S.D. dependent var	0.000549
S.E. of regression	0.000537	Akaike info criterion	-12.11577
Sum squared resid	9.24E-06	Schwarz criterion	-11.93882
Log likelihood	222.0839	Hannan-Quinn criter.	-12.05436
F-statistic	1.502739	Durbin-Watson stat	1.682889
Prob(F-statistic)	0.232581		

Ramsey RESET Test

Equation: MODELKURSZNAKON2012
 Specification: D(Z) C D(X) V201206 V201210
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.850220	31	0.4017
F-statistic	0.722874	(1, 31)	0.4017
Likelihood ratio	0.829828	1	0.3623

Slika 14. Test heteroskedastičnosti modela na Sl.11. Slika 15. Test specifikacije modela na Sl. 11.

Postavljamo poseban model koji obuhvata period od januara 2009. do decembra 2012. godine.

Dependent Variable: D(Z)
 Method: Least Squares
 Date: 10/09/15 Time: 10:14
 Sample (adjusted): 2009M05 2010M12
 Included observations: 20 after adjustments

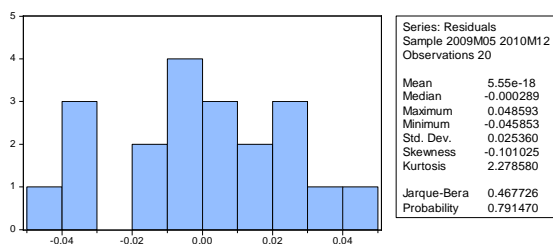
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.016104	0.006967	2.311408	0.0336
D(X(-4))	1.312293	0.361295	3.632195	0.0021
V200912	-0.119068	0.027760	-4.289225	0.0005

R-squared	0.681907	Mean dependent var	0.021357
Adjusted R-squared	0.644485	S.D. dependent var	0.044966
S.E. of regression	0.026811	Akaike info criterion	-4.262546
Sum squared resid	0.012220	Schwarz criterion	-4.113186
Log likelihood	45.62546	Hannan-Quinn criter.	-4.233389
F-statistic	18.22177	Durbin-Watson stat	1.588886
Prob(F-statistic)	0.000059		

Slika 16. Model razvijen za period od 31.01.2009. do 31.12.2010. godine

Date: 10/19/15 Time: 16:24
Sample: 2008M12 2010M12
Included observations: 20
Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.115	0.115	0.3050	0.581	
2	0.183	0.172	1.1267	0.569	
3	-0.06...	-0.10...	1.2339	0.745	
4	-0.00...	-0.02...	1.2348	0.872	
5	0.059	0.099	1.3385	0.931	
6	-0.33...	-0.37...	4.7936	0.571	
7	-0.01...	0.057	4.7984	0.685	
8	0.162	0.380	5.7651	0.674	
9	0.077	-0.12...	6.0019	0.740	
1...	-0.03...	-0.23...	6.0553	0.811	
1...	-0.27...	-0.12...	9.8553	0.543	
1...	-0.06...	-0.11...	10.102	0.607	



Slika 17. Korelogram modela na Slici 16.

Slika 18. Test normalnosti modela na Slici 16.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.389528	Prob. F(2,17)	0.6833
Obs*R-squared	0.878374	Prob. Chi-Square(2)	0.8452
Scaled explained SS	0.404766	Prob. Chi-Square(2)	0.8168

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 10/19/15 Time: 16:25
Sample: 2009M05 2010M12
Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000624	0.000190	3.275586	0.0045
D(XK(-4))	0.002145	0.009874	0.217247	0.8306
V200912	-0.000621	0.000759	-0.818469	0.4244

R-squared 0.043819 Mean dependent var 0.000611
Adjusted R-squared -0.068673 S.D. dependent var 0.000709
S.E. of regression 0.000733 Akaike info criterion -11.46203
Sum squared resid 9.13E-06 Schwarz criterion -11.31267
Log likelihood 117.6203 Hannan-Quinn criter. -11.43287
F-statistic 0.389528 Durbin-Watson stat 1.218042
Prob(F-statistic) 0.683270

Ramsey RESET Test
Equation: MODELKURSZ2010
Specification: D(Z) C D(XK(-4)) V200912
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.462470	16	0.6500
F-statistic	0.213879	(1, 16)	0.6500
Likelihood ratio	0.265577	1	0.6063

Slika 19. Test heteroskedastičnosti modela Sl. 16.

Slika 20. Test specifikacije modela Slici 16.

b) Analiza uticaja nominalnog deviznog kursa evra na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede

Primenjujemo klasični linearni regresioni model na prve diference vremenskih serija.

Dependent Variable: D(Y)
Method: Least Squares
Date: 10/19/15 Time: 16:42
Sample (adjusted): 2009M02 2014M12
Included observations: 71 after adjustments

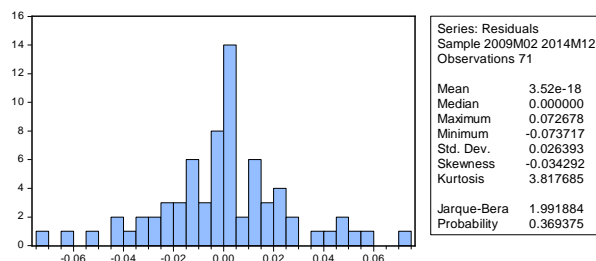
Variable	Coefficient	Std Error	t-Statistic	Prob.
C	0.012467	0.003555	3.506729	0.0008
D(XK)	0.562875	0.219585	2.563362	0.0128
V200903	0.128482	0.028070	4.577275	0.0000
V200905	0.124994	0.028110	4.446613	0.0000
V200912	-0.152938	0.028088	-5.444875	0.0000
V201206	-0.106802	0.028132	-3.796433	0.0003
V201210	-0.096620	0.028349	-3.408189	0.0011
V201412	-0.168557	0.028034	-6.012586	0.0000

R-squared 0.693889 Mean dependent var 0.010634
Adjusted R-squared 0.659876 S.D. dependent var 0.047703
S.E. of regression 0.027821 Akaike info criterion -4.220272
Sum squared resid 0.048761 Schwarz criterion -3.965322
Log likelihood 157.8197 Hannan-Quinn criter. -4.118887
F-statistic 20.40107 Durbin-Watson stat 2.015794
Prob(F-statistic) 0.000000

Slika 1. Model zasnovan na prvim diferencama vremenskih serija

Date: 10/19/15 Time: 16:42
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 71
 Q-statistic probabilities adjusted for 7 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...	
1		1	-0.04...	-0.04...	0.1222	0.727
2		2	-0.11...	-0.11...	1.0840	0.582
3		3	-0.04...	-0.05...	1.2527	0.740
4	0.154	4	0.154	0.139	3.0928	0.542
5	-0.06...	5	-0.06...	-0.06...	3.4496	0.631
6	-0.01...	6	-0.01...	0.013	3.4606	0.749
7	0.041	7	0.041	0.043	3.5974	0.825
8	-0.10...	8	-0.10...	-0.13...	4.5459	0.805
9	-0.07...	9	-0.07...	-0.05...	4.9571	0.838
1...	0.061	1...	0.061	0.035	5.2776	0.872
1...	0.148	1...	0.148	0.119	7.1631	0.786
1...	0.020	1...	0.020	0.080	7.1971	0.844
1...	0.011	1...	0.011	0.053	7.2075	0.891
1...	-0.03...	1...	-0.03...	-0.03...	7.2942	0.923
1...	0.087	1...	0.087	0.072	7.9890	0.924
1...	0.189	1...	0.189	0.202	11.347	0.788
1...	-0.03...	1...	-0.03...	-0.01...	11.433	0.833



Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.

Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.316529	Prob. F(7,63)	0.9439
Obs*R-squared	2.412227	Prob. Chi-Square(7)	0.9336
Scaled explained SS	2.675747	Prob. Chi-Square(7)	0.9133

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 16:43
 Sample: 2009M02 2014M12
 Included observations: 71

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000761	0.000154	4.948186	0.0000
D(XK)	-0.002672	0.009494	-0.281481	0.7793
V200903	-0.000733	0.001214	-0.603916	0.5481
V200905	-0.000775	0.001215	-0.637935	0.5258
V200912	-0.000729	0.001214	-0.600176	0.5505
V201206	-0.000779	0.001216	-0.640273	0.5243
V201210	-0.000802	0.001226	-0.653907	0.5156
V201412	-0.000751	0.001212	-0.619981	0.5375
R-squared	0.033975	Mean dependent var		0.000687
Adjusted R-squared	-0.073361	S.D. dependent var		0.001161
S.E. of regression	0.001203	Akaike info criterion		-10.50242
Sum squared resid	9.12E-05	Schwarz criterion		-10.24747
Log likelihood	380.8360	Hannan-Quinn criter.		-10.40104
F-statistic	0.316529	Durbin-Watson stat		1.688000
Prob(F-statistic)	0.943875			

Ramsey RESET Test

Equation: MODELKURSY
 Specification: D(Y) C D(XK) V200903 V200905 V200912 V201206
 V201210 V201412
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.828694	62	0.4105
F-statistic	0.686735	(1, 62)	0.4105
Likelihood ratio	0.782098	1	0.3765

Slika 4. Test heteroskedastičnosti modela na Sl. 1.

Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

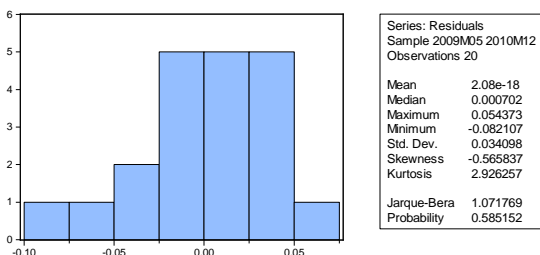
S obzirom na rezultate dobijene prilikom analize na nivou bankarskog sektora postavljamo poseban model koji će obuhvatiti samo početak posmatranog perioda (od januara 2009. do decembra 2010.godine).

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 10/09/15 Time: 10:37
 Sample (adjusted): 2009M05 2010M12
 Included observations: 20 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014565	0.009367	1.554840	0.1384
D(XK(-4))	1.340672	0.485774	2.759871	0.0134
V200912	-0.146638	0.037324	-3.928792	0.0011

R-squared	0.608743	Mean dependent var	0.018682
Adjusted R-squared	0.562713	S.D. dependent var	0.054513
S.E. of regression	0.036048	Akaike info criterion	-3.670449
Sum squared resid	0.022091	Schwarz criterion	-3.521089
Log likelihood	39.70449	Hannan-Quinn criter.	-3.641293
F-statistic	13.22487	Durbin-Watson stat	1.648235
Prob(F-statistic)	0.000343		

Slika 6. Model razvijen za period od 31.01.2009. do 31.12.2010. godine



Slika 7. Test normalnosti modela na Slici 6.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.427710	Prob. F(2,17)	0.0561
Obs*R-squared	5.747474	Prob. Chi-Square(2)	0.0565
Scaled explained SS	3.999440	Prob. Chi-Square(2)	0.1354

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 16:50
 Sample: 2009M05 2010M12
 Included observations: 20

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000736	0.000365	2.017733	0.0597
D(XK(-4))	0.047112	0.018915	2.490705	0.0234
V200912	-0.000676	0.001453	-0.464811	0.6480

R-squared	0.287374	Mean dependent var	0.001105
Adjusted R-squared	0.203535	S.D. dependent var	0.001573
S.E. of regression	0.001404	Akaike info criterion	-10.16199
Sum squared resid	3.35E-05	Schwarz criterion	-10.01263
Log likelihood	104.6199	Hannan-Quinn criter.	-10.13284
F-statistic	3.427710	Durbin-Watson stat	2.192927
Prob(F-statistic)	0.056147		

Slika 9. Test heteroskedastičnosti modela na Sl. 6.

Date: 10/19/15 Time: 16:50
 Sample: 2008M12 2010M12
 Included observations: 20
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1	0.121	0.121	0.3400 0.560
		2	0.207	0.195	1.3848 0.500
		3	-0.03...	-0.08...	1.4197 0.701
		4	-0.04...	-0.07...	1.4807 0.830
		5	0.161	0.213	2.2366 0.816
		6	-0.29...	-0.35...	4.9557 0.550
		7	0.098	0.134	5.2802 0.626
		8	-0.03...	0.107	5.3348 0.721
		9	0.071	-0.04...	5.5354 0.785
		1...	-0.08...	-0.18...	5.8201 0.830
		1...	-0.28...	-0.14...	9.8732 0.542
		1...	-0.00...	-0.00...	9.8771 0.627

Slika 8. Korelogram modela na Slici 6.

Ramsey RESET Test
 Equation: MODELKURSY2010
 Specification: D(Y) C D(XK(-4)) V200912
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.074662	16	0.2985
F-statistic	1.154898	(1, 16)	0.2985
Likelihood ratio	1.393900	1	0.2377

Slika 10. Test specifikacije modela na Slici 6.

c) Analiza uticaja nominalnog deviznog kursa evra na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva

Primenjujemo klasični linearni regresioni model na prve diference razmatranih vremenskih serija.

Dependent Variable: D(W)
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 17:23
 Sample (adjusted): 2009M02 2014M12
 Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008150	0.002006	4.062097	0.0001
D(XK)	0.498910	0.129166	3.862536	0.0003
V200904	0.083116	0.015974	5.203138	0.0000
V201112	-0.067146	0.016030	-4.188869	0.0001
V200909	0.066228	0.015984	4.143305	0.0001
D(Y)	0.209734	0.044334	4.730752	0.0000
V200905	-0.086009	0.017031	-5.050227	0.0000
V201005	0.056087	0.016801	3.338335	0.0014

R-squared	0.724174	Mean dependent var	0.012881
Adjusted R-squared	0.693527	S.D. dependent var	0.028605
S.E. of regression	0.015836	Akaike info criterion	-5.347255
Sum squared resid	0.015799	Schwarz criterion	-5.092305
Log likelihood	197.8276	Hannan-Quinn criter.	-5.245870
F-statistic	23.62925	Durbin-Watson stat	2.330971
Prob(F-statistic)	0.000000		

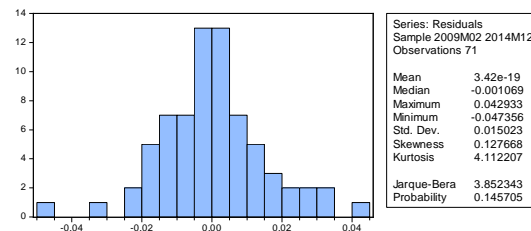
Slika 1. Model primenjen na prve diference vremenskih serija

Zbog prisutne autokorelacije morali smo u model uvesti promenu problematičnih kredita u sektoru privrede. Uvedene veštačke varijable imaju za cilj uklanjanje ekstremnih vrednosti u seriji.

Date: 10/19/15 Time: 17:28
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 71
 Q-statistic probabilities adjusted for 7 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1.0000	1.0000	1	-0.18...	2.4286	0.119
0.9800	0.9800	2	0.178	4.8083	0.090
0.9600	0.9600	3	0.006	4.8107	0.186
0.9400	0.9400	4	-0.18...	7.3444	0.119
0.9200	0.9200	5	-0.05...	7.5509	0.183
0.9000	0.9000	6	0.015	7.5687	0.271
0.8800	0.8800	7	-0.16...	9.7836	0.201
0.8600	0.8600	8	0.094	10.517	0.231
0.8400	0.8400	9	-0.09...	11.327	0.254
0.8200	0.8200	10	0.025	11.380	0.329
0.8000	0.8000	11	0.169	13.842	0.242
0.7800	0.7800	12	0.115	15.004	0.241
0.7600	0.7600	13	0.066	15.391	0.284
0.7400	0.7400	14	0.084	16.027	0.312
0.7200	0.7200	15	-0.12...	17.483	0.291
0.7000	0.7000	16	0.061	17.833	0.334
0.6800	0.6800	17	-0.16...	20.518	0.249

Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.



Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.557524	Prob. F(7,63)	0.7873
Obs*R-squared	4.141677	Prob. Chi-Square(7)	0.7833
Scaled explained SS	5.074334	Prob. Chi-Square(7)	0.6509

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 17:29
 Sample: 2009M02 2014M12
 Included observations: 71

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000257	5.12E-05	5.024526	0.0000
D(XK)	-0.004145	0.003299	-1.256697	0.2135
V200904	-0.000221	0.000408	-0.542122	0.5896
V201112	-0.000245	0.000409	-0.602000	0.5493
V200909	-0.000245	0.000408	-0.600215	0.5505
D(Y)	-0.000640	0.001132	-0.565123	0.5740
V200905	-0.000194	0.000435	-0.446882	0.6565
V201005	-4.85E-05	0.000429	-0.113083	0.9103

R-squared	0.058333	Mean dependent var	0.000223
Adjusted R-squared	-0.046296	S.D. dependent var	0.000395
S.E. of regression	0.000404	Akaike info criterion	-12.68251
Sum squared resid	1.03E-05	Schwarz criterion	-12.42756
Log likelihood	458.2292	Hannan-Quinn criter.	-12.58113
F-statistic	0.557524	Durbin-Watson stat	1.853801
Prob(F-statistic)	0.787308		

Ramsey RESET Test
 Equation: MODELKURSW
 Specification: D(W) C D(XK) V200904 V201112 V200909 D(Y) V200905 V201005
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.375076	62	0.1741
F-statistic	1.890835	(1, 62)	0.1741
Likelihood ratio	2.132949	1	0.1442

Slika 4. Test heteroskedastičnosti modela na Slici 1. Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

Posebno je postavljen model koji obuhvata period od januara 2009. godine do decembra 2011. godine.

Dependent Variable: D(W)
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 17:35
 Sample (adjusted): 2009M02 2011M12
 Included observations: 35 after adjustments

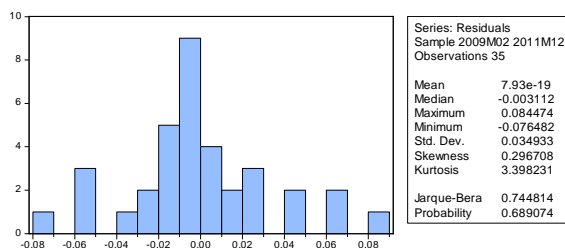
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011048	0.006085	1.815622	0.0785
D(XK)	0.712070	0.346676	2.053995	0.0480

R-squared	0.113354	Mean dependent var	0.013208
Adjusted R-squared	0.086486	S.D. dependent var	0.037099
S.E. of regression	0.035458	Akaike info criterion	-3.785475
Sum squared resid	0.041491	Schwarz criterion	-3.696598
Log likelihood	68.24581	Hannan-Quinn criter.	-3.754795
F-statistic	4.218896	Durbin-Watson stat	2.142408
Prob(F-statistic)	0.047968		

Slika 6. Model razvijen za period od 31.01.2009. do 31.12.2011. godine

Date: 10/19/15 Time: 17:36
 Sample: 2008M12 2011M12
 Included observations: 35
 Q-statistic probabilities adjusted for 1 dynamic regressor

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.14	0.14	0.14	0.7649	0.382
2	-0.02	-0.04	-0.04	0.7946	0.672
3	-0.00	-0.01	-0.01	0.7972	0.850
4	-0.15	-0.16	-0.16	1.8234	0.768
5	-0.00	-0.05	-0.05	1.8240	0.873
6	0.105	0.096	0.096	2.3119	0.889
7	-0.29	-0.29	-0.29	6.3596	0.498
8	0.069	-0.03	-0.03	6.5908	0.581
9	-0.01	-0.03	-0.03	6.5956	0.679
1	-0.07	-0.09	-0.09	6.8799	0.737
1	0.125	0.012	0.012	7.7236	0.738
1	0.031	0.026	0.026	7.7771	0.802
1	-0.04	-0.00	-0.00	7.8785	0.851
1	0.310	0.243	0.243	13.820	0.463
1	-0.13	-0.03	-0.03	15.003	0.451
1	0.054	0.092	0.092	15.201	0.510



Slika 7. Korelogram modela na Slici 1.

Slika 8. Test normalnosti modela na Slici 6.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.121208	Prob. F(1,33)	0.7299
Obs*R-squared	0.128084	Prob. Chi-Square(1)	0.7204
Scaled explained SS	0.138536	Prob. Chi-Square(1)	0.7117

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 17:37
 Sample: 2009M02 2011M12
 Included observations: 35

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001166	0.000324	3.600200	0.0010
D(XK)	0.006424	0.018451	0.348150	0.7299
R-squared	0.003660	Mean dependent var		0.001185
Adjusted R-squared	-0.026533	S.D. dependent var		0.001863
S.E. of regression	0.001887	Akaike info criterion		-9.652047
Sum squared resid	0.000118	Schwarz criterion		-9.563170
Log likelihood	170.9108	Hannan-Quinn criter.		-9.621367
F-statistic	0.121208	Durbin-Watson stat		1.655608
Prob(F-statistic)	0.729939			

Ramsey RESET Test

Equation: MODELKURSW2011
 Specification: D(W) C D(XK)

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.171231	32	0.8651
F-statistic	0.029320	(1, 32)	0.8651
Likelihood ratio	0.032054	1	0.8579

Slika 9. Test heteroskedastičnosti modela na Sl. 6. Slika 10. Test specifikacije modela na Slici 6.

Zatim, postavljamo model koji obuhvata period od januara 2012. godine do decembra 2014. godine. Promena problematičnih kredita u sektoru privrede uvedena zbog neutralisanja autokorelacije.

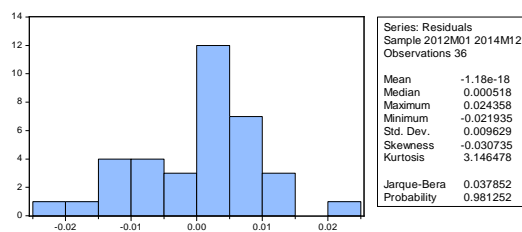
Dependent Variable: D(W)
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 18:21
 Sample: 2012M01 2014M12
 Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.008186	0.001791	4.570757	0.0001
D(XK)	0.768742	0.135084	5.690830	0.0000
V201405	0.044089	0.010247	4.302780	0.0001
D(Y)	0.103304	0.039941	2.586421	0.0145
R-squared	0.690229	Mean dependent var		0.012563
Adjusted R-squared	0.661188	S.D. dependent var		0.017301
S.E. of regression	0.010071	Akaike info criterion		-6.253935
Sum squared resid	0.003245	Schwarz criterion		-6.077988
Log likelihood	116.5708	Hannan-Quinn criter.		-6.192525
F-statistic	23.76733	Durbin-Watson stat		2.155366
Prob(F-statistic)	0.000000			

Slika 11. Model razvijen za period od 31.01.2012. do 31.12.2014. godine

Date: 10/19/15 Time: 18:22
 Sample: 2012M01 2014M12
 Included observations: 36
 Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	-0.07	-0.07		0.2403	0.624
2	0.164	0.159		1.3213	0.517
3	-0.10	-0.08		1.7488	0.626
4	-0.14	-0.18		2.6218	0.623
5	-0.00	0.009		2.6218	0.758
6	-0.30	-0.27		6.8521	0.335
7	-0.08	-0.18		7.2048	0.408
8	0.051	0.112		7.3327	0.501
9	-0.13	-0.18		8.2684	0.507
1..	0.246	0.101		11.448	0.324
1..	-0.12	-0.07		12.243	0.346
1..	0.335	0.202		18.640	0.098
1..	0.023	0.026		18.671	0.134
1..	-0.03	-0.06		18.728	0.176
1..	-0.09	-0.15		19.283	0.201
1..	-0.12	-0.004		20.348	0.205



Slika 12. Korelogram modela na Slici 11.

Slika 13. Test normalnosti modela na Slici 11.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.324073	Prob. F(3,32)	0.8079
Obs*R-squared	1.061496	Prob. Chi-Square(3)	0.7864
Scaled explained SS	0.900140	Prob. Chi-Square(3)	0.8254

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 18:23
 Sample: 2012M01 2014M12
 Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8.74E-05	2.45E-05	3.559529	0.0012
D(XK)	0.001295	0.001851	0.699415	0.4893
V201405	-8.69E-05	0.000140	-0.619049	0.5403
D(Y)	-1.65E-05	0.000547	-0.030140	0.9761

R-squared 0.029486 Mean dependent var 9.02E-05
 Adjusted R-squared -0.061500 S.D. dependent var 0.000134
 S.E. of regression 0.000138 Akaike info criterion -14.83407
 Sum squared resid 6.09E-07 Schwarz criterion -14.65812
 Log likelihood 271.0133 Hannan-Quinn criter. -14.77266
 F-statistic 0.324073 Durbin-Watson stat 1.896839
 Prob(F-statistic) 0.807911

Ramsey RESET Test
 Equation: MODELKURSV2011NAKON
 Specification: D(W) C D(XK) V201405 D(Y)
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.683060	31	0.1024
F-statistic	2.832690	(1, 31)	0.1024
Likelihood ratio	3.147851	1	0.0760

Slika 14. Test heteroskedastičnosti modela na Sl.11. Slika 15. Test specifikacije modela na Slici 11.

Prilog 6 – Analiza uticaja referentne kamatne stope na nivo problematičnih kredita

a) Analiza uticaja referentne kamatne stope na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru

Primenjujemo klasični linearni regresioni model na prve difrence vremenskih serija.

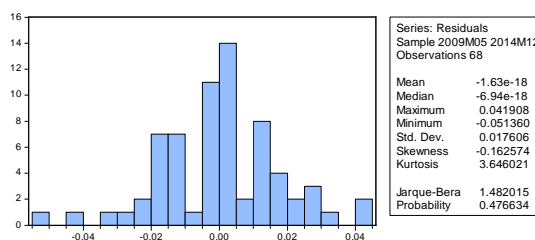
Dependent Variable: D(Z)
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 21:01
 Sample (adjusted): 2009M05 2014M12
 Included observations: 68 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.014968	0.002485	6.023966	0.0000
D(RKS(-4))	-0.120374	0.053876	-2.234271	0.0293
V200905	0.082178	0.019201	4.279993	0.0001
V200912	-0.119616	0.018926	-6.320323	0.0000
V201005	0.084480	0.018926	4.463775	0.0000
V201206	-0.089221	0.018926	-4.714310	0.0000
V201210	-0.087341	0.019218	-4.544790	0.0000
V201304	-0.062367	0.019030	-3.277268	0.0018
V201310	-0.055334	0.018924	-2.924032	0.0049
R-squared	0.725939	Mean dependent var		0.012636
Adjusted R-squared	0.688779	S.D. dependent var		0.033631
S.E. of regression	0.018762	Akaike info criterion		-4.991251
Sum squared resid	0.020768	Schwarz criterion		-4.697492
Log likelihood	178.7025	Hannan-Quinn criter.		-4.874855
F-statistic	19.53511	Durbin-Watson stat		1.774023
Prob(F-statistic)	0.000000			

Slika 1. Model primenjen na prve diference vremenskih serija

Date: 10/19/15 Time: 21:02
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 68
 Q-statistic probabilities adjusted for 8 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.065	0.065	0.2975	0.585	
2	0.002	-0.00...	0.2980	0.862	
3	0.121	0.122	1.3719	0.712	
4	0.132	0.119	2.6750	0.614	
5	-0.11...	-0.13...	3.7200	0.590	
6	-0.10...	-0.10...	4.5446	0.603	
7	-0.09...	-0.11...	5.2542	0.629	
8	0.246	0.294	10.069	0.260	
9	-0.00...	0.030	10.072	0.345	
1...	0.065	0.109	10.422	0.404	
1...	0.069	-0.02...	10.823	0.458	
1...	0.109	-0.00...	11.828	0.460	
1...	-0.03...	-0.02...	11.918	0.534	
1...	0.073	0.110	12.384	0.575	
1...	-0.13...	-0.09...	13.976	0.527	
1...	0.091	0.075	14.738	0.544	
1...	-0.02...	-0.03...	14.801	0.610	



Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.

Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.564017	Prob. F(8,59)	0.8029
Obs*R-squared	4.830972	Prob. Chi-Square(8)	0.7755
Scaled explained SS	4.811538	Prob. Chi-Square(8)	0.7775

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 21:03
 Sample: 2009M05 2014M12
 Included observations: 68

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000364	6.81E-05	5.339793	0.0000
D(RKS(-4))	0.001957	0.001476	1.325786	0.1900
V200905	-0.000221	0.000526	-0.419364	0.6765
V200912	-0.000364	0.000519	-0.701064	0.4860
V201005	-0.000364	0.000519	-0.701064	0.4860
V201206	-0.000364	0.000519	-0.701064	0.4860
V201210	-0.000464	0.000527	-0.881048	0.3819
V201304	-0.000416	0.000521	-0.798660	0.4277
V201310	-0.000320	0.000518	-0.616310	0.5401
R-squared	0.071044	Mean dependent var		0.000305
Adjusted R-squared	-0.054916	S.D. dependent var		0.000501
S.E. of regression	0.000514	Akaike info criterion		-12.18572
Sum squared resid	1.56E-05	Schwarz criterion		-11.89196
Log likelihood	423.3145	Hannan-Quinn criter.		-12.06932
F-statistic	0.564017	Durbin-Watson stat		1.862103
Prob(F-statistic)	0.802929			

Ramsey RESET Test
 Equation: REGDZDRKSPRVI
 Specification: D(Z) C D(RKS(-4)) V200905 V200912 V201005 V201206 V201210 V201304 V201310
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.130516	58	0.8966
F-statistic	0.017035	(1, 58)	0.8966
Likelihood ratio	0.019969	1	0.8876

Slika 4. Test heteroskedastičnosti modela na Sl. 1. Slika 5. Test specifikacije modela na Sl. 1.

b) Analiza uticaja referentne kamatne stope na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede

Na prve difrence vremenskih serija primenujemo klasični linearni regresioni model.

Dependent Variable: D(Y)
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 22:23
 Sample (adjusted): 2009M05 2014M12
 Included observations: 68 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011272	0.003142	3.588001	0.0007
D(RKS(-4))	-0.116308	0.067425	-1.725903	0.0899
V200905	0.114599	0.024008	4.772958	0.0000
V200912	-0.145065	0.023672	-6.128227	0.0000
V201005	0.093169	0.023672	3.935875	0.0002
V201006	0.050527	0.023672	2.134478	0.0370
V201206	-0.109442	0.023672	-4.623339	0.0000
V201210	-0.098080	0.024043	-4.079342	0.0001
V201304	-0.076537	0.023806	-3.215082	0.0021
V201412	-0.165444	0.023672	-6.989105	0.0000

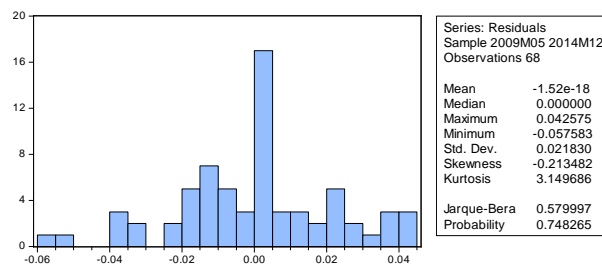
R-squared	0.766467	Mean dependent var	0.007586
Adjusted R-squared	0.730229	S.D. dependent var	0.045172
S.E. of regression	0.023462	Akaike info criterion	-4.531792
Sum squared resid	0.031928	Schwarz criterion	-4.205394
Log likelihood	164.0809	Hannan-Quinn criter.	-4.402463
F-statistic	21.15101	Durbin-Watson stat	2.224563
Prob(F-statistic)	0.000000		

Slika 1. Model primenjen na prve difrence vremenskih serija

Date: 10/19/15 Time: 22:33
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 68
 Q-statistic probabilities adjusted for 9 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	-0.11...	-0.11...	0.8957	0.344	
2	-0.19...	-0.21...	3.7393	0.154	
3	0.155	0.110	5.4923	0.139	
4	0.091	0.087	6.1034	0.192	
5	-0.17...	-0.10...	8.3644	0.137	
6	-0.07...	-0.09...	8.7653	0.187	
7	0.015	-0.08...	8.7833	0.269	
8	-0.11...	-0.13...	9.7805	0.281	
9	-0.15...	-0.16...	11.025	0.235	
1...	0.023	-0.06...	11.670	0.308	
1...	0.109	0.065	12.667	0.316	
1...	0.075	0.148	13.150	0.358	
1...	-0.03...	0.017	13.270	0.427	
1...	-0.03...	-0.10...	13.385	0.496	
1...	-0.02...	-0.16...	13.434	0.569	
1...	0.086	0.008	14.111	0.590	
1...	-0.14...	-0.15...	16.106	0.516	

Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.



Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.496001	Prob. F(9,58)	0.8713
Obs*R-squared	4.859641	Prob. Chi-Square(9)	0.8464
Scaled explained SS	3.800033	Prob. Chi-Square(9)	0.9241

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 22:35
 Sample: 2009M05 2014M12
 Included observations: 68

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000552	9.62E-05	5.736711	0.0000
D(RKS(-4))	0.001585	0.002064	0.767924	0.4456
V200905	-0.000436	0.000735	-0.593177	0.5554
V200912	-0.000552	0.000725	-0.761333	0.4495
V201005	-0.000552	0.000725	-0.761333	0.4495
V201006	-0.000552	0.000725	-0.761333	0.4495
V201206	-0.000552	0.000725	-0.761333	0.4495
V201210	-0.000633	0.000736	-0.860031	0.3933
V201304	-0.000595	0.000729	-0.815837	0.4179
V201412	-0.000552	0.000725	-0.761333	0.4495

R-squared	0.071465	Mean dependent var	0.000470
Adjusted R-squared	-0.072618	S.D. dependent var	0.000694
S.E. of regression	0.000718	Akaike info criterion	-11.50440
Sum squared resid	2.99E-05	Schwarz criterion	-11.17801
Log likelihood	401.1498	Hannan-Quinn criter.	-11.37508
F-statistic	0.496001	Durbin-Watson stat	1.845194
Prob(F-statistic)	0.871281		

Ramsey RESET Test

Equation: REGDYDRKSPRVI
 Specification: D(Y) C D(RKS(-4)) V200905 V200912 V201005 V201006
 V201206 V201210 V201304 V201412
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.238145	57	0.8126
F-statistic	0.056713	(1, 57)	0.8126
Likelihood ratio	0.067624	1	0.7948

Slika 4. Test heteroskedastičnosti modela na Sl.1.

Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

c) Analiza uticaja referentne kamatne stope na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva

Primenjujemo klasični linearni regresioni model na prve diference razmatranih vremenskih serija.

Dependent Variable: D(W)
 Method: Least Squares
 Date: 10/17/15 Time: 21:48
 Sample (adjusted): 2009M02 2014M12
 Included observations: 71 after adjustments

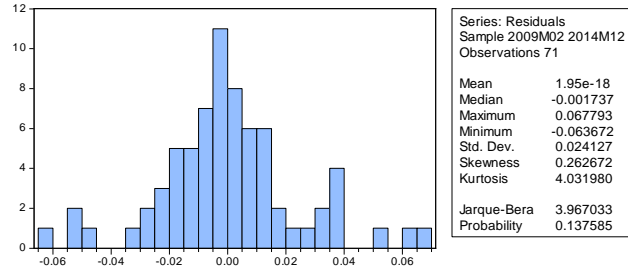
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.011238	0.003037	3.700576	0.0004
D(RKS)	-0.151630	0.069180	-2.191830	0.0319
V201005	0.082814	0.025092	3.300407	0.0015
V201112	-0.075960	0.024864	-3.055020	0.0032

R-squared	0.288627	Mean dependent var	0.012881
Adjusted R-squared	0.256775	S.D. dependent var	0.028605
S.E. of regression	0.024661	Akaike info criterion	-4.512505
Sum squared resid	0.040747	Schwarz criterion	-4.385030
Log likelihood	164.1939	Hannan-Quinn criter.	-4.461812
F-statistic	9.061356	Durbin-Watson stat	2.094307
Prob(F-statistic)	0.000041		

Slika 1. Klasični linearni regresioni model primenjen na prve diference vremenskih serija

Date: 10/19/15 Time: 21:48
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 71
 Q-statistic probabilities adjusted for 3 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	1	-0.05...	-0.05...	0.1827	0.669
2	0.91	-0.05...	-0.05...	0.4203	0.810
3	0.77	-0.16...	-0.16...	2.3958	0.494
4	0.62	-0.09...	-0.12...	3.1141	0.539
5	0.47	0.091	0.058	3.7645	0.584
6	0.32	0.021	-0.01...	3.7982	0.704
7	0.17	-0.20...	-0.23...	7.0410	0.425
8	0.02	-0.13...	-0.17...	8.5582	0.381
9	-0.13	-0.05...	-0.10...	8.8307	0.453
1...	0.053	-0.07...	-0.07...	9.0726	0.525
1...	0.081	-0.05...	-0.05...	9.6426	0.563
1...	0.106	0.070	0.070	10.620	0.562
1...	-0.12...	-0.12...	-0.12...	11.902	0.536
1...	-0.128	0.087	0.087	13.389	0.496
1...	-0.13...	-0.18...	-0.18...	15.024	0.450
1...	0.131	0.054	0.054	16.641	0.409
1...	-0.10...	-0.17...	-0.17...	17.730	0.406



Slika 2. Korelogram modela na Slici 1.

Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.589320	Prob. F(3,67)	0.6241
Obs*R-squared	1.825343	Prob. Chi-Square(3)	0.6094
Scaled explained SS	2.464188	Prob. Chi-Square(3)	0.4818

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID*2
 Method: Least Squares
 Date: 10/19/15 Time: 21:49
 Sample: 2009M02 2014M12
 Included observations: 71

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000563	0.000125	4.500651	0.0000
D(RKS)	-0.003002	0.002848	-1.053823	0.2957
V201005	-0.000745	0.001033	-0.720866	0.4735
V201112	-0.000639	0.001024	-0.623958	0.5348
R-squared	0.025709	Mean dependent var		0.000574
Adjusted R-squared	-0.017916	S.D. dependent var		0.001006
S.E. of regression	0.001015	Akaike info criterion		-10.89239
Sum squared resid	6.91E-05	Schwarz criterion		-10.76492
Log likelihood	390.6799	Hannan-Quinn criter.		-10.84170
F-statistic	0.589320	Durbin-Watson stat		1.548707
Prob(F-statistic)	0.624128			

Ramsey RESET Test
 Equation: REGDWRKSPRVI
 Specification: D(W) C D(RKS) V201005 V201112
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	1.442782	66	0.1538
F-statistic	2.081621	(1, 66)	0.1538
Likelihood ratio	2.204731	1	0.1376

Slika 4. Test heteroskedastičnosti modela na Sl.1.

Slika 5. Test specifikacije modela na Slici 1.

Prilog 7 – Zbirni model uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita

a) Analiza uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru

Ukoliko u model u kome smo analizirali uticaj promene sezonsiranog bruto društvenog proizvoda na promenu nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru uključimo

dotatne varijable koje su se razvojem pojedinačnih modela pokazale kao značajne, dobijamo sledeći rezultat:

Dependent Variable: D(ZK)
Method: Least Squares
Date: 11/06/15 Time: 22:39
Sample (adjusted): 2009Q1 2014Q4
Included observations: 24 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R0(-1)	-0.094410	0.045500	-2.074940	0.0526
D(DSZXK)	-2.185861	1.170529	-1.867412	0.0782
V201301	0.165662	0.064579	2.565239	0.0195
D(XK)	0.949900	0.416299	2.281990	0.0349
D(STN)	0.949748	1.017234	0.933658	0.3628
D(RKS)	-0.012792	0.009994	-1.280002	0.2168
R-squared	0.612788	Mean dependent var		0.048797
Adjusted R-squared	0.505228	S.D. dependent var		0.077341
S.E. of regression	0.054402	Akaike info criterion		-2.772532
Sum squared resid	0.053271	Schwarz criterion		-2.478018
Log likelihood	39.27038	Hannan-Quinn criter.		-2.694397
Durbin-Watson stat	1.629482			

Slika 1. Zbirni modela uticaja makroekonomskih varijabli sa svim uključenim varijablama

Stopa nezaposlenosti i referentna kamatna stope su se pokazale da nisu statistički značajne tako da ih isključujemo iz modela. Desezonirani bruto društveni proizvod i nominalni devizni kurs evra su potvrdili statističku značajnost u zbirnom modelu.

Dependent Variable: D(ZK)
Method: Least Squares
Date: 11/06/15 Time: 22:44
Sample (adjusted): 2009Q1 2014Q4
Included observations: 24 after adjustments

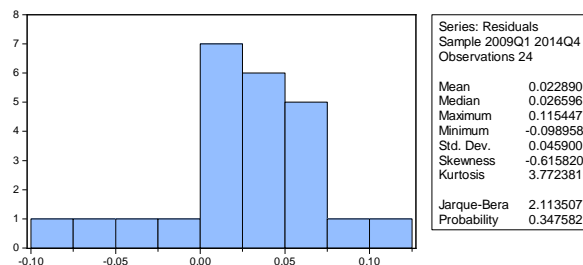
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
R0(-1)	-0.133210	0.038636	-3.447826	0.0025
D(DSZXK)	-2.344562	1.064934	-2.201603	0.0396
V201301	0.168356	0.064079	2.627324	0.0161
D(XK)	1.130114	0.407146	2.775701	0.0117
R-squared	0.556388	Mean dependent var		0.048797
Adjusted R-squared	0.489846	S.D. dependent var		0.077341
S.E. of regression	0.055241	Akaike info criterion		-2.803222
Sum squared resid	0.061031	Schwarz criterion		-2.606880
Log likelihood	37.63866	Hannan-Quinn criter.		-2.751132
Durbin-Watson stat	1.449619			

Slika 2. Zbirni model uticaja makroekonomskih varijabli – finalna specifikacija

Date: 11/06/15 Time: 22:47
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 24
 Q-statistic probabilities adjusted for 4 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...	
		1	0.082	0.082	0.1825	0.669
		2	-0.32...	-0.33...	3.1363	0.208
		3	0.143	0.233	3.7479	0.290
		4	0.093	-0.08...	4.0201	0.403
		5	-0.30...	-0.21...	7.0031	0.220
		6	-0.38...	-0.40...	12.211	0.057
		7	-0.08...	-0.23...	12.459	0.086
		8	0.014	-0.21...	12.466	0.132
		9	0.045	0.075	12.549	0.184
		1...	0.114	0.055	13.124	0.217
		1...	0.026	-0.16...	13.156	0.283
		1...	0.175	-0.02...	14.756	0.255

Slika 3. Korelogram modela na Slici 2.



Slika 4. Test normalnosti modela na Slici 2.

Ramsey RESET Test
 Equation: KVARTALNIMODELZK1
 Specification: D(ZK) R0(-1) D(DSZXK) V201301 D(XX)
 Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.698912	19	0.4931
F-statistic	0.488478	(1, 19)	0.4931
Likelihood ratio	0.609227	1	0.4351

Slika 5. Test specifikacije modela prikazanog na Slici 2.

Nakon dopune modela sa korekcijom ravnotežne greške, možemo pristupiti primeni VAR modela koji će pored već ranije uključivanih varijabli, nivoa problematičnih kredita u bankarskom sektoru i desezoniranog bruto društvenog proizvoda, uključiti i nominalni devizni kurs evra. Međutim, prilikom dopune VAR modela i stopa nezaposlenosti se pokazala kao značajan faktor koja je pokupila deo uticaja desezoniranog bruto društvenog proizvoda i problematičnih kredita u bankarskom sektoru sa kašnjenjem. Kao determinističke komponente uključene su već korišćene impulsne veštačke varijable: V201301, V200904, V201004 i V201204. Ponovo je potvrđena značajnost na prvoj doznji.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
 Date: 11/06/15 Time: 23:12
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
 Numbers in [] are p-values

	D(Z)	D(DSZK)	D(XK)	D(STN)	Joint
Lag 1	34.78717 [5.14e-07]	3.503039 [0.477416]	13.21401 [0.010276]	5.457971 [0.243449]	57.96168 [1.15e-06]
df	4	4	4	4	16

Slika 6. Sekvencijalni test na prvoj docnji

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doomik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 11/06/15 Time: 23:13
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	0.159783	0.142147	1	0.7082
2	-0.291637	0.467422	1	0.4942
3	0.016228	0.001475	1	0.9694
4	-0.428335	0.987586	1	0.3203
Joint		1.598629	4	0.8090

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	2.172623	0.248317	1	0.6183
2	2.237428	0.308796	1	0.5784
3	2.034635	0.531633	1	0.4659
4	2.942952	0.261007	1	0.6094
Joint		1.349753	4	0.8529

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.390464	2	0.8226
2	0.776217	2	0.6783
3	0.533108	2	0.7660
4	1.248593	2	0.5356
Joint	2.948382	8	0.9376

Slika 7. Test normalnosti na prvoj docnji

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 11/06/15 Time: 23:14
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	16.70741	NA*	17.46684	NA*	NA*
2	24.17553	0.0857	25.64621	0.0592	16
3	35.34394	0.3131	38.48988	0.1993	32
4	41.00541	0.7527	45.34323	0.5823	48
5	48.64366	0.9228	55.10322	0.7783	64
6	56.97722	0.9760	66.37804	0.8625	80
7	71.48846	0.9711	87.23794	0.7271	96
8	83.85647	0.9783	106.2022	0.6366	112
9	96.16047	0.9839	126.4159	0.5230	128
10	103.9894	0.9951	140.2672	0.5724	144
11	114.6120	0.9974	160.6272	0.4712	160
12	120.2283	0.9996	172.3702	0.5632	176

Slika 8. Test autokorelacije na prvoj docnji

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 11/06/15 Time: 23:10
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 23

Dependent variable: D(Z)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DSZXK)	8.881958	1	0.0029
D(XK)	5.026588	1	0.0250
D(STN)	8.271698	1	0.0040
All	15.53060	3	0.0014

Dependent variable: D(DSZXK)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Z)	0.345471	1	0.5567
D(XK)	1.297201	1	0.2547
D(STN)	0.834352	1	0.3610
All	2.128952	3	0.5461

Dependent variable: D(XK)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Z)	0.345787	1	0.5565
D(DSZXK)	1.809801	1	0.1785
D(STN)	0.551431	1	0.4577
All	3.294640	3	0.3484

Dependent variable: D(STN)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(Z)	0.182407	1	0.6693
D(DSZXK)	2.862905	1	0.0906
D(XK)	3.157441	1	0.0756
All	5.002142	3	0.1716

Variance Decomposition of D(Z):					
Perio...	S.E.	D(Z)	D(DSZXK)	D(XK)	D(STN)
1	0.046486	69.34459	19.61047	8.738090	2.306854
2	0.062333	39.63998	20.54598	18.34493	21.45911
3	0.066749	34.81784	18.83984	27.40630	18.93603
4	0.068661	33.17461	17.81709	30.09765	18.91065
5	0.069255	32.74147	17.51575	30.93065	18.81213
6	0.069462	32.59347	17.41780	31.24668	18.74205
7	0.069544	32.53257	17.37961	31.37422	18.71360
8	0.069578	32.50792	17.36403	31.42468	18.70337
9	0.069591	32.49832	17.35788	31.44430	18.69950
10	0.069596	32.49459	17.35549	31.45194	18.69797

Variance Decomposition of D(DSZXK):					
Perio...	S.E.	D(Z)	D(DSZXK)	D(XK)	D(STN)
1	0.009922	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.010723	0.692562	94.42477	3.194826	1.687839
3	0.010916	0.703636	91.38655	3.946075	3.963735
4	0.010927	0.733280	91.21004	4.017582	4.039100
5	0.010929	0.737865	91.18333	4.040693	4.038111
6	0.010930	0.738632	91.16931	4.054562	4.037491
7	0.010930	0.738991	91.16230	4.060836	4.037872
8	0.010930	0.739172	91.15956	4.063173	4.038091
9	0.010930	0.739246	91.15857	4.064047	4.038142
10	0.010931	0.739273	91.15818	4.064389	4.038157

Variance Decomposition of D(XK):					
Perio...	S.E.	D(Z)	D(DSZXK)	D(XK)	D(STN)
1	0.022207	0.000000	3.888512	87.49305	8.618442
2	0.027101	0.543652	3.270927	82.41502	13.77039
3	0.028353	1.172228	3.061498	80.74348	15.02279
4	0.028647	1.352751	3.013880	80.79091	14.84246
5	0.028766	1.400959	3.005794	80.83872	14.75453
6	0.028817	1.418730	3.000071	80.85259	14.72861
7	0.028837	1.426260	2.997175	80.85603	14.72054
8	0.028845	1.429299	2.996068	80.85744	14.71719
9	0.028848	1.430476	2.995660	80.85807	14.71579
10	0.028849	1.430932	2.995502	80.85832	14.71524

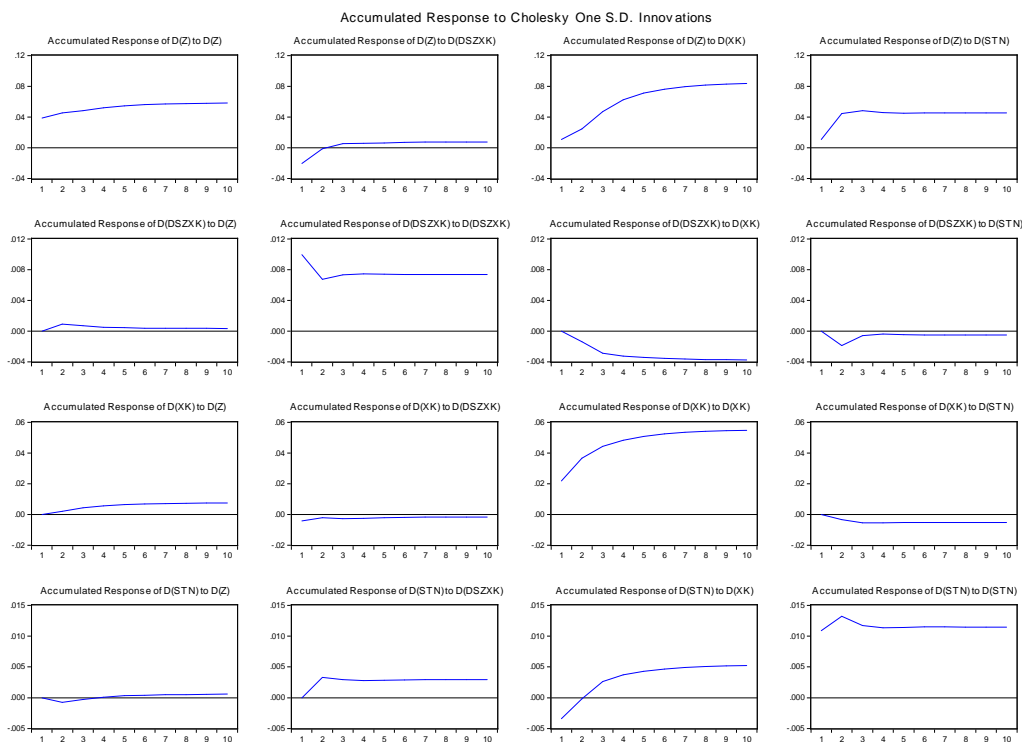
Variance Decomposition of D(STN):					
Perio...	S.E.	D(Z)	D(DSZXK)	D(XK)	D(STN)
1	0.011414	0.000000	0.001545	0.000000	99.99845
2	0.012554	0.353088	7.084561	8.893388	83.66896
3	0.012964	0.441031	6.734965	11.32220	81.50181
4	0.013025	0.534346	6.683624	11.77464	81.00739
5	0.013039	0.557215	6.671915	11.93187	80.83900
6	0.013046	0.563078	6.668193	12.00473	80.76400
7	0.013048	0.565451	6.665833	12.03545	80.73317
8	0.013049	0.566492	6.664960	12.04724	80.72131
9	0.013050	0.566909	6.664597	12.05175	80.71674
10	0.013050	0.567069	6.664459	12.05352	80.71495

Cholesky Ordering: D(DSZXK) D(STN) D(XK) D(Z)

Slika 9. Grejndžerov test uzročnosti

Slika 10. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja na prvoj docnji

Test uzročnosti potvrđuje prisustvo jednostrane uzročnosti u smislu da sezonsirani bruto društveni proizvod, nominalni devizni kurs evra i stopa nezaposlenosti utiču na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru.



Slika 11. Kumulativna funkcija impulsnog odziva

Na osnovu analize dekompozicije varijanse greške predviđanja uočavamo da uključene tri varijable, desezonirani bruto društveni proizvod, nominalni devizni kurs i stopa nezaposlenosti, objašnjavaju oko 67,5% varijabiliteta u kretanju problematičnih kredita u bankarskom sektoru. S obzirom da je uticaj stope nezaposlenosti na kretanje problematičnih kredita u bankarskom sektoru izraženo visok, stopa nezaposlenosti se pojavljuje u dvostrukoj ulozi, kao veoma značajan faktor kreditnog rizika u segmentu stanovništva i kao prenosnik informacija o problemima u privrednim društvima koji se na tržištu registruju kroz njen porast i ukazuju na porast neurednosti u otplati kredita privrednih društava. Efekat ekonomske povezanosti privrednih društava manifestuje se kroz činenicu da je sa 32,5% kretanje problematičnih kredita u bankarskom sektoru objašnjeno sopstvenim kretanjem.

Kumulativna funkcija impulsnog odziva nam pokazuje da u prvom kvartalu primarni uticaj na nivo problematičnih kredita u bankarskom sektoru ima desezonirani bruto društveni

proizvod, u drugom kvartalu se naglo pojačava uticaj stope nezaposlenosti (sekundarni uticaj), dok se u ostalim kvartalima ispoljava snažniji uticaj nominalnog deviznog kursa evra (tercijalni uticaj).

b) Analiza uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita u sektoru privrede

Polazimo od modela u kome smo analizirali uticaj promene desezoniranog bruto društvenog proizvoda na promenu nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede. Zatim, dodajemo varijable koje su se pokazale kao statistički značajne prilikom razvoja pojedinačnih modela.

Dependent Variable: D(YK)
Method: Least Squares
Date: 11/07/15 Time: 22:05
Sample (adjusted): 2009Q2 2014Q3
Included observations: 22 after adjustments

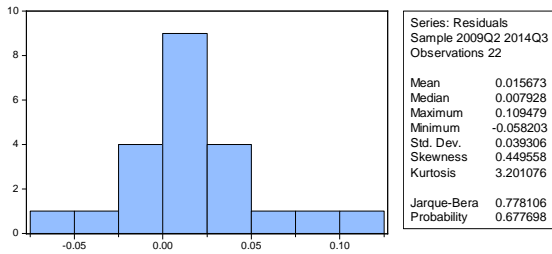
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RY0(-1)	-0.124066	0.097326	-1.274744	0.2218
D(DSZXK)	-3.096046	1.113291	-2.780985	0.0140
V201204	-0.167778	0.051993	-3.226912	0.0056
V201301	0.215693	0.057431	3.755670	0.0019
D(XK(-1))	0.727420	0.370396	1.963897	0.0684
D(STN)	0.300824	1.049189	0.286720	0.7782
D(RKS)	-0.016756	0.009586	-1.747950	0.1009
R-squared	0.710576	Mean dependent var	0.031355	
Adjusted R-squared	0.594806	S.D. dependent var	0.071887	
S.E. of regression	0.045760	Akaike info criterion	-3.077454	
Sum squared resid	0.031409	Schwarz criterion	-2.730305	
Log likelihood	40.85200	Hannan-Quinn criter.	-2.995676	
Durbin-Watson stat	1.692181			

Dependent Variable: D(YK)
Method: Least Squares
Date: 11/07/15 Time: 22:12
Sample (adjusted): 2009Q2 2014Q3
Included observations: 22 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RY0(-1)	-0.226529	0.076181	-2.973540	0.0085
D(DSZXK)	-2.509133	1.090476	-2.300953	0.0343
V201204	-0.154716	0.052241	-2.961578	0.0087
V201301	0.198649	0.058345	3.404762	0.0034
D(XK(-1))	0.759112	0.362946	2.091527	0.0518
R-squared	0.651245	Mean dependent var	0.031355	
Adjusted R-squared	0.569185	S.D. dependent var	0.071887	
S.E. of regression	0.047184	Akaike info criterion	-3.072797	
Sum squared resid	0.037848	Schwarz criterion	-2.824833	
Log likelihood	38.80077	Hannan-Quinn criter.	-3.014384	
Durbin-Watson stat	1.543057			

Slika 1. Model sa korekcijom ravnotežne greške koji uključuje sve makroekonomske varijable (levo) i finalna specifikacija modela (desno)

Stopa nezaposlenosti i referentna kamatna stope nisu se pokazale kao statistički značajne, dok su kao statistički značajne ostali desezezonirani bruto društveni proizvod i nominalni devizni kurs evra sa kašnjenjem od jednog kvartala. Primenjeni testovi potvrdili su postojanje normalne raspodele, odsustvo autokorelacije i dobru specifikaciju modela.



Slika 2. Test normalnosti modela na Slici 2.

Ramsey RESET Test
Equation: KVARALNIMODELYK1
Specification: D(YK) RY0(-1) D(DSZXK) V201204 V201301 D(XK(-1))
Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.652618	16	0.5233
F-statistic	0.425910	(1, 16)	0.5233
Likelihood ratio	0.577968	1	0.4471

Slika 4. Testifikacije modela na Slici 2.

VAR Lag Exclusion Wald Tests
Date: 11/08/15 Time: 00:40
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 22

Chi-squared test statistics for lag exclusion:
Numbers in [] are p-values

	D(YK)	D(DSZXK)	D(ST)	D(XK)	Joint
Lag 1	6.719358 [0.151483]	3.521196 [0.474663]	10.91340 [0.027555]	12.24719 [0.015605]	35.76806 [0.003116]
df	4	4	4	4	16

Slika 6. Sekvencijalni test na prvoj docnji

Date: 11/07/15 Time: 22:16
Sample: 2008Q3 2014Q3
Included observations: 22
Q-statistic probabilities adjusted for 5 dynamic regressors

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
1	0.091	0.091	0.2103	0.647		
2	-0.38...	-0.39...	4.0164	0.134		
3	-0.04...	0.043	4.0813	0.253		
4	0.067	-0.09...	4.2143	0.378		
5	-0.01...	-0.01...	4.2187	0.518		
6	-0.08...	-0.10...	4.4734	0.613		
7	-0.19...	-0.23...	5.8541	0.557		
8	-0.17...	-0.24...	6.9912	0.538		
9	0.065	-0.10...	7.1636	0.620		
1...	0.181	-0.01...	8.6118	0.569		
1...	0.088	0.041	8.9796	0.624		
1...	0.039	0.084	9.0590	0.698		

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Slika 3. Korelogram modela na Slici 2.

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 11/08/15 Time: 00:40
Sample: 2008Q3 2014Q4
Included observations: 22

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	12.86404	NA*	13.47661	NA*	NA*
2	21.71971	0.1525	23.21785	0.1080	16
3	30.84935	0.5247	33.78902	0.3811	32
4	41.04894	0.7511	48.25506	0.5445	48
5	56.00445	0.7514	65.60938	0.4208	64
6	66.52556	0.8595	80.07590	0.4766	80
7	73.16614	0.9600	89.81541	0.6583	96
8	80.17380	0.9899	100.8274	0.7657	112
9	88.07719	0.9968	115.2178	0.7838	128
10	101.0199	0.9974	137.8405	0.6289	144
11	116.4603	0.9961	168.7274	0.3028	160
12	123.2885	0.9991	183.7450	0.3291	176

7. Test autokorelacije (desno) na prvoj docnji

Ukoliko u već razvijeni model kojim smo analizirali uticaj promene desezoniranog bruto društvenog proizvoda i promene nivoa privrednih društava u stečaju na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede dodamo varijable koje su se kroz razvoj pojedinačnih modela pokazale kao statistički značajne, dobićemo rezultat da se desezonirani bruto društveni proizvod, nivo privrednih društava u stečaju i nominalni devizni kurs evra pokazuju kao značajne varijable. Nivo značajnosti je potvrđen na prvoj

docnji, tako da postavljamo VAR model prvog reda. Na višim docnjama prisustna je autokorelacija.

VAR Residual Normality Tests
 Orthogonalization: Residual Correlation (Doomik-Hansen)
 Null Hypothesis: residuals are multivariate normal
 Date: 11/08/15 Time: 00:41
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.
1	-1.336446	7.282707	1	0.0070
2	-0.178921	0.172058	1	0.6783
3	0.365539	0.760563	1	0.3770
4	0.163506	0.144010	1	0.7043
Joint		8.379338	4	0.0786

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	6.105949	1.719483	1	0.1898
2	2.376672	0.002632	1	0.9591
3	2.614276	0.003487	1	0.9529
4	2.622701	0.182936	1	0.6689
Joint		1.908539	4	0.7526

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	9.002190	2	0.0111
2	0.174690	2	0.9184
3	0.784050	2	0.6757
4	0.326946	2	0.8492
Joint	10.28788	8	0.2454

Slika 8. Test normalnosti na prvoj docnji

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
 Date: 11/08/15 Time: 00:38
 Sample: 2008Q3 2014Q4
 Included observations: 22

Dependent variable: D(YK)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(DSZXK)	3.899898	1	0.0483
D(ST)	1.786075	1	0.1839
D(XK)	0.034841	1	0.9519
All	6.699259	3	0.0821

Dependent variable: D(DSZXK)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(YK)	0.457816	1	0.4986
D(ST)	0.032767	1	0.8564
D(XK)	0.297721	1	0.5853
All	0.788939	3	0.8569

Dependent variable: D(ST)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(YK)	2.323377	1	0.1274
D(DSZXK)	0.886128	1	0.3465
D(XK)	2.791526	1	0.0948
All	5.078338	3	0.1661

Dependent variable: D(XK)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(YK)	0.018451	1	0.8920
D(DSZXK)	1.589756	1	0.1936
D(ST)	0.701379	1	0.4023
All	2.817002	3	0.4207

Slika 9. Test uzročnosti na prvoj docnji

Variance Decomposition of D(YK):

Perio...	S.E.	D(YK)	D(DSZXK)	D(ST)	D(XK)
1	0.058221	61.98423	30.94523	0.253070	6.816473
2	0.069889	43.16813	37.52312	14.54261	4.766144
3	0.071922	42.88748	38.48489	14.06498	4.562654
4	0.073055	41.55712	38.61158	15.03682	4.794484
5	0.073376	41.42974	38.48829	15.08987	4.992300
6	0.073622	41.15873	38.35038	15.30029	5.190605
7	0.073731	41.08032	38.24724	15.35547	5.316972
8	0.073815	40.99396	38.17366	15.42219	5.410203
9	0.073863	40.95343	38.12474	15.45205	5.469783
10	0.073897	40.92028	38.09188	15.47726	5.510580

Variance Decomposition of D(DSZXK):

Perio...	S.E.	D(YK)	D(DSZXK)	D(ST)	D(XK)
1	0.010317	0.000000	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.011175	1.296029	96.53936	0.197079	1.982936
3	0.011348	1.539134	96.09249	0.308900	2.059481
4	0.011406	1.595578	95.75797	0.463331	2.183122
5	0.011420	1.636037	95.68690	0.462332	2.214729
6	0.011427	1.635307	95.61172	0.501906	2.245064
7	0.011429	1.642141	95.59204	0.506757	2.259063
8	0.011431	1.641805	95.56953	0.518621	2.270040
9	0.011431	1.642289	95.55783	0.522546	2.275330
10	0.011432	1.643423	95.54899	0.526774	2.280812

Variance Decomposition of D(ST):

Perio...	S.E.	D(YK)	D(DSZXK)	D(ST)	D(XK)
1	0.173860	0.000000	0.532752	99.46725	0.000000
2	0.182232	6.285947	0.892368	87.70227	5.119417
3	0.205072	5.892041	1.987180	83.52128	8.588300
4	0.212778	6.323368	1.903453	80.86454	10.90864
5	0.217639	6.250797	1.980892	79.29969	12.46862
6	0.220499	6.309363	1.930843	78.30220	13.45759
7	0.222472	6.296330	1.927142	77.67352	14.10300
8	0.223716	6.306556	1.909621	77.26531	14.51851
9	0.224553	6.304654	1.903701	77.00160	14.79005
10	0.225095	6.306812	1.897276	76.82887	14.96704

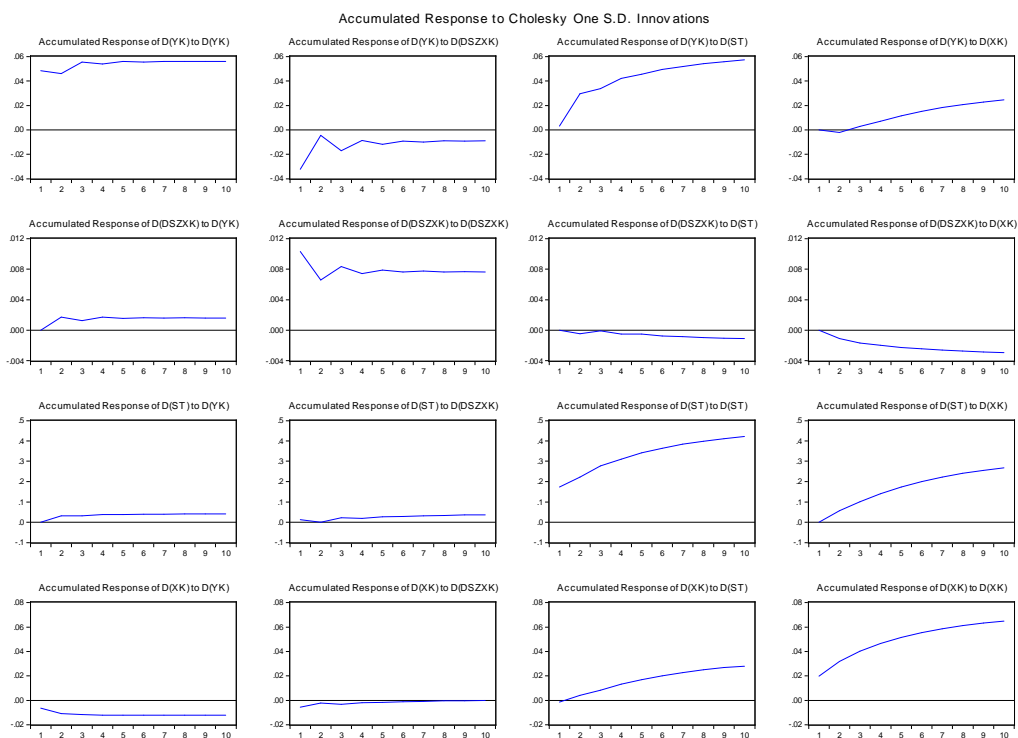
Variance Decomposition of D(XK):

Perio...	S.E.	D(YK)	D(DSZXK)	D(ST)	D(XK)
1	0.021664	0.000000	6.742825	0.399692	92.85748
2	0.025864	0.042816	6.294681	4.584695	89.07781
3	0.027598	0.644286	5.648947	6.525429	87.18134
4	0.028744	0.709453	5.440054	6.767504	84.99299
5	0.029405	1.072280	5.199296	9.968090	83.76033
6	0.029853	1.190187	5.091987	10.87691	82.84092
7	0.030135	1.296050	5.003592	11.41469	82.28568
8	0.030323	1.353421	4.955079	11.78607	81.90843
9	0.030445	1.395946	4.920040	12.01720	81.66681
10	0.030526	1.421643	4.898725	12.17266	81.50698

Cholesky Ordering: D(DSZXK) D(ST) D(XK) D(YK)

Slika 10. Analiza dekompozicije varijanse greške predviđanja na prvoj docnji

Grejndžerov test uzročnosti je potvrdio jednostranu uzročnost u smislu uticaja promene bruto društvenog proizvoda, nivoa privrednih društava u stečaju i nominalnog deviznog kursa evra na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede. Rezultati analize dekompozicije varijanse greške predviđanja su osetljivi na promene Cholesky redosleda ali je u ovom slučaju primenjen redosled koji je najpribližniji ekonomskim odnosima u realnosti. Analizom dekompozicije varijanse greške predviđanja jasno uočavamo da snažniji uticaj na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede imaju desezonirani bruto društveni proizvod i nivo privrednih društava u stečaju, dok nominalni devizni kurs evra ima sekundarni i manji značaj. Delovanjem ova tri faktora objašnjava se oko 60% varijabiliteta u kretanju problematičnih kredita u sektoru privrede, dok se ostatak objašnjava sopstvenim kretanjem. Uticaj sopstvenog kretanja ukazuju na efekat ekonomske povezanosti privrednih društava, kao i uticaj privrednih društava u stečaju.



Slika 11. Kumulativna funkcija impulsnog odziva

Kumulativna funkcija impulsnog odziva pokazala nam je da je uticaj desezoniranog bruto društvenog proizvoda na promenu problematičnih kredita u sektoru privrede negativan, dok je uticaj privrednih društava u stečaju i nominalnog deviznog kursa evra pozitivan. Desezonirani bruto društveni proizvod ispoljava snažno dejstvo u prvom kvartalu i nakon toga gubi snagu, dok se uticaj promene nivoa privrednih društava u stečaju i nominalnog deviznog kursa vremenom pojačava. Slobodno možemo reći da desezonirani bruto društveni proizvod ima primarni, a privredna društva u stečaju i nominalni devizni kurs evra sekundarni uticaj na promenu nivoa problematičnih kredita u sektoru privrede.

c) Analiza uticaja makroekonomskih varijabli na nivo problematičnih kredita u sektoru stanovništva

U prethodno postavljenu klasični linearni regresioni model primenjen na prve diference vremenskih serija uvodimo sve varijable koje su se pokazale prilikom pojedinačne analize kao statistički značajne. Realne neto zarade i referentna kamatna stopa nisu se pokazale kao značajne, dok su značajnost pokazale stopa nezaposlenosti, veštačka varijabla uvedene za obuhvatanje efekata solidarnog poreza, nominalni devizni kurs evra, problematični krediti u sektoru privrede i nivo privrednih društava u stečaju.

Dependent Variable: D(W)
 Method: Least Squares
 Date: 10/20/15 Time: 16:01
 Sample (adjusted): 2009M09 2014M12
 Included observations: 64 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.006907	0.002217	3.114610	0.0029
D(STN(-6))	0.786140	0.216836	3.625504	0.0006
SOLPOR(-4)	0.038922	0.014221	2.736973	0.0083
D(XK)	0.353851	0.124263	2.847594	0.0062
D(Y)	0.191125	0.044008	4.342985	0.0001
D(ST)	0.114115	0.047857	2.394473	0.0201
D(W(-7))	-0.160385	0.060354	-2.657412	0.0103
V201005	0.055483	0.015227	3.643615	0.0006
V201112	-0.068727	0.014705	-4.673750	0.0000

R-squared	0.746652	Mean dependent var	0.011992
Adjusted R-squared	0.709801	S.D. dependent var	0.026083
S.E. of regression	0.014051	Akaike info criterion	-5.562546
Sum squared resid	0.010859	Schwarz criterion	-5.258953
Log likelihood	187.0015	Hannan-Quinn criter.	-5.442945
F-statistic	20.26156	Durbin-Watson stat	2.198845
Prob(F-statistic)	0.000000		

Slika 1. Model primenjen na prve diference

Date: 11/08/15 Time: 02:05
 Sample: 2008M12 2014M12
 Included observations: 64
 Q-statistic probabilities adjusted for 8 dynamic regressors

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob...
		1 -0.12...	-0.12...	0.9729	0.324
		2 -0.01...	-0.03...	0.9888	0.610
		3 -0.00...	-0.01...	0.9901	0.804
		4 -0.25...	-0.26...	5.5875	0.232
		5 0.190	0.136	8.1640	0.147
		6 0.028	0.055	8.2207	0.222
		7 0.032	0.041	8.2955	0.307
		8 -0.02...	-0.08...	8.3456	0.400
		9 0.012	0.098	8.3575	0.499
		1... -0.05...	-0.05...	8.5510	0.575
		1... 0.056	0.058	8.8046	0.640
		1... 0.114	0.094	9.8616	0.628

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

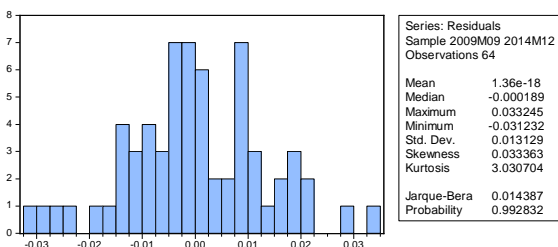
F-statistic	0.992340	Prob. F(8,55)	0.4523
Obs*R-squared	8.072531	Prob. Chi-Square(8)	0.4264
Scaled explained SS	6.053331	Prob. Chi-Square(8)	0.6413

Test Equation:
 Dependent Variable: RESID^2
 Method: Least Squares
 Date: 11/08/15 Time: 02:07
 Sample: 2009M09 2014M12
 Included observations: 64

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000166	3.85E-05	4.311601	0.0001
D(STN(-6))	0.003685	0.003762	0.979319	0.3317
SOLPOR(-4)	-0.000182	0.000247	-0.735580	0.4651
D(XK)	0.001128	0.002156	0.523036	0.6031
D(Y)	-0.001316	0.000764	-1.723003	0.0905
D(ST)	0.000757	0.000827	0.915073	0.3641
D(W(-7))	-0.000839	0.001047	-0.901161	0.4255
V201005	-0.000127	0.000264	-0.481132	0.6323
V201112	-0.000237	0.000255	-0.929937	0.3565

R-squared	0.126134	Mean dependent var	0.000170
Adjusted R-squared	-0.000974	S.D. dependent var	0.000244
S.E. of regression	0.000244	Akaike info criterion	-13.67066
Sum squared resid	3.27E-06	Schwarz criterion	-13.36707
Log likelihood	446.4613	Hannan-Quinn criter.	-13.55106
F-statistic	0.992340	Durbin-Watson stat	1.719450
Prob(F-statistic)	0.452278		

Slika 2. Korelogram (levo) i test heteroskedastičnosti (desno) modela prikazan na Slici 1.



Ramsey RESET Test

Equation: MODELSTANOVNISTVO
 Specification: D(W) C D(STN(-6)) SOLPOR(-4) D(XK) D(Y) D(ST) D(W(-7))
 V201005 V201112

Omitted Variables: Squares of fitted values

	Value	df	Probability
t-statistic	0.499755	54	0.6193
F-statistic	0.249755	(1, 54)	0.6193
Likelihood ratio	0.295323	1	0.5868

Slika 3. Test normalnosti modela na Slici 1.

Slika 4. Test specifikacije modela na Slici 1.

Zbog odsustva normalne raspodele i prisustva autokorelacije nije bilo moguće postaviti VAR model, oceniti uzročnost i sprovesti ostale analize koje omogućava VAR model

Prilog 8 – Uticaj specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika banke

Na sledećoj slici dati su rezultati primene logit i probit modela

Dependent Variable: ID
Method: ML - Binary Logit (Newton-Raphson / Marquardt steps)
Date: 12/02/15 Time: 17:31
Sample: 1 171
Included observations: 156
Convergence achieved after 9 iterations
Coefficient covariance computed using observed Hessian

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-1.240042	2.257975	-0.549183	0.5829
VL	-1.064261	0.461524	-2.305969	0.0211
I1	1.232820	0.543578	2.267972	0.0233
PD2	29.07399	11.44664	2.539958	0.0111
KAP	-3.855312	0.958783	-4.021048	0.0001
U	6.754358	2.905215	2.324908	0.0201

McFadden R-squared	0.637872	Mean dependent var	0.096154
S.D. dependent var	0.295752	S.E. of regression	0.197166
Akaike info criterion	0.306185	Sum squared resid	5.831142
Schwarz criterion	0.423488	Log likelihood	-17.88247
Hannan-Quinn criter.	0.353829	Deviance	35.76494
Restr. deviance	98.76328	Restr. log likelihood	-49.38164
LR statistic	62.98934	Avg. log likelihood	-0.114631
Prob(LR statistic)	0.000000		

Obs with Dep=0	141	Total obs	156
Obs with Dep=1	15		

Dependent Variable: ID
Method: ML - Binary Probit (Newton-Raphson / Marquardt steps)
Date: 12/02/15 Time: 17:31
Sample: 1 171
Included observations: 156
Convergence achieved after 9 iterations
Coefficient covariance computed using observed Hessian

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.472414	1.221774	-0.386662	0.6990
VL	-0.593010	0.241129	-2.459303	0.0139
KAP	-2.221140	0.544810	-4.076908	0.0000
I1	0.672047	0.305842	2.197368	0.0280
PD2	16.43561	6.467933	2.541091	0.0111
U	3.577504	1.554699	2.301091	0.0214

McFadden R-squared	0.648123	Mean dependent var	0.096154
S.D. dependent var	0.295752	S.E. of regression	0.197099
Akaike info criterion	0.298696	Sum squared resid	5.827195
Schwarz criterion	0.416998	Log likelihood	-17.37628
Hannan-Quinn criter.	0.347339	Deviance	34.75257
Restr. deviance	98.76328	Restr. log likelihood	-49.38164
LR statistic	64.01071	Avg. log likelihood	-0.111386
Prob(LR statistic)	0.000000		

Obs with Dep=0	141	Total obs	156
Obs with Dep=1	15		

Slika 1. Rezultati logit modela (izveštaj iz Eviews-a)

Prilog 9 – Uticaj specifičnih varijabli na nivo kreditnog rizika privrednih društava

Na sledećoj slici dati su rezultati primene logit i probit modela.

Dependent Variable: ID
Method: ML - Binary Logit (Newton-Raphson / Marquardt steps)
Date: 12/26/15 Time: 00:14
Sample: 1 1747
Included observations: 1619
Convergence achieved after 7 iterations
Coefficient covariance computed using observed Hessian

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-4.527025	0.957790	-4.726530	0.0000
DSCRK	0.508060	0.240259	2.114636	0.0345
IPRK	0.468278	0.115146	4.066803	0.0000
OKK	1.017648	0.243263	4.183325	0.0000
RETA	-3.022081	0.796614	-3.793656	0.0001
ETA	-6.221644	0.837149	-7.431947	0.0000
STA	-0.615102	0.167729	-3.667230	0.0002
VEL	-0.249660	0.079347	-3.146439	0.0017
PD	6.773355	2.084928	3.248724	0.0012

McFadden R-squared	0.322613	Mean dependent var	0.160593
S.D. dependent var	0.367269	S.E. of regression	0.296192
Akaike info criterion	0.608101	Sum squared resid	141.2446
Schwarz criterion	0.638062	Log likelihood	-483.2581
Hannan-Quinn criter.	0.619220	Deviance	966.5163
Restr. deviance	1426.831	Restr. log likelihood	-713.4153
LR statistic	460.3144	Avg. log likelihood	-0.298492
Prob(LR statistic)	0.000000		

Obs with Dep=0	1359	Total obs	1619
Obs with Dep=1	260		

Dependent Variable: ID
Method: ML - Binary Probit (Newton-Raphson / Marquardt steps)
Date: 01/18/16 Time: 16:43
Sample: 1 1747
Included observations: 1619
Convergence achieved after 6 iterations
Coefficient covariance computed using observed Hessian

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-2.512961	0.285281	-8.808710	0.0000
IPRK	0.330086	0.058099	5.681456	0.0000
OKK	0.713113	0.141280	5.047527	0.0000
RETA	-1.656476	0.380501	-4.353406	0.0000
ETA	-3.231711	0.412310	-7.838063	0.0000
STA	-0.299868	0.083036	-3.611302	0.0003
PD	4.240946	1.106139	3.834008	0.0001

McFadden R-squared	0.301349	Mean dependent var	0.160593
S.D. dependent var	0.367269	S.E. of regression	0.301114
Akaike info criterion	0.624371	Sum squared resid	146.1591
Schwarz criterion	0.647674	Log likelihood	-498.4286
Hannan-Quinn criter.	0.633019	Deviance	996.8572
Restr. deviance	1426.831	Restr. log likelihood	-713.4153
LR statistic	429.9734	Avg. log likelihood	-0.307862
Prob(LR statistic)	0.000000		

Obs with Dep=0	1359	Total obs	1619
Obs with Dep=1	260		

Slika 1. Logit i probit model (izveštaj iz Eviews-a)

BIOGRAFIJA

Željko Jović je rođen 29.09.1979. godine u Šapcu. Diplomirao je 2003. godine na Ekonomskom fakultetu u Beogradu na smeru finansije, bankarstvo i osiguranje. Magistarske studije, smer finansijski i bankarski menadžment, završio je 2010. godine odbranom teze „Primena internog pristupa pri upravljanju kreditnim rizikom u bankarskom sektoru Republike Srbije“. Iste godine upisao je doktorske studije na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu. Kandidat je položio sve nastavnim planom predviđene obavezne i izborne predmete, i to: Mikroekonomska analiza I-D, Ekonometrija I-D, Monetarna ekonomija i bankarstvo, Metodologija naučnog istraživanja II-D, Metodi i tehnike naučnog istraživanja i analize, Modeliranje i optimizacija, Upravljanje rizicima I-D, Upravljanje korporativnim finansijama i Strategija konkurentnosti. U toku studija uspešno je uradio i odbranio seminarski rad iz oblasti ekonometrije, pod nazivom „Devizni kurs kao faktor kreditnog rizika privrednih subjekata“.

Od 2004. do 2012. godine kandidat je bio zaposlen u poslovnim bankama, obavljajući poslove vezane za upravljanje rizicima, počev od analitičara rizika pa do direktora sektora za upravljanje rizicima. Od jula 2012. godine zaposlen je u Narodnoj banci Srbije na poziciji generalnog direktora Sektora za kontrolu poslovanja banaka. Redovni je član Komiteta za finansijsku stabilnost i predsednik Odbora za javni nadzor nad obavljanjem revizije u skladu sa Zakonom o reviziji. Do marta 2015. godine kandidat je vršio funkciju predsedavajućeg Pregovaračke grupe 9 (finansijske usluge) u procesu pristupanja Republike Srbije Evropskoj uniji. Član je međunarodnog udruženja menadžera rizika (Professional Risk Managers' International Association) i regionalnog udruženja menadžera rizika (Risk Management Adriatic Region).

Objavio je nekoliko radova u časopisima i tematskim zbornicima, vezanih za upravljanje kreditnim rizikom, finansijsku krizu i moguće odgovore realne ekonomije u uslovima krize, koji su relevantni za oblast naučnih istraživanja koju pokriva predložena doktorska disertacija. Spisak odabranih radova je dat u nastavku:

- Jović, Ž. (2012), Integrisani sistem za upravljanje kreditnim rizikom, Računovodstvo 3-4, Beograd, strane 74-83.

- Jović, Ž. (2015), Uticaj diskrecionih prava regulatora na upravljanje rizicima i kreiranje vrednosti u bankama, Tematski zbornik radova „Stvaranje vrednosti: teorijsko-praktični aspekti“, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet, Centar za izdavačku delatnost, strane 71-90.

- Jović, Ž. (2016), The Intersection Between FX and Credit Risk as an Exemple of Intersection of Monetary and Financial Stability Goals – The Case of Serbia, Journal of Central Banking Theory and Practice, Volume 5, Number 2, pages 133-156.

- Jović, Ž. (2017), Determinants of Credit Risk – The Case of Serbia, Economic Annals, Volume LXII, No. 212, pages 155-188.

Прилог 1.

Изјава о ауторству

Потписани-а _____ Жељко Јовић _____

број индекса _____ D2 12/10 _____

Изјављујем

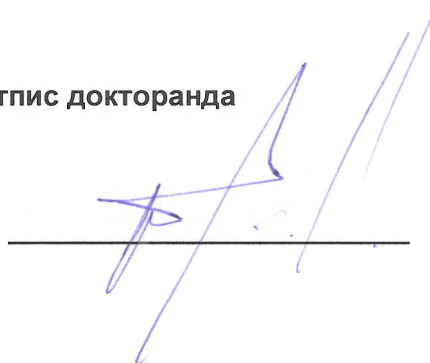
да је докторска дисертација под насловом

Анализа детерминанти кредитног ризика у условима изражене информационе асиметрије:
пример банкарског сектора Републике Србије

- резултат сопственог истраживачког рада,
- да предложена дисертација у целини ни у деловима није била предложена за добијање било које дипломе према студијским програмима других високошколских установа,
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права и користио интелектуалну својину других лица.

У Београду, 29.05.2017.

Потпис докторанда



Прилог 2.

Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада

Име и презиме аутора _____ Жељко Јовић _____

Број индекса _____ D2 12/10 _____

Студијски програм _____ Пословно управљање _____

Наслов рада _____ Анализа детерминанти кредитног ризика у условима изражене информационе асиметрије: пример банкарског сектора Републике Србије _____

Ментор _____ др Мирослав Тодоровић, редовни професор _____

Потписани/а _____ Жељко Јовић _____

Изјављујем да је штампана верзија мог докторског рада истоветна електронској верзији коју сам предао/ла за објављивање на порталу Дигиталног репозиторијума Универзитета у Београду.

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци везани за добијање академског звања доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада.

Ови лични подаци могу се објавити на мрежним страницама дигиталне библиотеке, у електронском каталогу и у публикацијама Универзитета у Београду.

У Београду, 23.05.2017. _____

Потпис докторанда



Прилог 3.

Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић“ да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

Анализа детерминанти кредитног ризика у условима изражене информационе асиметрије: пример банкарског сектора Републике Србије

која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију похрањену у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду могу да користе сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons) за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство
2. Ауторство - некомерцијално
3. Ауторство – некомерцијално – без прераде
4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима
5. Ауторство – без прераде
6. Ауторство – делити под истим условима

(Молимо да заокружите само једну од шест понуђених лиценци, кратак опис лиценци дат је на полеђини листа).

У Београду, _____

29.05.2017.

Потпис докторанда
