



UNIVERZITET U NOVOM SADU
EKONOMSKI FAKULTET U SUBOTICI
Studijski program: Ekonomija – modul Finansije

EFEKTI PRELIVANJA FINANSIJSKIH ŠOKOVA NA
TRŽIŠTA AKCIJA I DEVIZNOG KURSA U
ODABRANIM ZEMLJAMA U USPONU

-DOKTORSKA DISERTACIJA-

Mentor: prof. dr Ivan Milenković

Kandidat: Dejan Živkov

Subotica, 2016. godine

UNIVERZITET U NOVOM SADU

EKONOMSKI FAKULTET U SUBOTICI

KLJUČNA DOKUMENTACIJSKA INFORMACIJA

Redni broj: RBR	
Identifikacioni broj: IBR	
Tip dokumentacije: TD	Monografska dokumentacija
Tip zapisa: TZ	Tekstualni štampani materijal
Vrsta rada (dipl., mag., dokt.): VR	Doktorska disertacija
Ime i prezime autora: AU	Dejan Živkov
Mentor (titula, ime, prezime, zvanje): MN	Prof. dr Ivan Milenković
Naslov rada: NR	Efekti preliivanja finansijskih šokova na tržišta akcija i deviznog kursa u odabranim zemljama u usponu
Jezik publikacije: JP	srpski
Jezik izvoda: JI	srp. / eng.
Zemlja publikovanja: ZP	Republika Srbija
Uže geografsko područje: UGP	Autonomna pokrajina Vojvodina
Godina: GO	2016.
Izdavač: IZ	autorski reprint
Mesto i adresa: MA	Subotica, Segedinski put 9-11.

Fizički opis rada: FO	(broj poglavlja (6) / stranica (229) / slika (24) / grafikona (6) / referenci (186) / priloga (0))
Naučna oblast: NO	Ekonomija
Naučna disciplina: ND	Međunarodne finansije i finansijska tržišta
Predmetna odrednica, ključne reči: PO	Teorija balansiranog portfolija i teorija toka, univariacioni i multivariacioni GARCH modeli, volatilnost, strukturni lomovi
UDK	
Čuva se: ČU	Biblioteka Ekonomskog fakulteta u Subotici i Matica Srpska
Važna napomena: VN	
Izvod: IZ	<p>Predmet istraživanja disertacije je temeljna i sveobuhvatna kvantitativna analiza dvosmerne dinamičke veze između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa, u smislu značajnosti tog odnosa, smera i jačine njihove međusobne veze na primeru odabranih zemalja u usponu koje vode režim fleksibilnog kursa. Ekonomska teorija nudi dva teorijska koncepta koji objašnjavaju vezu između ova dva tržišta, to su teorija toka i teorija balansiranog portfolija, ali bez davanja primata isključivo jednoj teoriji koja jedina objašnjava odnos između ove dve varijable. Postupak istraživanja uzročno-posledične veze između dva tržišta se sprovodi metodom modeliranja, pri čemu se primenjeni GARCH modeli prilagođavaju analiziranim vremenskim serijama i svrsi istraživačkog procesa. Najpre se traži odgovor na pitanje kakva je dinamička korelativna veza između dva tržišta uz pomoć multivariacionog DCC-GARCH modela. Nakon toga, ispituje se koliki su efekti dvosmernog preliivanja šokova između tržišta, a to se radi preko nekoliko vrsti univariacionih GARCH modela i preko multivariacionog BEKK-GARCH modela. S obzirom da su tržišta u usponu postala sve atraktivnija stranim investitorima, disertacija doprinosi naučnoj literaturi analizirajući ovaj</p>

	problem preko modela volatilnosti uz uključivanje strukturnih lomova. Aplikativni doprinos disertacije usmeren je ka finansijskim investitorima i njihovom boljem razumevanju odnosa između ova dva tržišta.
Datum prihvatanja teme od strane Senata: DP	18.09.2015.
Datum odbrane: DO	
Članovi komisije: (ime i prezime / titula / zvanje / naziv organizacije / status) KO	predsednik: član: član:

UNIVERSITY OF NOVI SAD

FACULTY OF ECONOMICS SUBOTICA

KEY WORD DOCUMENTATION

Accession number: ANO	
Identification number: INO	
Document type: DT	Monograph documentation
Type of record: TR	Textual printed material
Contents code: CC	Doctoral dissertation
Author: AU	Dejan Živkov
Mentor: MN	Ivan Milenković, PhD, Associate Professor
Title: TI	Spillover effects of financial shocks on stock markets and exchange rate markets in selected emerging markets
Language of text: LT	Serbian
Language of abstract: LA	Serbian/English
Country of publication: CP	Republic of Serbia
Locality of publication: LP	Autonomous province of Vojvodina
Publication year: PY	2016.
Publisher: PU	Author's reprint
Publication place: PP	Subotica, Segedinski put 9-11.
Physical description: PD	(number of chapters (6) / pages (229) / pictures (6) / graphs (24) / references (186) / annexes (0)
Scientific field SF	Economics

Scientific discipline SD	International finance and financial markets
Subject, Key words SKW	Portfolio-balance theory and flow-oriented theory, univariate and multivariate GARCH models, volatility, structural breaks
UC	
Holding data: HD	Library of Faculty of Economics Subotica and Matica Srpska
Note: N	
Abstract: AB	<p>The subject of the dissertation is a fundamental and comprehensive quantitative analysis of the dynamic two-way nexus between the stock market and the exchange rate market, in terms of the significance of this relationship, the direction and intensity of their links in the selected emerging economies. Economic theory offers two theoretical concepts that explain the link between the two markets – portfolio balance theory and flow oriented theory, but without giving primacy to only one theory which solely explains the relationship between these two variables. Research process of causal link between the two markets is carried out by the method of modeling, where the applied GARCH models adapt to analyzed time series and purpose of the research process. First, in order to answer the question what is the dynamic correlative links between the two markets, the multivariate DCC-GARCH model is used. Thereafter, the effects of a two-way spillover of shocks across markets are examined, and this is done through several types of univariate GARCH models and with multivariate BEKK-GARCH model. Given that emerging markets have become increasingly attractive to foreign investors, the dissertation contributes to the scientific literature by analyzing this problem via volatility model with the inclusion of structural breaks. Applied contribution of the dissertation is aimed at financial investors who endeavor to better understand the relationship between these two markets.</p>

Accepted on Senate on: AS	18.09.2015.
Defended: DE	
Thesis Defend Board: DB	president: member: member:

Spisak skraćenica:

ACF – Autocorrelation Function

ADF – Augmented Dickey Fuller

AIC – Akaike Information Criterion

ARCH – Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

ARDL – Autoregressive Distributed Lags

AR – Autoregressive

ARMA – Autoregressive Moving Average

ARMAX – Autoregressive Moving Average with Exogenous variables

ASEAN – Association of Southeast Asian Nations

BEKK-GARCH – **Baba, Engle, Kraft and Kroner** Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

CGARCH – Component Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

CIRP – Covered Interest Rate Parity

DCC-GARCH – Dynamic Conditional Correlation-Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

DCC-EGARCH – Dynamic Conditional Correlation-Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

DOLS – Dynamic Ordinary Least Squares

ECM – Error Correction Model

EGARCH – Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

ERM – Exchange Rate Mechanism

EWMA – Exponentially Weighted Moving Average

FIAPARCH – Fractionally Integrated Asymmetric Power Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

FTSE – Financial Time Stock Exchange

GARCH – Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

HQC – Hannan–Quinn Information Criterion

ICSS – Iterative Cumulative Sum of Squares

IDD – Independently and Identically Distributed

IGARCH – Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

IRP – Interest Rate Parity

JB – Jarque-Bera

KPSS – Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin

LB – Ljung Box

LL – Log Likelihood

MA – Moving Average

OLS – Ordinary Least Squares

PACF – Partial Autocorrelation Function

PGARCH – Power Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
PPP – Purchasing Power Parity
QML – Quasi Maximum Likelihood
SIC - Schwartz Information Criterion
SPSM – Sequential Panel Selection Method
SVAR – Structural Vector Autoregression
TECM – Threshold Error Correction Model
TGARCH – Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
UIRP – Uncovered Interest Rate Parity
VEC – Vector Error Correction
VECM – Vector Error Correction Model

Sadržaj

Uvod.....	1
Dvosmerna kauzalna veza između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa	1
Ekonometrijska provera međusobne interakcije između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa.	4
1. Politike deviznog kursa i pregled vladajućih stavova i shvatanja o odnosu između akcija i deviznog kursa	6
1.1. De jure i de facto izbor režima deviznog kursa	6
1.2. Faktori koji utiču na izbor režima i politike deviznog kursa	11
1.2.1. Fundamentalni (makro) faktori	13
1.2.1.1. Veličina inflacije.....	13
1.2.1.2. Monetarni pristup determinisanja nivoa deviznog kursa	15
1.2.1.3. Teorija pariteta kamatnih stopa.....	18
1.2.1.4. Model prebacivanja deviznog kursa	20
1.2.2. Mikro-faktori određivanja deviznog kursa	22
1.2.2.1. Teorija tokova naloga	22
1.2.2.2. Špekulativni faktori.....	24
1.3. Teorijska podloga odnosa između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa	26
1.3.1. Model na bazi toka.....	26
1.3.2. Pristup balansirano (uravnoteženog) portfolija.....	30
1.4. Pregled literature koja istražuje postojanje veze između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa.....	34
1.4.1. Pregled literature koja istražuje odnos između akcija i deviznog kursa u razvijenim zemljama.....	35
1.4.2. Pregled literature koja istražuje odnos između akcija i deviznog kursa u zemljama u usponu	37

1.4.3. Pregled literature koja istražuje efekat preliivanja između akcija i deviznog kursa u razvijenim zemljama.....	40
1.4.4. Pregled literature koja istražuje efekat preliivanja između akcija i deviznog kursa u zemljama u usponu	43
2. Teorijski i metodološki aspekt kvantifikacije volatilnosti finansijskih vremenskih serija	47
2.1. Opšta obeležja vremenskih serija.....	47
2.2. Univarijaciono modelovanje vremenskih serija.....	56
2.3. Modelovanje volatilnosti vremenskih serija	60
2.3.1. Model eksponencijalno ponderisanih pokretnih proseka (EWMA)	62
2.3.2. Model autoregresione uslovne heteroskedastičnosti (ARCH).....	63
2.3.3. Univarijacioni model generalizovane autoregresione uslovne heteroskedastičnosti (GARCH).....	65
2.3.3.1. Ekstenzija simetričnog GARCH modela – TGARCH model.....	69
2.3.3.2. Ekstenzija simetričnog GARCH modela – EGARCH model.....	70
2.3.3.3. Ekstenzija a simetričnog GARCH modela – PGARCH model	70
2.3.4. Multivarijacioni modeli generalizovane autoregresione uslovne heteroskedastičnosti (M-GARCH).....	71
2.3.4.1. Model dinamičke uslovne korelacije (DCC-GARCH)	72
2.3.4.2. Model matrice uslovnih varijansi-kovarijansi (BEKK-GARCH).....	74
3. Statističke karakteristike odabranih finansijskih tržišta i detekcija postojanja višestrukih strukturnih lomova	78
3.1. Vremenske serije indeksa i deviznih kurseva	78
3.2. Stilizovane činjenice finansijskih vremenskih serija	85
3.3. Izbor optimalnog ARMA(p,q) modela	96
3.4. Sažeti prikaz režima deviznih kurseva izabranih zemalja	98
3.5. Detekcija višestrukih strukturnih lomova posredstvom ICSS algoritma.....	106

3.6. Potencijalni uzroci i objašnjenje postojanja višestrukih strukturnih lomova.....	114
4. Utvrđivanje dinamičke korelacije između akcija i deviznog kursa korišćenjem bivarijacionog DCC-GARCH modela	120
4.1. Rezultati dinamičke korelacije između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa	122
4.1.1. Rezultati dinamičke korelacije za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope	123
4.1.2. Rezultati dinamičke korelacije za zemlje Azije.....	128
4.1.3. Rezultati dinamičke korelacije za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike.....	132
4.1.4. Rezultati dinamičke korelacije za razvijene zemlje.....	136
4.2. Statističko objašnjenje dobijenih koeficijenata dinamičke uslovne korelacije.....	140
4.2.1. Analiza statističkih karakteristika dinamičkih korelacija za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope	141
4.2.2. Analiza statističkih karakteristika dinamičkih korelacija za zemlje Azije	144
4.2.3. Analiza statističkih karakteristika dinamičkih korelacija za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike	147
4.2.4. Analiza statističkih karakteristika dinamičkih korelacija za razvijene zemlje	150
4.3. Efekat uslovnih varijansi tržišta akcija i deviznog tržišta na dinamičku korelaciju – ocenjivanje preko linearne kotrljajuće regresije	153
4.3.1. Rezultati kotrljajuće regresije u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope.....	155
4.3.2. Rezultati kotrljajuće regresije u zemljama Azije	158
4.3.3. Rezultati kotrljajuće regresije u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike	160
4.3.4. Rezultati kotrljajuće regresije u razvijenim zemljama.....	163
5. Ocenjivanje jačine preliivanja šokova između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa korišćenjem univarijacionih i multivarijacionih GARCH modela uz komparativni prikaz modela sa i bez strukturnih lomova.....	165
5.1. Ocena efekta preliivanja šokova preko univarijacionog GARCH modela	165
5.1.1. Rezultati preliivanja šokova od deviznog tržišta ka tržištu akcija ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope	169

5.1.2. Rezultati preliivanja šokova od tržištu akcija ka deviznom tržištu ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope	172
5.1.3. Rezultati preliivanja šokova od deviznog tržišta ka tržištu akcija ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Azije	175
5.1.4. Rezultati preliivanja šokova od tržištu akcija ka deviznom tržištu ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Azije	177
5.1.5. Rezultati preliivanja šokova od deviznog tržišta ka tržištu akcija ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike	179
5.1.6. Rezultati preliivanja šokova od tržišta akcija ka deviznom tržištu ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike	181
5.1.7. Rezultati preliivanja šokova od deviznog tržišta ka tržištu akcija ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u razvijenim zemljama	184
5.1.8. Rezultati preliivanja šokova od tržišta akcija ka deviznom tržištu ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u razvijenim zemljama	186
5.2. Ocena efekta preliivanja šokova preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela	188
5.2.1. Rezultati preliivanja šokova ocenjenih preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope	190
5.2.2. Rezultati preliivanja šokova ocenjenih preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela u zemljama Azije	195
5.2.3. Rezultati preliivanja šokova ocenjenih preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike	199
5.2.4. Rezultati preliivanja šokova ocenjenih preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela u razvijenim zemljama	203
6. Ekonomsko-politički diskurs dobijenih rezultata	207
6.1. Ekonomska interpretacija dobijenih rezultata dinamičke korelacije	207
6.2. Implikacije dobijenih rezultata na međunarodne investitore i na ekonomsku politiku odabranih zemalja u usponu	209
ZAKLJUČAK	213

Literatura..... 218

Uvod

Dvosmerna kauzalna veza između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa

Predmet istraživanja ovog rada je temeljna i sveobuhvatna kvantitativna analiza dvosmerne dinamičke veze između nacionalnih tržišta akcija i tržišta deviznog kursa, u smislu određivanja značajnosti tog odnosa, odnosno smera i jačine njihove međusobne veze, na primeru izabranih zemalja u usponu, koje vode režim fleksibilnog deviznog kursa. Istraživanje međuzavisnog odnosa između dva najveća finansijska tržišta u jednoj ekonomiji je bio predmet analize brojnih akademskih radnika, kreatora ekonomske politike i portfolio investitora u protekle tri decenije. Međutim, u ekonomskoj literaturi još uvek nema jedinstvenog teorijskog konsenzusa u vezi sa odnosom između ove dve ključne finansijske varijable, jer se jačina i smer njihove međusobne veze razlikuje između različitih analiziranih zemalja, između različitih vremenskih perioda, pa čak se razlikuju i iz razloga upotrebe različitih metodologija. Prema tome, koliko god da je rađeno istraživanja i analiza na ovu temu, ona nikad ne mogu biti dovoljna i konačna u smislu donošenja apsolutnog i jedinstvenog zaključka, što otvara prostora da ovaj rad pruži svoj doprinos ovoj problematici.

Generalno, postoje dva gledišta koja daju predlog objašnjenja međusobnog odnosa između tržišta akcija i tržišta devinog kursa. To su Model na bazi toka i Pristup balansiranoj portfoliji. Model na bazi toka sugerise da bi apresijacija (depresijacija) nacionalne valute uticala na smanjenje (povećanje) internacionalne kompetitivnosti domaćih proizvoda, što bi posledično uticalo na tekući bilans zemlje, budući novčani tok kompanija i pad (rast) vrednosti njihovih akcija. Ovaj pogled zagovara pozitivnu korelaciju između kretanja cena akcija i vrednosti deviznog kursa. Sa druge strane, Pristup balansiranoj portfoliji pronalazi vezu između ovih tržišta preko kapitalno-finansijskog dela platnog bilansa, odnosno preko priliva (odliva) kapitala. Prema ovoj teoriji, apresijacija (depresijacija) nacionalne valute će izazvati veću (manju) potražnju za akcijama i time uticati na njihov rast (pad). Ovaj pogled zagovara negativan korelativni odnos između ova dva tržišta.

Uzimajući u obzir činjenicu da su ekonomije u usponu postale sve otvorenije i interesantnije za međunarodne investitore, u smislu mogućnosti ostvarivanja relativno visokog prinosa na ulaganja i bolje diverzifikacije svetskog portfolija, preplitanje tržišta akcija i tržišta

deviznog kursa je postalo neizbežno. Iz tog razloga, razumevanje dinamičkog odnosa između akcija i deviznog kursa ne samo da je od izuzetnog značaja za internacionalne portfolio investitore i tržišne analitičare, nego i za same zemlje u usponu, jer šokovi koji se dese na jednom tržištu mogu vrlo lako da se preliju na drugo tržište, i obrnuto. Posmatrano sa aspekta internacionalnih investitora, suština njihovog ulaska na neko tržište je ostvarenje što veće stope prinosa uz što niži rizik ulaganja. Ukoliko se ostvareni prinos posmatra u terminima neke svetske valute (USD, evra ili jena) onda bi, uzimajući u obzir da se apresijacija valute numerički iskazuje kao negativan prinos, negativna korelacija između dva tržišta podrazumevala rast ukupnog prinosa, koji bi bio posledica jačanja valute. Sa druge strane, pozitivna korelacija bi značila međusobno poništavanje ostvarenog prinosa, koji nastaje zbog pada vrednosti nacionalne valute. Prema tome, razumevanje smeru i jačine veze između dva tržišta je od imperativnog značaja za međunarodne investitore, u smislu kako i na koji način postaviti svoje pozicije na tržištu akcija, ukoliko uzmu u obzir potencijalne rizike koji dolaze sa deviznog tržišta.

Sa druge strane, za državu i njenu ekonomsku politiku je od izuzetne važnosti postizanje i održavanje ekonomske stabilnosti. Uzimajući u obzir dobro poznatu činjenicu da je devizni kurs jedna od ključnih varijabli u jednom ekonomskom sistemu, zato što se nestabilnost na ovom tržištu vrlo lako i vrlo brzo reperkutuje na ostale delove ekonomije, posebno na inflaciju i izvoz (uvoz), pa je stoga cilj svake odgovorne ekonomske politike da razume u kom stepenu se šokovi koji se dese na tržištu akcija prelivaju na devizno tržište. Takođe, interes zemalja u usponu je da što bolje razumeju dinamičku vezu između ovih tržišta, jer sa jedne strane ove zemlje teže ka boljem razvoju tržišta akcija, kao načinu za jaču mobilizaciju privatne štednje i podsticanje privatnih investicija, a sa druge strane teže ka politici veće nezavisnosti deviznog tržišta od intervencija monetarnih vlasti.

Uz pretpostavku da međusoban odnos između dva tržišta postoji (nije bitno da li je u skladu sa Modelom toka ili Modelom balansiranog portfolija), sledeći korak je oceniti koliko je jak efekat prelivanja šokova između tržišta, odnosno da li je efekat prelivanja sa deviznog tržišta na tržište akcija jače ili je možda situacija obrnuta. Metodološki posmatrano, u radu se ocenjuje nekoliko efekata prelivanja naglih i neočekivanih promena (šokova) između tržišta akcija i deviznog kursa. Prvo se ocenjuje kako šokovi u stopama prinosa nastali na jednom tržištu utiču na uslovnu varijansu drugog tržišta, a zatim se ocenjuje kako nagle i neočekivane promene u stopama prinosa i varijansi, koje se prelivaju sa jednog tržišta na drugu utiču na uslovnu

varijansu prvog tržišta. Svi efekti preliivanja šokova se posmatraju preko paralelnih modela koji u sebi prepoznaju ili ne prepoznaju efekat prisustva višestrukih strukturnih lomova u zavisnoj varijabli.

Sagledavajući ono što je do sada rečeno, ovaj rad teži da se približi davanju odgovora na sledeće predmete istraživanja:

1. Određivanje međusobne korelativne veze između nacionalnih tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u kratkom roku u odabranim zemljama u usponu, odnosno odgovaranje na pitanje da li je u posmatranom periodu veza između posmatranih tržišta u skladu sa Modelom toka ili Modelom balansiranog portfolija, i zašto.
2. Uz pretpostavku da međuzavisnost ovih tržišta postoji, sledeći korak je ocenjivanje jačine efekta dvosmernog preliivanja šokova, odnosno preliivanje od smera deviznog tržišta ka tržištu akcija, i od smera tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa, u odabranim zemljama u usponu.
3. Poboljšanje i ekstenzija bazične metodologije istraživanja preko ubacivanja efekta višestrukih strukturnih lomova u modele, jer su strukturni lomovi dobro poznata karakteristika visoko frekventnih i relativno dugih vremenskih serija, kao i međusobno poređenje rezultata i performansi modela sa i bez uključivanja ovog efekta.

Imajući pomenuto u vidu, osnovna i pomoćne hipoteze mogu biti definisane na sledeći način:

Osnovna hipoteza:

- Kauzalna interakcija između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u kratkom roku u zemljama u usponu je skladu sa pretpostavkama teorije balansiranog portfolija.

Pomoćne hipoteze:

- Efekat dvosmernog preliivanja šokova između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa postoji i on je statistički značajan.

- Efekat preliivanja šokova je izraženiji od tržišta deviznog kursa ka tržištu akcija, nego obrnuto.
- Višestruki strukturni lomovi na tržištu akcija i tržištu deviznog kursa su prisutni i njihovo uključivanje u ekonometrijske modele poboljšava performanse istih.

Ekonometrijska provera međusobne interakcije između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa

Odgovori na prethodno postavljene zadatke istraživačkog procesa se traže u analizi petnaest zemalja u usponu, koja vode politiku fleksibilnog deviznog kursa (Srbija, Češka, Poljska, Mađarska, Rusija, Izrael, Turska, Indija, Tajland, Južna Koreja, Indonezija, Malezija, Singapur, Meksiko i Brazil) i tri razvijene zemlje (SAD, Japan i Velika Britanija), čiji rezultati će biti korišćeni u komparativne svrhe i pravljenje paralele između razvijenih zemalja i zemalja u usponu. Uzimajući u obzir da se istraživanje sprovodi na dnevno-frekventnim finansijskim serijama kompozitnih berzanskih indeksa i serijama nacionalnih valuta u periodu od 15 godina, metodologija koja se primenjuje mora da bude odgovarajuća stilizovanim statističkim osobinama finansijskih vremenskih serija, a to je npr. prisustvo asimetričnog efekta, prisustvo debelih repova, prisustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti, itd. U radu se koristi metod modeliranja, kao postupak generisanja ekonometrijskih modela koji mogu ispitati osobine empirijske pojave eksperimentalno, odnosno simulacijom. S obzirom na osobine empirijskih vremenskih serija, u radu se koriste modeli koji ih najbolje prepoznaju, a oni spadaju u grupu modela tzv. generalizovane autoregresivne uslovne heteroskedastičnosti (generalized autoregressive heteroscedasticity-GARCH).

Konkretno, u radu se koristi nekoliko vrsta i tipova GARCH modela izabranih posebno prema zadatku i cilju istraživanja. Prilikom utvrđivanja koji teorijski model bolje objašnjava međusobnu vezu između dva tržišta (Model toka ili Model balansiranog portfolija) koristi se bivarijacioni DCC-GARCH model, koji je sposoban da generiše seriju dinamičkih korelativnih koeficijenata, na bazi čijih vrednosti će biti jasno kom teorijskom modelu i u kojoj zemlji više odgovara određeni empirijski odnos između dva tržišta. Zatim, u delu rada u kome se ocenjuje preliivanje šokova nastalih na jednom tržištu, a koji imaju uticaja na uslovnu varijansu drugog tržišta, koristi se nekoliko tipova univarijacionih GARCH modela (simetrični GARCH,

asimetrični EGARCH, asimetrični TGARCH i asimetrični PGARCH). Na kraju se ispituje kako nagle i neočekivane promene u stopama prinosa i varijansi, koje se prelivaju sa jednog tržišta na drugo utiču na promene uslovne varijanse prvog tržišta. Ovaj efekat se ocenjuje upotrebom bivarijacionog BEKK-GARCH modela, koji preko matrica varijansi i kovarijansi omogućuje dobijanje ovih rezultata. Kao dopunska metodologija se koristi linearna kotrljajuća regresija.

Izložena razmatranja predmeta i teme istraživanja su kompleksna i višedimenzionalna, pa ciljevi istraživanja na komplementaran način mogu da se postave sledećim redom:

- 1) Ekonometrijski proveriti kakva je međusobna interakcija između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u posmatranim zemljama u usponu.
- 2) Proveriti da li u posmatranim zemljama u usponu postoji uticaj, odnosno efekat prelivanja šokova sa deviznog tržišta na tržište akcija, i obrnuto, i ako postoji izmeriti ga.
- 3) Komparativno sagledati modele koji su specifikovani sa i bez efekta višestrukih strukturnih lomova i utvrditi adekvatnost obe grupe modela, kao i njihove performanse.

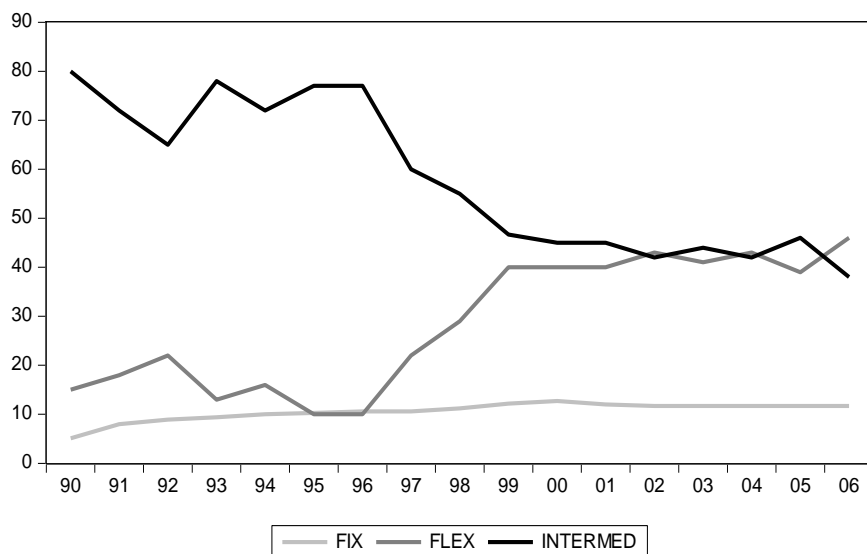
1. Politike deviznog kursa i pregled vladajućih stavova i shvatanja o odnosu između akcija i deviznog kursa

1.1. De jure i de facto izbor režima deviznog kursa

Izbor režima deviznog kursa je jedno od najvažnijih pitanja za svaku zemlju. Kako ističe Esaka (2010), ova tema je dobila na značaju u teoriji međunarodnih finansija posle napuštanja Breton Vudskog (Bretton Wood) sistema, a posebno nakon valutnih kriza koje su se desile 90-ih godina prošlog veka; 1992-1993 kriza Evropskog monetarnog sistema (EMS), 1994-1995 Meksička kriza i 1997-1998 Azijska kriza. Mnogi istraživači, poput Darate i Benkate (Darrat i Benkato, 2003), Čodrija (Choudhry, 2004), Kuderta i drugih (Coudert i drugi, 2011), Kvadro-Saeza (Cuadro-Sáez i drugi, 2008), Numelina i Vajekoskog (Nummelin i Vaihekoski, 2002), Hanuseka i drugih (Hanousek i drugi, 2009), Hanuseka i Kočende (Hanousek i Kočenda, 2011), Hardovelisa i drugih (Hardouvelis i drugi, 2006) su potvrdili da se liberalizacija finansijskih tržišta i kretanje kapitala uvećalo u proteklih 30 godina, što je izazvalo lako prenošenje finansijskih šokova između različitih nacionalnih i internacionalnih tržišta. U svetu sve veće integracije tržišta kapitala, kao i sve veće mobilnosti investicionog, portfolio i špekulativnog kapitala, podela se debata o tome koji oblik režima deviznog kursa je najviše otporan na krize i samim tim je održiv u dugom roku. Ovo pitanje je od posebnog interesa za zemlje u razvoju jer, kako navodi Goldstajn (Goldstein, 2002), one zemlje koje su se suočile sa valutnim krizama su osetile u relativno kratkom roku pad bruto proizvoda u proseku za 8%. Takođe, posledice preliivanja šokova sa deviznih tržišta su se osetile i u padu zaposlenosti, smanjenju priliva kapitala, rastu inflacije i rastu javnog duga denominiranog u stranoj valuti. Uprkos brojnim radovima u proteklih 40 godina, teorijski konsenzus u vezi sa najboljim režimom deviznog kursa nije postignut.

Neke studije, kao npr. Obsfeld i Rogof (Obstfeld i Rogoff, 1995), Samers (Summers, 2000), Fišer (Fischer, 2001) su bile na stanovištu bipolarnog pogleda, tvrdeći da su samo dva ekstremna režima deviznog kursa održiva – tvrdo fiksirani devizni kurs u smislu dolarizacije, valutnog odbora ili monetarne unije, i slobodno plivajući režim. Ovakvo gledište je bilo aktuelno krajem 90-ih godina prošlog veka, a javilo se kao direktna posledica velikih valutnih kriza u zemljama u razvoju, počev od Meksika (1994) godine, Azijske krize (1997), Rusije i Brazila

(1998) i Argentine i Turske (2000). Po ovom stanovištu, krize bi bile izbegnute da su se zemlje opredelile za jedno od dva ugaona rešenja (corner solutions). Ovakav stav ima utemeljenje u dobro poznatom teorijskom konceptu o nemogućem trojstvu, odnosno nemogućnosti simultanog postizanja monetarne nezavisnosti, stabilnog deviznog kursa i pune finansijske integracije. Ukoliko zemlja ne nameće eksplicitnu kapitalnu kontrolu, onda se ova trilema svodi na izbor između dva cilja: monetarna nezavisnost (fleksibilni devizni kurs) ili stabilnost deviznog kursa (fiksiran devizni kurs). Međutim, pomenute zemlje u razvoju u kojima su izbile valutne krize nisu bile na pozicijama potpuno slobodnog plivajućeg kursa ili tvrdo fiksnog kursa, nego su imale neki oblik intermedijalnog¹ režima. Prema tvrdnji Josifidisa i drugih (2009; b), to je razlog zašto su ove zemlje bile izložene deviznim krizama. Istraživanje koje je sproveo MMF (2006) obuhvatajući period 1990-2006 je pokazalo da je u drugoj polovini 90-ih među zemljama u razvoju došlo do napuštanja *de jure* internemedijalnih režima i okretanje u najvećoj meri ka slobodno plivajućem režimu. Slika 1.1 prikazuje evoluciju režima deviznih kurseva u zemljama u razvoju, gde se vidi da je procenat zemalja sa intermedijalnim režimima od sredine 90-ih opao od 80% na 37%, dok je sa fleksibilnim režimom porastao sa 15% na 50%, a sa tvrdo fiksnim režimima porastao sa 5% na 13%.



Grafikon 1.1 Evolucija režima deviznih kurseva u zemljama u razvoju

Izvor: MMF (2006)

¹Intermedijalni režimi uključuju: konvencionalni fiksni devizni kurs, puzajući devizni kurs, pokretni koridor,

Sa druge strane, Vilijamson (Williamson, 2000), Poirson (Poirson, 2001) i Frenkel (Frankel, 2003) su ponudili argumente u korist intermedijalnih režima (puzajući devizni kurs, pokretni koridor, rukovođeno fluktuirajući kurs) koji bi trebali da iskombinuju prednost tvrdo fiksnih i plivajućih režima. Naime, kako navodi Vilijamson (Williamson, 2000), intermedijalni režimi koji imaju koridor od $\pm 10\%$ do $\pm 15\%$ bi trebali da ispune sledeća očekivanja:

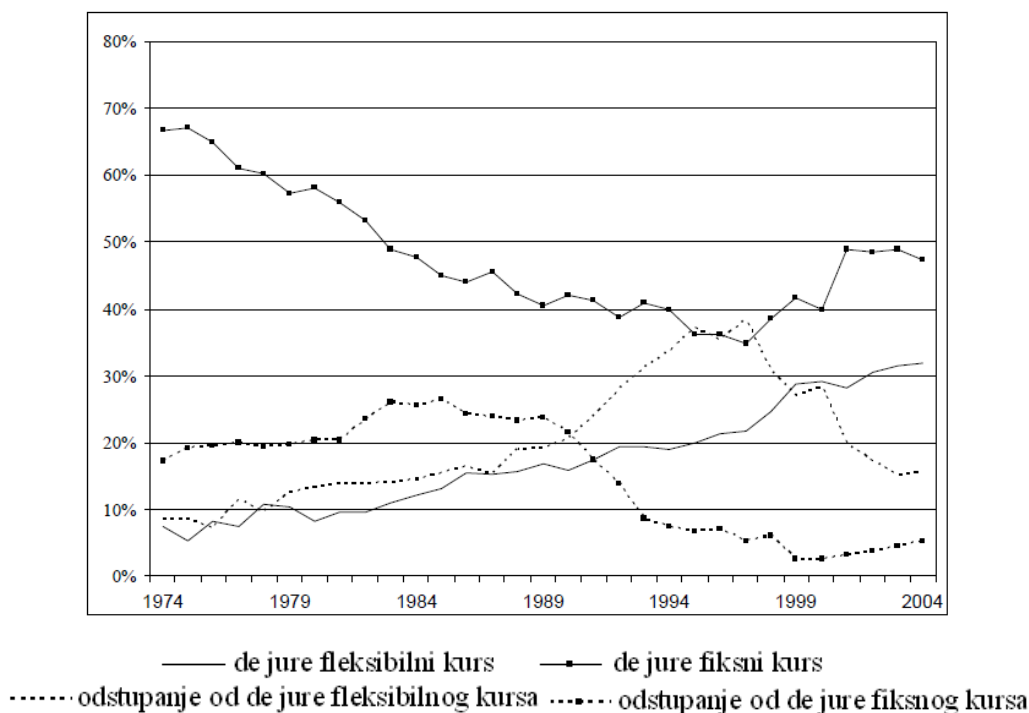
1. Ovi režimi daju mogućnost monetarnim vlastima da ne brane neodbranljiv paritet. On ističe da je nemoguće odrediti sa velikom preciznošću ravnotežni kurs, što je karakteristika uspostavljanja uskog koridora, odnosno klasičnog fiksnog kursa. Na ovaj način, centralnoj banci je omogućeno da ne brani po svaku cenu predodređeni centralni paritet, za koji se može kasnije ispostaviti da nije ravnotežni.
2. Sa ovim režimima postoji mogućnost prilagođavanja u skladu sa fundamentima, bez izazivanja špekulativnih očekivanja da do nagle promene kursa može doći.
3. Intermedijalni režimi pružaju više prostora monetarnim vlastima da u cilju anticikličnih poteza upotrebe druge instrumente, poput kamatne stope.
4. Takođe, ovi režimi mogu da veoma efikasno amortizuju snažan i kratkoročan priliv stranog kapitala. Ako je paritet kredibilan, kratkoročno iskakanje će se vrlo brzo vratiti na prethodni nivo, bez potrebe intervencija monetarnih vlasti i bez negativnih očekivanja investitora koji imaju svoja ulaganja na tom tržištu.

Pored toga, kako ističu Josifidis i drugi (2009; b), uzimajući u obzir stepen otvorenosti zemalja u razvoju, njihovu povezanost sa međunarodnim tržištima kapitala, kao i oslanjanje na pristup inflacionog targetiranja, ove zemlje bi trebalo da usvoje neki od intermedijalnih deviznih režima. Ovi autori ističu da, iako su ovi režimi krhki, dva ekstremna rešenja su suviše restriktivna da bi bila održiva u dugom roku za mnoge zemlje u razvoju. Zbog nerazvijenih institucija, meki intermedijalni režim bi mogao igrati ulogu stabilizatora inflacije u sistemu targetiranja inflacije.

Međutim, pozicioniranje zemalja u usponu u smislu izbora određenog režima deviznog kursa usložnjava prisutna razlika između zvanično proklamovanog režima (*de jure*) i onog koji se zaista implementira (*de facto*). Nekoliko istaknutih studija, među kojima, Kalvo i Rajnhard (Calvo i Reinhardt, 2000), Levi-Setati i (Levy-Yeyati i Sturzenegger, 2002), Poirson (Poirson, 2001), fon Hagen i Đó (von Hagen i Zhou, 2002), je dokazalo postojanje jasne razlike između *de facto* i *de jure* deviznih režima. U često citiranom tekstu, Rajnhard i Rogoff (Reinhardt i Rogoff,

2004) navode da čak 45% *de jure* fiksnih režima ima karakteristike upravljanih ili slobodno fluktuirajućih, dok je 53% režima koji su zvanično kategorisani kao upravljano fluktuirajući, *de facto* su u grupi puzajućih kurseva ili uskog koridora. Kako ističu Kalvo i Rajnhard (Calvo i Reinhardt, 2000), razlika između *de jure* i *de facto* režima je potvrdila postojanje tzv. „straha od fluktuiranja“ i „straha od vezivanja“ „Strah od fluktuiranja“ opisuje situaciju gde je režim kursa *de jure* više fleksibilan nego *de facto*, pošto monetarne vlasti teže da ostvare nezvanično zacrtani nivo ili usku zonu u kojoj bi se kurs nalazio, a to postižu čestim intervencijama na deviznom tržištu. Suprotno, Alesina i Vagner (Alesina i Wagner, 2006) navode da se „strah od vezivanja“ javlja kada je devizni režim *de jure* fiksni, ali se on često prilagođava zbog postojanja pritisaka za većim nivoom fleksibilnosti. Ovaj problem se najčešće javlja kod onih zemalja koje nemaju razvijene institucije, odnosno kredibilnu ekonomsku politiku, pa ne mogu da održe makroekonomsku stabilnost, što je preduslov za održanje fiksnog pariteta.

Zbog postojanja evidentne razlike između zvaničnog režima i režima koji se primenjuje, mnogi autori poput Rajnharda i Rogofa (Reinhardt i Rogoff, 2004), Hausmana i drugih (Hausmann i drugi, 2001), Levi-Setati i Šturzenegger (Levy-Yeyati i Sturzenegger, 2005), Ejzenman i Sun (Aizenman i Sun, 2012), Levi-Setati i drugih (Levy-Yeyati i drugi, 2013), su pokušali da evidentiraju motive koji su naveli kreatore ekonomske politike da *de facto* primenjeni režim odstupa od *de jure* proklamovanog. Nalazi su ukazivali na to da su razlozi najčešće efekat preliivanja šokova od deviznog kursa ka drugim realnim varijablama, faktor rizika gubitaka u platnom bilansu, postojanja opasnosti od potencijalnih napada špekulanata, sprečavanje mogućnosti značajnije apresijacije kursa i drugo. Takođe, istraživanja su pokušala da utvrde određene indikatore preko kojih bi se moglo sa relativnom sigurnošću tvrditi da *de facto* režim nije u skladu sa *de jure* obavezom. Na primer, Hausman i drugi (Hausmann i drugi, 2001), tvrde da zemlje sa *de jure* fleksibilnim režimom pokazuju značajne razlike kada je u pitanju varijabilnost deviznih rezervi i kamatne stope. Naime, prema njima, veća varijabilnost deviznih rezervi i kamatne stope je jasan signal intervencija na deviznom tržištu i prilagođavanja u ekonomiji da bi se nivo deviznog kursa održao na unapred definisanoj putanji. Njihov zaključak ukazuje na to da je kod razvijenih zemalja manja fluktuacija u deviznim rezervama i kamatnoj stopi od fluktuacije deviznog kursa. Sa druge strane, zemlje u razvoju ispoljavaju tzv. strah od fluktuiranja i kod njih je značajno veća fluktuacija u deviznim rezervama i kamatnoj stopi od fluktuacije deviznog kursa.



Grafikon 1.2 Globalna klasifikacija *de facto* i *de jure* režima deviznih kurseva (1974-2004)

Izvor: Reinhart i Rogoff (2004)

Do sličnog zaključka su došli i Kalvo i Rajnhard (Calvo i Reinhart, 2002). Oni su u svojoj studiji su ukazali na to da visoka varijabilnost deviznih rezervi, kamatne stope, monetarnih agregata i inflacije, što je praćeno sa relativno niskom varijabilnošću deviznog kursa ukazuje na „strah od fluktuiranja“. Oni ističu da do ovoga dolazi zbog gubitka monetarnog kredibiliteta, kao i činjenice da neočekivani šokovi u formi depresijacije ili devalvacije imaju recesione efekte u ekonomijama zemalja u usponu. Svi ovi nalazi jasno ukazuju na nedostatak kredibiliteta i konzistentnosti kod izbora režima deviznog kursa, što stvara probleme tržišnim participantima, odnosno investitorima i portfolio menadžerima, da kreiraju svoje buduće strategije ulaganja. Ovu tvrdnju su podržali nalazi istraživača Levi-Setati i Šturzenegger (Levy-Yeyati i Sturzenegger, 2003) koji navode da se procenat *de facto* fiksnih režima koji su *de jure* fleksibilni ili intermedijalni povećao sa 15% u ranim 80-im na 40% tokom 90-ih. Takođe, Rajnhard i Rogof (Reinhardt i Rogoff, 2004) su svojim rezultatima ukazali na to da se do 1995. broj *de facto* slobodno fluktuirajućih režima povećao na sedam, što je mnogo manje od broja 42 koliko je zemalja zvanično proklamovano da vode *de jure* slobodnu fluktuaciju kursa. Oni tvrde

da više od polovine zvanično deklariranih fluktuirajućih kurseva i četvrtina fiksno proklamovanih kurseva ima problema sa realnim stanjem stvari, što se može videti na slici 1.2.

1.2. Faktori koji utiču na izbor režima i politike deviznog kursa

Ključni cilj teoretskih modela determinacije deviznog kursa je jasnije razumevanje kompleksnih ekonomskih mehanizama koji utiču na njihovo kretanje. Od pada Breton Vudskog sistema 1973. i uvođenja fleksibilnih kurseva postoji sve veća potreba za što boljim razumevanjem determinanti deviznog kursa. Činjenica je da je od tada došlo do rapidne integracije liberalizacije tržišta kapitala, kako sugerišu brojni naučni radovi, kao npr. Karieri (Carrieri, 2001), Egert i Kočenda (Égert i Kočenda, 2007), Salem i Vajekovski (Saleem i Vaihekoski, 2008), Bekart i Harvi (Bekaert i Harvey, 2000), Antel i Vajekovski (Antell i Vaihekoski, 2007), Taj (Tai, 2007), Fedorova i Vajekovski (Fedorova i Vaihekoski, 2009), Henri (Henry, 2000; a), Adler (2003), što je posledično dovelo do enormnog uvećanja međunarodnih finansijskih tokova. Imajući ovo na umu, težište teoretičara je bilo pomereno ka modelima koji posmatraju promene deviznog kursa u dugom roku, kao direktne posledice uspostavljanja simultane unutrašnje i spoljne ravnoteže, tj. ravnoteže između robnog i finansijskog tržišta. Pored razvoja teorijskih modela, koji su prvi pokušali da objasne kretanje kursa preko fundamentalnih ili makro faktora, relativno skoro je došlo do razvoja tzv. mikro pristupa determinacije devinog kursa, koji su svoj pristup bazirali na kratkom roku. Međutim, teorijski konsenzus i jedinstven odgovor nije postignut u smislu da li fundamentalni ili mikro faktori imaju prevlast u određivanju dinamike deviznih kurseva. Nalazi akademskih radnika i istraživača su različiti i izmešani, ali su svi utemeljeni i imaju svoje argumentovano objašnjenje. Razloge možemo pronaći u sledećim činjenicama: različite zemlje su istraživane, od kojih je svaka za sebe specifičan ekonomski sistem, različiti periodi su posmatrani, od kojih svaki nosi svoje specifične karakteristike sa elementima veće ili manje turbulentnosti, i na kraju, za istraživanja su korišćene različite metodologije i podaci različite frekventnosti.

Brojne studije su dale svoj doprinos istražujući determinante deviznog kursa u dugom roku. Na primer, Cen (Tsen, 2011) je istraživao Japan, Južnu Koreju i Hong Kong u relativno dugom periodu od nekoliko decenija i došao do zaključka da na realni devizni kurs utiču odnosi trgovinske razmene, cena nafte, razlike u produktivnosti i razlike u deviznim rezervama. Studija

Andersena i drugih (Andersen i drugi, 2007) je pronašla dokaz da tržište akcija i deviznog kursa podjednako jačinom reaguju na makroekonomske vesti u SAD, Nemačkoj i Velikoj Britaniji. Rapač i Vohar (Rapach i Wohar, 2002) su pronašli podršku za monetarni model u dugom roku, testirajući 14 razvijenih zemalja. Korišćenjem modela vektorske korekcije greške (Vector Error Correction-VEC), oni su posmatrali proces prilagođavanja deviznog kursa dugoročnom ekvilibrijumu. Loriga i drugi (Loriga i drugi, 2010) su u svojoj studiji pružili validnost dugoročnoj i kratkoročnoj verziji monetarnog pristupa određivanja deviznog kursa. Ispitivajući meksički pesos i upotrebljavajući kointegrirani SVAR model, oni su dokazali da postoji čvrsta kratkoročna i dugoročna veza između meksičkih monetarnih agregata i deviznog kursa. Studija Živkova i drugih (u štampi; a) je ispitivala sedam istočnoevropskih zemalja pokušavajući da utvrdi da li na kretanje tih kurseva predominantan uticaj imaju fundamentalni faktori ili kratkoročni, špekulativno orijentisani faktori. Koristeći nelinearni model CGARCH, pri tome dodavajući u modele i elemente strukturnog loma, ovi autori su pokazali da makro ili fundamentalni faktori igraju ključnu ulogu u većini ispitivanih zemalja. Mogućnost delovanja kratkoročnih faktora na devizni kurs je pronađen samo kod Srbije, a objašnjenje za ovakve rezultate verovatno leži u činjenici da je krajem 2006. godine Narodna banka Srbije uvela 2W-REPO instrument u koje su poslovne banke ulagale i na taj način doprinosile kratkoročnoj apresijaciji dinara.

Sa druge strane, postoje istraživanja koja stoje na stanovištu da kratkoročni faktori imaju vrlo bitnu ulogu u određivanju kursa, pa čak i presudnu. Na primer, rad Evansa i Lajonsa (Evans i Lyons, 2003) je ukazivao na to da mikro struktura ili kratkoročni faktori mogu da objasne čak do 60% kretanja kursa, dok fundamentalni faktori objašnjavaju 20% kretanja kursa. Pored toga, Li i Čeng (Lee i Chang, 2007) su izrazili sumnju u mogućnost fundamentalnih faktora da utiču na kretanje kursa u režimu fluktuirajućeg kursa, kada se uzme u obzir da *de facto* skoro svaka centralna banka u zemljama u usponu sprovodi određenu intervencionističku politiku na deviznom tržištu. Konkretno, njihov zaključak je da stohastičke intervencije centralne banke menjaju očekivanja javnosti u vezi sa budućim kretanjem kursa i tako utiču da efekti fundamentalnih sila na devizni kurs zavise od verovatnoće budućih intervencija centralne banke. Kerato i drugi (Cerrato i drugi, 2011) su uspeli da pokažu da tok naloga sadrži privatne informacije koje pomažu u objašnjavanju kretanja deviznog kursa. Oni su pronašli dokaz da su profesionalni trgovci i investicioni fondovi koji ulažu u valute mnogo više informisani od

privatnih klijenata i korporacija, i da stoga imaju značajan uticaj na kretanje kursa. Takođe, rad Rime i drugih (2010) pokušava da premosti jaz između mikro i makro pristupa determinaciji kursa ispitujući vezu između kretanja deviznog kursa, toka naloga i očekivanja baziranih na fundamentalnim faktorima. Koristeći visoko frekventne podatke, oni su utvrdili da je tok naloga vrlo blisko povezan sa očekivanim kretanjem širokog spektra makro-ekonomskih varijabli, a isto tako, tok naloga je veoma moćan prediktor dnevnog kretanja deviznog kursa.

U nastavku prvog poglavlja će biti prikazani osnovni teorijski pravci koji pokušavaju da objasne sa makro, odnosno mikro aspekta kretanje deviznog kursa.

1.2.1. Fundamentalni (makro) faktori

1.2.1.1. Veličina inflacije

Efekat povećanja cena izražen preko teorije pariteta kupovnih snaga (Purchasing Power Parity-PPP) je najstarija teorija formiranja deviznih kurseva. Suština ovog pristupa je u zakonu jedne cene, koji polazi od pretpostavke pune slobode u spoljnoj trgovini, pa bi prema tome ista roba trebalo da ima istu cenu na svim tržištima. Prema tzv. Apsolutnoj teoriji kupovne moći, devizni kurs bi trebao da bude jednak odnosu između domaćih i inostranih cena:

$$E = \frac{P}{P^*} \quad (1.1)$$

gde je E devizni kurs, a P i P* domaće i inostrane cene, respektivno. U slučaju da se ravnoteža naruši, npr. domaća cena istog proizvoda poraste u odnosu na inostranu cenu, onda se nova ravnoteža može uspostaviti na dva načina, robnom arbitražom (realno) ili promenom nivoa deviznog kursa (nominalno). Robna arbitraža znači da bi se povećala tražnja za proizvodima one zemlje u kojoj su proizvodi relativno jeftiniji (u ovom slučaju iz inostranstva), a smanjila za proizvodima one zemlje u kojoj su proizvodi skuplji (u ovom slučaju to su domaći proizvodi). U inostranoj zemlji bi usled povećane tražnje došlo do rasta cena, a u domaćoj bi usled smanjene tražnje došlo do pada cena. Ravnoteža bi se ponovo uspostavila, posle određenog, dužeg vremena, kada se cene izjednače. Sa druge strane, ravnoteža može da se uspostavi mnogo brže, i to preko korekcije deviznog kursa. Niže cene inostranih proizvoda podstiču veću tražnju za njima, odnosno veću tražnju za inostranom valutom koja je potrebna da bi se inostrani proizvodi

kupili, što izaziva depresijaciju domaće valute. Veća vrednost inostrane valute je ekvivalentno rastu inostranih cena, što preko tzv. nominalnog prilagođavanja dovodi do izjednačavanja domaćih i inostranih cena.

Iako se čini kao vrlo elegantan mehanizam određivanja ravnotežnog deviznog kursa, apsolutna teorija pariteta kupovnih snaga ima ozbiljne nedostatke. Naime, ova teorija uzima u obzir opšti nivo cena, zanemarujući pri tome činjenicu da nisu svi proizvodi predmet međunarodne razmene, odnosno postoje i tzv. nerazmenljiva dobra (poput cementa ili cigli čiji su transportni troškovi suviše visoki da bi se međunarodna razmena isplatila). Takođe, najveći broj usluga ne ulazi u međunarodnu ramenu. Drugo, ova teorija se u velikoj meri oslanja na transakcije iz tekućeg dela platnog bilansa, zanemarujući transakcije iz finansijskog dela, odnosno tokove kapitala. Ovo je vrlo bitan faktor, jer uz uslov *ceteris paribus*, u zemlji koja ima veći priliva kapitala od odliva devizni kurs bi imao tendenciju apresijacije, i obrnuto. Takođe, ova teorija ima problema sa tzv. Balaša-Samjuelsonovim efektom, odnosno odnos cena nerazmenljivih i razmenljivih dobara je viši u razvijenim zemljama nego u zemljama u razvoju, jer je produktivnost u sektoru razmenljivih dobara u razvijenim zemljama viša (samim tim cene razmenljivih dobara su niže), dok su najčešće cene nerazmenljivih dobara u zemljama u razvoju niže zbog niže cene rada. Svi prethodno navedeni faktori mogu dovesti do značajnog odstupanja apsolutnog pariteta kupovne snage od zvaničnog deviznog kursa.

Pomenute nedostatke teorije apsolutnog pariteta donekle uspeva da ublaži teorija relativnog pariteta kupovne snage. Ova varijanta teorije pariteta kupovnih snaga ukazuje da promene odnosa kupovnih snaga određuju promenu deviznog kursa, što bi izgledalo ovako:

$$\frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} - \frac{P_t^* - P_{t-1}^*}{P_{t-1}^*} \quad (1.2)$$

Drugim rečima, procentualna promena deviznog kursa bi trebala da bude jednaka razlici procentualnih promena cena dveju zemalja.

U nastavku će biti prikazani neki empirijski nalazi o validnosti pariteta kupovne moći. Koakli i drugi (Coakley i drugi, 2005) su ispitivali 19 razvijenih i 26 zemalja u razvoju u periodu od tri decenije i utvrdili da se inflacione razlike oslikavaju jedan prema jedan u depresijaciji deviznog kursa. Zaključak je da je relativni paritet kupovne moći u analiziranim zemljama

održiv, ali da i drugi neopservabilni faktori imaju svoju ulogu u kretanju realnog deviznog kursa. U studiji Robertsona i drugih (Robertson i drugi, 2014), ispitivan je dugoročan odnos između meksičkih i američkih cena individualnih dobara, pokušavajući da otkriju kako relativni paritet kupovnih snaga važi kada su u pitanju razmenljiva i nerazmenljiva dobra. Njihovi nalazi snažno podržavaju relativni PPP među dobrima kojima se aktivno trguje između Meksika i SAD, ali odbacuju ovu teoriju u slučaju nerazmenljivih dobara. Takođe su utvrdili da nerazmenljiva dobra u Meksiku jače reaguju na šokove od nerazmenljivih dobara u SAD.

U radu Divina i drugih (Divino i drugi, 2009), ispitivana je hipoteza u vezi sa održivosti pariteta kupovne moći u dugom roku u zemljama Latinske Amerike. Uzimajući u obzir da ove zemlje dele slične karakteristike, poput visoke inflacije, nominalnih šokova i otvorenih trgovinskih odnosa, pretpostavili su da će ove karakteristike dovesti do održivosti PPP. Koristeći panel podatke, utvrdili su da je panel realni devizni kurs stacionaran, što obezbeđuje ubedljiv dokaz da je PPP teorija održiva u Latinskoj Americi u periodu posle 80-ih. Hi i drugi (He i drugi, 2013) su u svojoj studiji istraživali osam istočnoevropskih zemalja koristeći metodu sekvencijalne selekcije panela (SPSM) i došli do zaključka da se paritet kupovne moći potvrdio u pet zemalja, a u Mađarskoj, Češkoj i Rusiji nije. Bahmani i drugi (2008) su ispitivali održivost pariteta kupovnih snaga na uzorku od 88 zemalja u usponu. Oni su pretpostavili da relativno visoki transportni troškovi i tarifne barijere izazivaju nelinearno ponašanje deviznog kursa, i samim tim nelinearno prilagođavanje deviznog kursa ka PPP. Istraživanje koje su sproveli Čeung i Laj (Cheung i Lai, 2000) je rađeno na uzorku od 97 zemalja, čiji realni devizni kurs je posmatran u odnosu na američki dolar. Rezultati su ukazivali na postojanje značajne heterogenosti u ponašanju realnog deviznog kursa, u smislu različite dinamike i istrajnosti u odnosu na PPP. Nalazi su ukazivali da je više verovatno da udaljavanje od PPP bude detektovano u zemljama u usponu nego u razvijenim zemljama.

1.2.1.2. Monetarni pristup determinisanja nivoa deviznog kursa

Monetarna teorija determinisanja deviznog kursa ima stanovište da je nivo deviznog kursa u dugom roku određen odnosom između ukupne ponude i tražnje za novcem na različitim tržištima dve zemlje. Količina novca koja je potrebna u jednom sistemu se definiše kao određena količina kupovne snage u likvidnoj formi. Prema tome, količina potrebnog novca je

proporcionalna nivou cena, odnosno što je viši nivo cena proizvoda i usluga, proporcionalno se povećava i deo novca koji se drži u obliku željenog nivoa likvidnosti. Pored toga, vrlo bitan faktor koji utiče na količinu novca u jednom sistemu je kamatna stopa, odnosno rast kamatne stope smanjuje tražnju za novcem, i obrnuto. Prema ovoj teoriji, poslednji faktor koji utiče na količinu novca u sistemu je realni nacionalni dohodak, čiji rast podrazumeva veću proizvodnju i prodaju što samim tim izaziva veću potrebu za novcem. Pretpostavljajući ravnotežu na tržištu novca, ponuda novca je jednaka tražnji za novcem, tj. $M^S = M^D$. Pošto je ponuda novca jednaka tražnji za novcem, novčana masa se jednostavno obeležava sa M , i ona je funkcija nivoa cena (P), realnog dohotka (Y) i kamatne stope (r), odnosno $M = f(P, Y, r)$. Prema tome, realna novčana masa je u domaćem i inostranom sistemu jednaka relacijama (1.3) i (1.4):

$$\frac{M}{P} = f(Y, r) \quad (1.3)$$

$$\frac{M^*}{P^*} = f(Y^*, r^*) \quad (1.4)$$

Pretpostavljajući da se devizni kurs u dugom roku formira na osnovu pariteta kupovnih snaga, $E = P / P^*$, onda izraze (1.3) i (1.4) zamenjujući u relaciju pariteta kupovnih snaga, dobijamo izraz (1.5), koji po monetarnoj teoriji objašnjava koji faktori određuju devizni kurs:

$$E = \frac{M Y^* r^*}{M^* Y r} \quad (1.5)$$

Naime, prema monetarnoj teoriji devizni kurs određuju novčana masa, veličina realnog dohotka i kamatna stopa u domaćem i inostranom sistemu. Prema identitetu (1.5), uslov *ceteris paribus* rast domaće ponude novca dovodi do depresijacije kursa, dok rast inostrane ponude novca dovodi do apresijacije kursa. Rast novčane mase u sistemu uz sve ostale uslove nepromenjene dovodi do rasta cena, a onda prema paritetu kupovnih snaga, devizni kurs raste. Suprotno, ako raste domaći dohodak, uz nepromenjenju ponudu novca, nova ravnoteža se uspostavlja smanjenjem nivoa cena, a to onda prema paritetu kupovnih snaga izaziva pad deviznog kursa. Rast kamatne stope smanjuje tražnju za novcem, a kako su nacionalni dohodak i novčana masa nepromenjeni, nova ravnoteža se uspostavlja smanjenjem cena, a to prema paritetu kupovnih snaga izaziva pad deviznog kursa.

U nastavku se prikazuju neke od studije koje su testirale održivost monetarne teorije. Na primer, Džuntila i Koronen (Junttila i Korhonen, 2011) su ispitivali prisustvo nelinearne veze između makroekonomskih fundamenata i deviznog kursa u Kanadi, Nemačkoj, Italiji, Francuskoj i Velikoj Britaniji, a referentna zemlja je SAD. Korišćenjem modela korekcije greške (ECM), rezultati su ukazivali na to da je inflacija glavni faktor u monetarnom modelu koji utiče na devizni kurs u svim analiziranim zemljama. Takođe, kamatna stopa predstavlja relevantni faktor, ali samo u slučaju kada je inflacija ili veoma visoka ili veoma niska. U drugom radu, Silignakis i Kuretas (Syllignakis i Kouretas, 2011; a) su ispitivali dinamičku vezu u deset zemalja Centrale i Istočne Evrope, između nacionalnog deviznog kursa i makroekonomskih fundamenata u monetarnom modelu. Koristeći Markovljev Switching model sa vektorskom korekcijom greške, pokušavali su da utvrde da li se vraćanje u ravnotežno stanje dešavalo kroz nominalni devizni kurs i monetarne fundamente. Analiza je pokazala da su tokom perioda primene fiksnog deviznog kursa u nekim zemljama, dugoročna ravnoteža uspostavljala preko prilagođavanja monetarnih fundamenata, međutim kada su neke zemlje prešle na manje restriktivne režime, onda se nivo nominalnog deviznog kursa menjao da bi se uspostavila ravnoteža.

Park i Park (2013) su u svojoj studiji razmatrali monetarni model sa vremenski varirajućim kointegracionim koeficijentima na uzorku kanadskog dolara, japanskog jena, švajcarskog franka, britanske funte i američkog dolara u cilju razumevanja kretanja deviznog kursa. Dokazi su bili u suprotnosti sa standardnim monetarnim modelom sa konstantnim kointegracionim koeficijentima. Međutim, kada je model ocenjen sa vremenski varirajućim kointegracionim koeficijentima onda je veza između deviznog kursa i monetarnih fundamenata bila statistički značajna. Takođe, utvrdili su da se preko ovog modela mogu dobiti vrlo dobri predviđajući rezultati budućeg kretanja deviznog kursa. Dabrowski i drugi (2014) su ispitivali da li je monetarni model adekvatan okvir za predviđanje kretanja deviznog kursa na primeru zemalja Centralne i Istočne Evrope. Koristeći kvartalne podatke, oni su pronašli dokaz kointegracije između deviznog kursa i monetarnih fundamenata. Grejndžerova kauzalnost je pokazala da se nominalni devizni kurs vratio na putanju dugoročnog kursa koji sugeriše monetarni model.

1.2.1.3. Teorija pariteta kamatnih stopa

Teorija pariteta kamatnih stopa (interest rate parity – IRP) je komplementaran pristup sa prethodna dva teorijska pravca u objašnjavanju formiranja deviznog kursa. Ova teorija polazi od iste premise kao i slučaju pariteta kupovnih snaga, a to je zakon jedinstvene cene, s tim što se ovde govori o ceni kapitala. Naime, uzimajući u obzir pretpostavke da se posmatraju finansijske aktive sa istim stepenom rizičnosti i da je kretanje kapitala savršeno, onda dolazi do arbitražnog transfera kapitala iz zemlje sa nižom kamatnom stopom u zemlju sa višom kamatnom stopom. Pošto internacionalni investitori imaju mogućnost da ulažu u inostrane kamatonosne hartije od vrednosti koje dospevaju u nekom periodu u budućnosti, oni moraju prvo da kupe valutu zemlje u čije hartije od vrednosti planiraju da ulažu. Stoga je za meru njihovog prinosa koji će ostvariti u budućnosti na inostrane hartije od vrednosti važan budući devizni kurs. Ako investitor hedžuje devizni rizik kupovinom terminskih ugovora, onda on zna koliki će biti budući devizni kurs i tada se relacija između kamatnih stopa i deviznog kursa naziva pokriveni paritet kamatnih stopa (Covered Interest Rate Parity – CIRP), (jednačina 1.6). Suprotno, ukoliko se investitor nije zaštitio od buduće promene kursa, to znači da u trenutku plasiranja sredstava u inostrane hartije od vrednosti on može da ima samo procenu ili očekivanje o budućoj vrednosti deviznog kursa koja se kreira na bazi fundamenata. Ovakva relacija se naziva nepokriveni paritet kamatnih stopa (Uncovered Interest Rate Parity – UIRP), (jednačina 1.7).

$$\frac{E^F - E}{E} = r - r^* \quad (1.6)$$

$$\frac{E^e - E}{E} = r - r^* \quad (1.7)$$

gde je, E^F budući devizni kurs koji je poznat na bazi sklapanja fjučers ili forvard ugovora, E^e je očekivanje deviznog kursa, E je spot devizni kurs, a r i r^* su domaća i inostrana kamatna stopa, respektivno.

Mehanizam određivanja spot deviznog kursa ukoliko dođe do promene kamatnih stopa je sledeći. Ako se ravnoteža u relacijama (1.6) i (1.7) naruši usled rasta npr. domaće kamatne stope, onda će pomenuta situacija pokrenuti transfer sredstava iz strane u domaću valutu, jer je prinos na domaćem tržištu veći. Priliv inostranih finansijskih fondova na domaće finansijsko tržište izaziva povećanu tražnju za domaćom valutom, što izaziva apresijaciju spot kursa. Jačanje

domaće valute će povećati očekivanu promenu deviznog kursa, tj. $(E^F - E) / E$ ili $(E^e - E) / E$ koja će izjednačiti prinose na domaćem i inostranom tržištu. Apresijacija domaće valute će teći sve dotle dok se ne uspostavi nova ravnoteža na bazi pariteta kamatnih stopa.

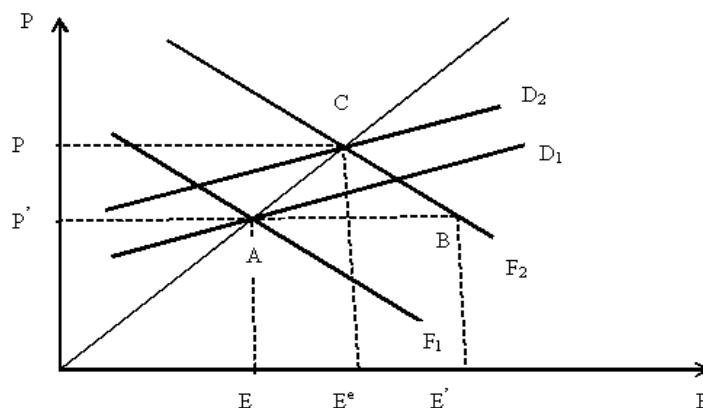
Empirijski nalazi vezano za održivost pariteta kamatnih stopa su izmešani. Na primer, Bati (Bhatti, 2014) je ispitivao nepokriveni paritet kamatnih stopa (UIRP) u šest zemalja zajednice nezavisnih država. Rezultati koje je dobio su ukazivali na to da je kratkoročno kretanje kursa u ovih šest zemalja u skladu sa UIRP jer je koeficijent ispred diferencijala kamatnih stopa pozitivan i statistički značajan u svim zemljama. To znači da je devizni kurs imao tendenciju da depresira u skladu sa predviđanima UIRP. Kuestas i drugi (Kuestas i drugi, 2015) tvrde da uprkos tome što UIRP uglavnom empirijski nije potvrđen, njihovi nalazi ipak ukazuju na to da se devizni kurs u pet istočno evropskih zemalja može predvideti na bazi ove relacije. Međutim, uključivanjem strukturnih lomova u modele, oni su utvrdili da predviđena vrednost deviznog kursa ipak odstupa od predviđenog trenda. U radu Čjana i drugih (Jiang i drugi, 2013), autori su utvrdili da je nelinearni UIRP princip validan u sedam centralnih i istočnih zemalja, ukazujući na jasnu vezu između mobilnosti kapitala i efikasnosti deviznog tržišta.

Studija Lotiana i Vua (Lothian i Wu, 2011) je ispitivala validnost UIRP na veoma dugim vremenskim serijama od dva veka, posmatrajući parove valuta dolar-funta i franak-funta. Rezultati do kojih su došli su ukazivali na to da kada su prisutne velike razlike u kamatnim stopama između zemalja onda je mogućnost predviđanja kretanja deviznog kursa u skladu sa UIRP mnogo veća nego kada su razlike u kamatnim stopama male. U svom radu, autorka Kim (2011) je revidirala nepokriveni paritet kamatnih stopa, uzimajući u obzir model rebalansiranog portfolija. Testirajući UIRP na uzorku od četiri azijske zemlje u usponu, ona je došla do zaključka da je tržišni rizik veoma bitan u međunarodnim tokovima kapitala između azijskih zemalja u usponu i razvijenih zemalja i da ta činjenica može da objasni neuspeh potvrđivanja tradicionalnog UIRP modela u ovim zemljama. Francis i drugi (2002) su na bazi UIRP modela ispitivali vezu između stepena liberalizacije finansijskih tržišta zemalja u usponu Azije i Južne Amerike i njihove integracije sa tržištima razvijenih zemalja. Generalni zaključak je da je odstupanje od UIRP u ovim zemljama suštinsko, a da je to zbog toga što je integralni deo ove relacije vremenski-varijabilna premija rizika. U istraživanju koje je sproveo Čin (Chinn, 2006), on je analizirajući G7 zemlje, došao do zaključka da dokazi protiv nepokrivenog pariteta

kamatnih stopa nisu tako jaki, iako je tačno da je UIRP pristrasan prediktor promena budućeg deviznog kursa.

1.2.1.4. Model prebacivanja deviznog kursa

Model prebacivanja (overshooting model) deviznog kursa, koji je razvio Dornbuš (Dornbusch, 1976), je pokušao da objasni povremene visoke periode volatilnosti deviznog kursa. Za razliku od tadašnjih shvatanja koja su smatrala da je volatilnost tržišta posledica asimetričnih informacija ili kratkoročnih prepreka u prilagođavanju, Dornbuš je bio na stanovištu da je volatilnost mnogo više fundamentalna, odnosno intrinzična osobina deviznog tržišta. Osnovna pretpostavka ovog modela je da se cene na robnom i finansijskom tržištu prilagođavaju različitim brzinama, odnosno finansijsko tržište se u kratkom roku mnogo brže prilagođava od robnog. Drugim rečima, šokovi koji se dese u jednom delu realne ekonomije mogu da uzrokuju da kratkoročna reakcija deviznog kursa bude veća od dugoročne reakcije, odnosno u kratkom roku nivo deviznog kursa prebacuje sopstveni dugoročni ravnotežni nivo. Model prebacivanja može da se objasni preko slike (1.3).



Grafikon 1.3 Model prebacivanja deviznog kursa

Izvor: Dornbusch, 1976

Naime, X osa prikazuje nivo deviznog kursa (E), a Y osa nivo realnih cena (P), kriva F prikazuje ravnotežu na finansijskom tržištu, a kriva D prikazuje agregatnu tražnju za određenu kombinaciju nivoa cena i deviznog kursa. Kriva F je opadajuća jer rast deviznog kursa primorava sniženje cena da bi se vratila konkurentnost proizvoda na internacionalnom tržištu. Sa druge

strane, kriva D je rastuća jer depresijacija kursa utiče na rast cena na domaćem tržištu. Polazeći od tačke A koja prikazuje inicijalnu ravnotežu, ukoliko dođe do jednokratne ponude novca, sistem se izbacuje iz ravnoteže, a prilagođavanje se brže dešava na finansijskom tržištu nego na robnom što uslovljava pomeranje krive F ka F_2 , odnosno depresijaciju kursa od E ka E' (tačka B). Vremenom, proces prilagođavanja na robnom tržištu otpočinje, ali sa zakašnjenjem. Rast deviznog kursa izaziva rast cena, smanjenje realne ponude novca i rast kamatne stope, a kriva D se pomera ka D_2 . Veća kamatna stopa, prema nepokrivenom paritetu kamatnih stopa, izaziva depresijaciju kursa i njegovo pomeranje ka dugoročnom ravnotežnom nivou E^e (tačka C).

Sledeće studije su ispitivale hipotezu prebačaja deviznog kursa i pronašle dokaze koji govore u njenu korist. Na primer, ispitujući Dornbušovu hipotezu na četiri zemlje (Australija, Kanada, Novi Zeland i Švedska), Bjornland (2009) je upotrebila VAR metodologiju sa tom razlikom što je uvela dugoročnu restrikciju u modelu na varijablu deviznog kursa, dozvoljavajući istovremenu interakciju između kamatne stope i deviznog kursa. Rezultati su ukazivali na to da anticiklična monetarna politika ima snažan efekat na devizni kurs, pri čemu se maksimalni udar oseti u roku od 1-2 kvartala. Nakon toga devizni kurs se polako vraća na nivo dugoročne ravnoteže. Bamani i Kara (Bahmani i Kara, 2000) su ispitivali da li turska lira ima efekat prebačaja u kratkom i dugom roku. Koristeći metodu kointegracije, rezultati su pokazali da se efekat prebačaja javlja kod lire u kratkom, ali i u dugom roku, kao odgovor na rapidno povećanje ponude novca. Studija Kalividisa i Skotida (Kalyvitis i Skotida, 2010) je ispitivala uticaj šokova monetarne politike SAD na britansku funtu, japanski jen i nemačku marku. Glavni nalazi su ukazivali na odloženi prebačaj svih valuta, kao reakciju na neočekivanu promenu monetarne politike SAD. Oni ocenjuju da su ovakvu reakciju izazvale asimetrične intervencije američkog FED-a na deviznom tržištu. Bukez i Normandin (Bouakez i Normandin, 2010) su ispitivali uticaj monetarne politike SAD na devizne kurseve zemalja koristeći strukturnu VAR metodologiju. Njihovi rezultati su pokazali da analizirani devizni kursevi ispoljavaju efekat prebačaja kao odgovor na monetarnu ekspanziju FED-a u periodu od 10 meseci, pre nego što počnu da apresiraju. Takođe, oni su utvrdili da monetarni šokovi uzrokuju velika i uporna odstupanja od putanje koju predviđa nepokriveni paritet kamatnih stopa.

1.2.2. Mikro-faktori određivanja deviznog kursa

1.2.2.1. Teorija tokova naloga

Dominantne makroekonomske teorije formiranja deviznog kursa su zasnovane na odnosima između makroekonomskih agregata: inflacije, kamatnih stopa, ponude novca, kretanja kapitala i drugo. Međutim, kako ističe Lajons (Lyons, 2001), fundamentalne teorije imaju nekoliko pojednostavljenih pretpostavki: 1) sve relevantne informacije za formiranje deviznog kursa su javno dostupne, 2) ne postoji asimetrično ponašanje između različitih tržišnih aktera i svi imaju identične preferencije prema riziku, i 3) načini trgovanja na deviznom tržištu nisu relevantni za formiranje deviznog kursa. Međutim, ove vrlo restriktivne postavke se teško mogu uvek smatrati opravdanim. Zbog toga, teorija toka naloga pronalazi svoj prostor prilikom sagledavanja mikro-faktora u kontekstu tumačenja kretanja deviznog kursa, jer specifični odnosi između učesnika na deviznom tržištu imaju značajnog uticaja na varijabilitet deviznog kursa, kako tvrde Evans i Lajons (Evans i Lyons, 2002).

Međutim, Baketa i van Vinkup (Bacchetta i van Wincoop, 2006), objašnjavaju da treba imati u vidu da tokovi naloga ne spadaju u fundamentalne snage promene deviznog kursa kao što su npr. relativne cene, relativne kamate, kretanje kapitala i drugo, nego su samo mehanizam prenosa rasutih tržišnih informacija na devizni kurs, kao što su: heterogene interpretacije javno dostupnih vesti, promena u očekivanjima, potrebe za likvidnošću, hedžiranjem, špekulacijama i drugo. Tok naloga se izražava kao izvršeni obim posla na deviznom tržištu, odnosno vrednost deviza koje su predmet kupoprodaje, pri čemu se agregiraju i obrađuju rasute informacije o fundamentalnim faktorima. Prema teoriji tokova naloga, proces formiranja deviznog kursa teče u dve faze. U prvoj fazi, tržišni klijenti na bazi ličnih percepcija o fundamentima kreiraju naloge za kupoprodaju deviza i šalju ih dilerima na izvršenje. U drugoj fazi, dileri obrađujući dobijene informacije iz naloga, praktično uče o fundamentima iz njih, da bi na bazi toga formirali kotacione raspone, odnosno utvrdili cenu deviznog kursa. Na ovaj način, tokovi naloga predstavljaju efikasan mehanizam prenosa raštrkanih tržišnih informacija na devizni kurs.

Kako navodi Vučković (2005), tokove naloga najviše pokreću privatne informacije. Evans i Lajons (Evans i Lyons, 2003) su na svom istraživanju utvrdili da je direktan uticaj javnih informacija na devizni kurs oko 10%, ali, takođe, da javno dostupne informacije preko tokova naloga indirektno i u mnogo većem procentu utiču na cene deviznih kurseva. Sada se može

postaviti pitanje zašto javne informacije uopšte pokreću tokove naloga kada su svima poznate i kada se one automatski ugrađuju u cenu kursa prema teoriji racionalnih očekivanja? Odgovor je u tome da tržišni subjekti nemaju unisonu percepciju o javno objavljenim informacijama. Drugim rečima, objavljene informacije se različito percipiraju i pridaje im se različit značaj u smislu potencijalne težine koje će one imati na devizni kurs. Evans i Lyons (2002) ističu da je za varijabilitet kursa na tržištu 20% inicirano makro novostima, 40% tokovima naloga, dok 40% ostaje i dalje neobjašnjeno.

Ćao i drugi (Cao i drugi, 2006) su, takođe, posebno apostrofirali privatne informacije pojedinačnih tržišnih subjekata, navodeći da se one mogu podeliti na fundamentalne i nefundamentalne. Fundamentalne se odnose na neobjavljene informacije o prinosu koji bi neka valuta donela. Ovde se uglavnom radi o budućim kamatnim stopama. Svakako da se ne može očekivati da poverljive i pouzdane informacije o budućim kamatnim stopama procure na tržište, pa onda preovlađujući tokovi naloga usmereni ka nekoj valuti mogu dilerima da signaliziraju o budućim prinosima koje bi držanje određene valute donelo. Sa druge strane, nefundamentalne informacije nisu vezane za varijable koje određuju budući tok gotovine, nego se direktno odnose na nivo deviznog kursa, a proizilaze iz potreba za hedžiranjem, špekulacijama ili likvidnošću. Albuquerki i drugi (Albuquerque i drugi, 2008) su ispitivali tokove naloga na tržištu akcija i deviznog kursa i utvrdili da objavljivanje makro vesti, kao i objave zarada firmi mogu biti iskorišćeni za modeliranje parametara koji se izvode na bazi tokova naloga. Međutim, rezultati su pokazali da je ovo moguće samo na likvidnim tržištima.

Neki od naučnih radova su ispitivali efekat toka naloga na predviđanje kretanja deviznog kursa. Na primer, Rime i drugi (2010) su testirali hipotezu da tok naloga ne samo da ima moć objašnjavanja istorijskih kretanja deviznog kursa, nego može i da predvidi njegove buduće vrednosti. Upotrebljavajući visoko frekventne podatke na američkom dolaru, britanskoj funti i japanskom jenu u periodu od jedne godine, oni su empirijski dokazali da modeli na bazi mikrostrukture umnogome bolje predviđaju buduće kretanje deviznog kursa u poređenju sa jednostavnim nasumičnim hodom, koji je u osnovi racionalnih očekivanja. Takođe, Čerato i drugi (Cerrato i drugi, 2011) su koristili devet najlikvidnijih kurseva, ispitujući da li privatne informacije sadržane u tokovima naloga doprinose objašnjavanju kretanja deviznog kursa. Empirijski nalazi su potvrdili da je to istina, a da su te informacije još bitnije ako se zna poreklo toka naloga. Ovi autori su takođe podelili podatke sa aspekta klijenata koji su formirali naloge.

Pronašli su dokaz da su profitom motivisani trgovci (hedž fondovi, menadžeri aktive itd.) bolje informisani i da imaju veći uticaj na devizni kurs od korporacija ili pojedinaca, koji se najčešće pojavljuju na deviznom tržištu da bi održali likvidnost. Berger i drugi (2008) su koristili dolar-evro i dolar-jen devizne kurseve na visokofrekventnim podacima i ispitivali vezu između međudilerskog toka naloga i deviznog kursa. Rezultati su vrlo jasno ukazivali na prisustvo značajne veze između međudilerskog toka naloga i stopa povrata deviznog kursa u vremenu posmatranja do 2 nedelje, ali da je ta veza značajno slabija na dužim periodima posmatranja. Takođe, utvrdili su da je veza između toka naloga i deviznog kursa jača kada je likvidnost na deviznom tržištu slabija, iznoseći zaključak da likvidnost deviznog tržišta igra značajnu ulogu kod determinacije deviznog kursa.

1.2.2.2. Špekulativni faktori

Istaknuti nobelovac Fridman je svojevremeno rekao da potraga za profitabilnim špekulacijama vodi ka stabilizaciji deviznog tržišta. Posmatrajući sa savremenog aspekta, mora se prihvatiti činjenica da je pored široko prihvaćenih fundamentalnih faktora i relativno skoro prepoznatih tokova naloga, devizni kurs često pod uticajem snažnih tržišnih sila u vidu špekulacija tržišnih učesnika. Čeng i Vong (Cheung i Wong, 1996) navode da preko 90% trgovaca na deviznim tržištima Japana, Hong Konka i Singapura veruje da valutne špekulacije uvećavaju volatilitnost deviznih kurseva. Trgovanje derivatima se navodi u literaturi kao najčešći oblik špekulativnih aktivnosti na deviznom tržištu. Pored toga što je uvreženo mišljenje da derivati služe za minimiziranje oscilacija novčanog toka korporacija, neki empirijski radovi, kao npr. Geci i drugi (Geczy i drugi, 2007), Adam i Fernando (2006), Braun i drugi (Brown i drugi, 2006), Fabling i Grimes (2010) tvrde da vrlo često menadžeri inkorporiraju svoje osnovne predikcije u vezi sa kretanjem ekonomije i na bazi toga definišu svoje pozicije u derivatima sa ciljem ostvarenja brzog profita. Rosi mlađi (Rossi Júnior, 2013) navodi postojanje tri grupe trgovaca derivatima: hedžeri, selektivni hedžeri i aktivni špekulatori, ističući da selektivni hedžeri i špekulanti pokušavaju da ostvare profit na bazi apresijacije domaće valute. Slično prethodnoj tvrdnji, Beber i Fabri (Beber i Fabbri, 2012) su utvrdili da firme špekulišu više sa derivatima deviznog kursa kad su glavni menadžeri mlađi ljudi i sa manje radnog iskustva.

Sa druge strane, postoje radovi, kao npr. Flud i Rouz (Flood i Rose, 2002), Sarno (2005), Fišer (Fisher, 2006), Brnsajd (Burnside i drugi, 2009), koji ukazuju na to da postoje špekulacije

na deviznom tržištu izazvane razlikama u kamatnim stopama. Drugim rečima, ovi autori ukazuju na neodrživost nepokrivenog pariteta kamatnih stopa, ističući da je prisustvo premije rizika u ovoj relaciji mogući uzrok neodrživosti ove teorije. Prisustvo premije rizika praktično znači da se otvaraju mogućnosti za rizično, odnosno špekulativno ulaganje, koja se zove carry-trade strategija. Ova strategija znači pozajmljivanje u valuti sa niskom kamatnom stopom i ulaganje u valutu sa visokom kamatnom stopom, očekujući da će valuta sa visokom kamatnom stopom apresirati i tako doneti investitorima dupli prinos. Drugim rečima, promena kamatnih diferencijala među zemljama može podstaći racionalne špekulatore da kupe valute kad im je vrednost visoka ili da ih prodaju kad im je vrednost niska, doprinoseći pri tome destabilizaciji deviznog kursa.

Na primer, studija Karlsona i Olsera (Carlson i Olser, 1997) je istraživala moguću pozitivnu korelaciju između aktivnosti racionalnih špekulatora i volatilnosti deviznog kursa. Utvrdili su da špekulatori mogu da uvećaju volatilnost zato što uvećavaju efekat šoka, koji je posledica kamatnih diferencijala, na čiju pojavu reaguju direktno. Međutim, oni ističu da špekulacije ne uvećavaju efekte svih šokova, nego upravo suprotno špekulacije mogu da umanje jačinu šoka, ukoliko šok direktno ne pogađa njihovu željenu poziciju. U tom slučaju špekulacije će delovati stabilizujuće jer će špekulanti kupovati kad je vrednost valute niska i podavati kad joj je vrednost visoka. Takođe, oni navode da je najverovatniji obrazac u formi da pri niskom nivou špekulacija, porast špekulativnog ponašanja smanjuje volatilnost deviznog kursa, dok pri visokom nivou svako dalje uvećanje špekulativnog ponašanja uveća volatilnost kursa. U radu Lija i drugih (Li i drugi, 2012), na uzorku od pet razvijenih i pet zemalja u razvoju ispitivano je prisustvo premije rizika u UIRP relaciji. Rezultati su pokazali da je parametar ispred premije rizika statistički značajan u većini analiziranih zemalja i da se ova veličina treba uzeti u obzir prilikom predviđanja kretanja deviznog kursa.

Autori Ichiue i Kojama (Ichiue i Koyama, 2011) su testirali održivost UIRP hipoteze na japanskom jenu, nemačkoj marki, švajcarskom fraku i britanskoj funti. Nalazi su ukazivali da su valute sa niskom kamatnom stopom imale tendenciju da apresiraju manje frekventno, ali kad se to desi njihovo pomeranje je brže nego kad depresiraju, što je doprinelo da ovi autori zaključe da je to posledica prisustva premije rizika i špekulativne strategije carry-trade. Vagner (Wagner, 2012) je ispitivao ostvarivanje ekonomske vrednosti na bazi špekulacija valutom, zaključujući da je nepokriveni paritet kamatnih stopa održiv ako se u okviru ove relacije posmatra i vremenki

promenljiva premija rizika. Hatčison i Susko (Hutchison i Sushko, 2013) su ispitivali japanski jen na vrhuncu carry-trade perioda kad se jaka apresijacija jena oslikavala u vrednosti valutnog rizika. Utvrđeno je da su makroekonomske vesti u smislu poboljšanja (pogoršanja) trgovinskog bilansa sa SAD značajno doprinosile nivou valutnog rizika u posmatranom periodu. Takođe, rezultati su pokazali da špekulatori imaju značajnog udela u prenošenju makro-fundamentalnih vesti na nivo deviznog kursa. Takođe, Ahmed i Valente (2015) su ispitivali kratkoročne i dugoročne komponente rizika volatilnosti u carry-trade strategiji u 48 zemalja. Drugim rečima, tražili su odgovor na pitanje da li faktor volatilnosti potiče od fundamentalnih ili trajnih elemenata ili od tranzitornih, odnosno kratkoročnih. Rezultati su pokazali da dugoročni faktori značajnije određuju premiju rizika u carry-trade strategiji, posebno ističući da se valute sa niskom kamatnom stopom kreću u skladu sa dugoročnom komponentom volatilnosti.

1.3. Teorijska podloga odnosa između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa

U ovom poglavlju se sa teorijskog aspekta, na bazi algebarskog i grafičkog pristupa, objašnjava odnos između akcija i deviznog kursa. U međunarodnim finansijama, dva teorijska pristupa pokušavaju da objasne ovu vezu – tradicionalni model ili model na bazi toka i model na bazi akcija, tj. pristup balansirano portfolija.

1.3.1. Model na bazi toka

Model na bazi toka, koji su prvi predložili Dornbuš i Fišer (Dornbush i Fisher, 1980), posmatra odnos između deviznog kursa i tekućeg bilansa. To je model determinacije deviznog kursa, koji integriše ulogu relativnih cena, racionalnih očekivanja i tržišta finansijskih instrumenata. Osnovna postavka je da devizni kurs utiče na akcije firmi preko promene internacionalne kompetitivnosti domaćih proizvoda, što se onda posledično odražava na njihov novčani tok i ostvareni profit. Na primer, depresijacija kursa čini domaće proizvode jeftinijim, što utiče na povećanu tražnju za domaćim proizvodima u inostranstvu, što povećava izvoz i poboljšava tekući bilans zemlje. Na ovaj način, firme izvoznice beleže rast prihoda i ostvarene dobiti, što utiče na rast osnovnog kapitala korporacije, odnosno rast pojedinačne akcije. Suprotno se dešava kad devizni kurs apresira. Drugim rečima, prema ovoj postavci, odnos između kretanja

deviznog kursa i cena akcija je pozitivno korelisan, jer rast deviznog kursa utiče na rast vrednosti akcija, i obrnuto.

Prilikom postavke modela, autori polaze od niza pretpostavki. Oni posmatraju malu otvorenu ekonomiju koja obavlja razmenu sa ostatkom sveta u robi i finansijskim instrumentima. U zemlji je puna zaposlenost, cene su fleksibilne, a veličina autputa je data. Domaći rezidenti mogu samo da drže domaći novac i strane obveznice koje donose kamatu. Ravnoteža u kratkom roku zavisi od nivoa deviznog kursa i domaćeg nivoa cena, tj. odnosa razmene između zemlje i ostatka sveta i realne vrednosti količine novca u sistemu, u smislu da su ponuda i tražnja na tržištu novca i robnom tržištu izjednačene. U zavisnosti od toga koju količinu strane aktive drže domaći rezidenti, to određuje nivo domaće štednje, ali i (ne)ravnotežu tekućeg bilansa zemlje. Dornbush i Fisher (1980) algebarski postavljaju ravnotežu na novčanom tržištu na sledeći način:

$$M = k(r^* + x)(Py + eP^*a); k < 0 \quad (1.8)$$

gde je M nominalna ponuda novca, r^* je inostrana kamatna stopa, x je očekivana depresija deviznog kursa, P i y su domaći novi cena i domaći autput, respektivno. Izraz eP^* označava ostvareni dohodak od stranih obveznica izražen u domaćoj valuti, jer je e devizni kurs, P^* nivo cena u inostranstvu, dok je a prihod od inostranih obveznica. Simbol k označava običan parametar. Pretpostavljajući da je očekivana depresijacija jednaka nuli, uslovljava da oportunitetni troškovi držanja domaćeg novca ne postoje, pa se deljenjem relacije (1.8) sa domaćim cenama (P) dolazi do sledećeg uslova ravnoteže:

$$m = k(y + \lambda a); m \equiv M / P; \lambda \equiv eP^* / P \quad (1.9)$$

gde m i λ predstavljaju realnu vrednost novca i odnose razmene između domaće zemlje i ostatka sveta. Iz identiteta $\lambda \equiv eP^* / P$ se vidi da rast inostranih cena uvećava odnose razmene, odnosno pomera tražnju ka domaćim dobrima, i obrnuto.

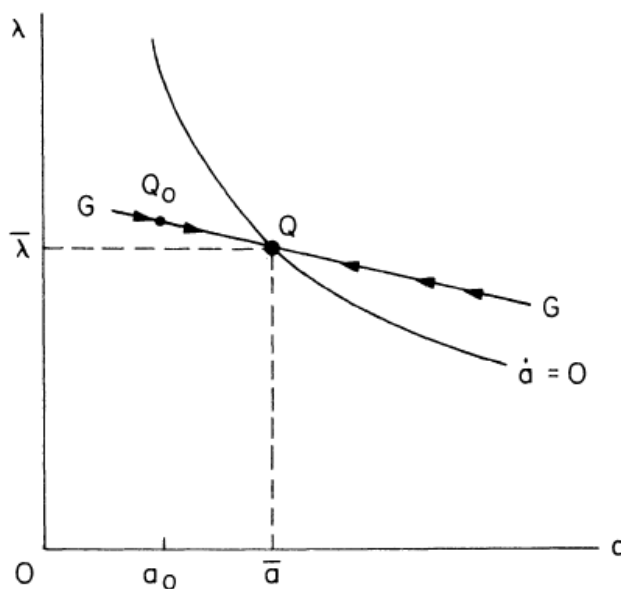
Sa druge strane, autori pretpostavljaju da je na tržištu dobara domaća tražnja za domaćim dobrima (D) zavisna od odnosa razmene (λ) i realnog bogatstva (w). Inostrana tražnja za domaćim dobrima (X) je samo funkcija odnosa razmene (λ). Ti odnosi su prikazani relacijom (1.10).

$$y = D(\lambda, w) + X(\lambda) \quad (1.10)$$

Pri čemu je realno bogatstvo zbir realnog novca i realne vrednosti eksterne aktive:

$$w \equiv m + \lambda a / r^* \quad (1.11)$$

Prema relaciji (1.11) realno bogatstvo je funkcija odnosa razmene (λ) i vrednosti eksterne aktive (a) koja je u posedu domaćih transaktora. Drugim rečima, kada dođe do rasta vrednosti eksterne aktive, automatski dolazi do rasta za domaćim proizvodima. Da bi se uspostavila ponovo ravnoteža na tržištu dobra, cene inostranih dobara moraju opasti ili domaćih porasti.



Grafikon 1.4 Odnos između odnosa razmene i vrednosti eksterne aktive

Izvor: Dornbush i Fisher (1980)

Na slici 1.4 se prikazuje odnos između odnosa razmene i vrednosti eksterne aktive koja je u posedu domaćih rezidenata. Pravom linijom GG se oslikava obrnuto srazmeran odnos između odnosa razmene i vrednosti eksterne aktive. Krivom linijom $\dot{a}=0$ se označava ravnoteža u tekućem bilansu, odnosno sve tačke na liniji $\dot{a}=0$ oslikavaju ravnotežu u tekućem bilansu pri različitim nivoima odnosa razmene i vrednosti eksterne aktive. Levo od krive linije $\dot{a}=0$ realno bogatstvo je nisko, štednja je pozitivna i dolazi do akumulacije finansijske aktive. Desno od linije $\dot{a}=0$ realno bogatstvo je visoko, javlja se negativna štednja, i dekulacija finansijske aktive.

Na slici (1.4), u tački Q_0 , nivo finansijske aktive je nizak, tražnja za domaćim proizvodima opada, pa dolazi do smanjenja relativnih cena i poboljšanja odnosa razmene. Kako se poboljšavaju odnosi razmene, tako se povećava i ulaganje u eksternu aktivu (a), domaće cene polako rastu što izaziva lagano pogoršanje odnosa razmene, odnosno ekonomija se kreće iz tačke Q_0 ka tački Q . U tački Q se uspostavlja dugoročna ravnoteža između odnosa razmene i vrednosti eksterne aktive, pri čemu je je tekući bilans u ravnoteži. Suprotno bi se dešavalo kad bi ekonomija bila u tački desno od tačke Q .

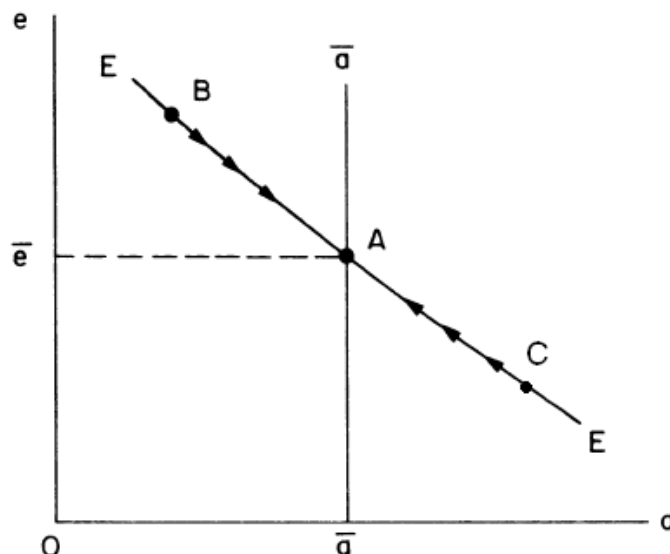
Na bazi prethodne slike očigledno je zaključiti da se u procesu uspostavljanja ravnoteže između odnosa razmene i vrednosti eksterne aktive takođe određuje i nivo deviznog kursa. Iz identiteta $\lambda \equiv eP^* / P$ proizilazi da je devizni kurs jednak:

$$e \equiv \lambda P / P^* \equiv [\lambda / (M / P)] [M / P^*] \quad (1.12)$$

U odnosu na vrednost eksterne aktive (a), funkcija deviznog kursa može biti napisana kao:

$$e = \frac{\lambda(a)}{M / P(\lambda, a)} (M / P^*) \quad (1.13)$$

Na slici 1.5 je prikazan odnos između deviznog kursa i vrednosti eksterne aktive, odnosno njegova putanja duž prave EE . Naime, slika pokazuje da je ravnotežna vrednost eksterne aktive (a) na nivou \bar{a} . Posmatrajući sliku 1.5, a pozivajući se na sliku 1.4, na tom nivou postoji ravnoteža u odnosima razmene, odnosno ravnoteža u tekućem bilansu. Ako se ekonomija nalazi van ravnoteže, recimo u tački C , kao što je ranije rečeno, u toj tački realno bogatstvo je visoko, domaće cene rastu, i dešava se dekumulacija finansijske aktive. Devizni kurs od tačke C počinje da se kreće ka gore duž linije EE , odnosno počinje da depresira. Depresijacija kursa, koja pozitivno utiče na odnose razmene (λ), se dešava dok ekonomija ne dostigne novu ravnotežu u tački A i novi dugoročni nivo kursa \bar{e} . U procesu uspostavljanja nove ravnoteže, akcije domaćih kompanija (posebno onih izvozno orijentisanih) beleže rast, jer im se prodaja na inostranim tržištima uvećava, što dovodi do rasta budućih novčanih tokova i posledično cene akcija, koja se izražava kao diskontovana vrednost budućih novčanih tokova.



Grafikon 1.5 Putanja deviznog kursa

Izvor: Dornbush i Fisher (1980)

1.3.2. *Pristup balansirano (uravnoteženog) portfolija*

Portfolio model određivanja deviznog kursa obuhvata odnos kratkoročne ravnoteže na finansijskom tržištu i dugoročne ekonomske ravnoteže, sa fokusom na kapitalno-finansijski deo platnog bilansa, odnosno priliv (odliv) kapitala. Značajan doprinos pristupu uravnoteženog portfolija ili imovinskom pristupu, kako se često naziva, su dali Branson (1983) i Frankel (1983). Ovaj model je u suštini realističnija verzija monetarnog pristupa determinacije deviznog kursa u smislu da se domaće i inostrane obveznice ne smatraju savršenim supstitutima, a devizni kurs se određuje u procesu uravnoteženja ponude i tražnje za finansijskom aktivom. Teoretske pretpostavke uključuju odsustvo transakcionih troškova i bilo kakvih ograničenja na slobodno kretanje kapitala. Prema simplifikovanoj verziji ovog pristupa, privredni subjekti (domaći i inostrani) imaju mogućnost da svoje bogatstvo drže u nekoj od kombinacija domaćeg novca, domaćih obveznica i inostranih obveznica u zavisnosti od očekivane stope prinosa. Takođe, privredni subjekti u svakom trenutku mogu da menjaju i prilagođavaju svoj portfolio vodeći se ličnim preferencijama, potrebama i očekivanjima. Iz ove interakcije domaćih i inostranih subjekata, i uz pretpostavku slobodnog kretanja kapitala, usled promene različitih tržišnih faktora

dolazi do seljenja kapitala između zemalja pri čemu se nova ravnoteža uspostavlja na svakom finansijskom tržištu izazivajući pri tome promenu deviznog kursa.

U literaturi se navode različiti ekonomski faktori koji utiču na opredeljenost tržišnih subjekata koju aktivu će držati, da li gotov novac, domaće obveznice ili inostrane obveznice. Ti faktori su: domaće kamatne stope, inostrane kamatne stope, očekivana depresijacija valute, premija rizika obveznica, nivo realnog dohotka i BDP-a, domaći nivo cena i bogatstvo rezidenata zemlje. Pošto svaki privredni subjekat može da formira svoj portfolio kombinujući tri navedene aktive, u nastavku će biti objašnjeno kako promena svakog od navedenih faktora utiče na držanje konkretnog oblika imovine.

Ukoliko dođe do rasta domaće kamatne stope (r), onda će se povećavati oportunitetni trošak držanja gotovog novca pa će se smanjiti tražnja za gotovinom. Nasuprot tome, tražnja za domaćim obveznicama koje nose višu kamatnu stopu će se povećati. Takođe, prema nepokrivenom paritetu kamatnih stopa, i pod uslovom *ceteris paribus*, inostrani subjekti će preferirati domaće obveznice što će uzrokovati seljenje kapitala na domaće finansijsko tržište i veću potražnju za domaćom valutom, što će izazvati njenu depresijaciju.

Ako se inostrana kamatna stopa (r^*) poveća, efekat na držanje domaćeg novca će biti isti kao i u prethodnom slučaju, tj. smanjiće se zbog povećanih oportunitetnih troškova. Isti efekat će se javiti i kod domaćih obveznica, odnosno tražnja za njima će opasti, dok će tražnja za inostranim obveznicama porasti. U tim uslovima doći će do seljenja kapitala iz domaće zemlje, pri čemu će se povećati tražnja za inostranom valutom, što će izazvati depresijaciju kursa.

Ukoliko tržišni subjekti imaju negativna očekivanja vezano za buduće kretanje kursa, tj. očekuju depresijaciju valute ($E\uparrow$) u narednom periodu onda će to izazvati smanjeni udeo gotovog novca u portfoliju, jer novac direktno gubi vrednost u odnosu na inostrane proizvode, a indirektno i na domaće proizvode ako depresijacija izazove inflaciju u sistemu. Ukoliko se prinosi obveznica (ili nekih drugih HOV, npr. akcija) izražavaju u terminima neke svetske valute (dolara ili evra) onda bi očekivana depresijacija takođe negativno uticala na tražnju za domaćim obveznicama. S obzirom da se depresijacija izražava kao rast cene valute, onda bi korelacija između domaćih obveznica (akcija) i deviznog kursa bila negativna. Ovakav odnos između dva finansijska tržišta je potpuno suprotan u poređenju sa modelom toka, prema kome između tržišta akcija i deviznog kursa postoji pozitivan korelativan odnos. Na kraju, očekivana depresijacija

domaće valute će povećati tražnju za inostranim obveznicama, jer prihodi od inostranih obveznica u tim uslovima više vrede kad se izraze u domaćoj valuti.

Prema paritetu kamatnih stopa, a bez uzimanja u obzir faktora rizika, promene kamatnih stopa bi značile trenutno i potpuno seljenje kapitala iz zemlje sa nižom kamatnom stopom ka zemlji sa višom kamatnom stopom. Međutim, uključivanjem premije rizika (δ) u relaciju UIRP, mobilnost kapitala je trenutna, ali ne i potpuna. Ono što sprečava tržišne subjekte da momentalno prebace svoje sredstva u obveznicu sa višom kamatom je najčešće rizik od neočekivane promene deviznog kursa i rizik da će prinosi od obveznica uopšte biti ostvareni (rizik zemlje). S obzirom na percepciju rizika i njegov nivo, tržišni subjekti zahtevaju određenu nagradu (premiju rizika) kao vid kompenzacije za ulaganje u rizičnije obveznice. Drugim rečima, nepokriveni paritet kamatnih stopa bi imao sledeći oblik:

$$r = r^* + \Delta E^e + \delta \quad (1.14)$$

gde je r domaća kamatna stopa, r^* inostrana kamatna stopa, ΔE^e neočekivana promena deviznog kursa, a δ je premija rizika. Prema tome, ako premija rizika na domaće obveznice raste onda to znači da su domaće obveznice rizičnije od inostrani, pa bi njihova tražnja trebalo da opada. Istovremeno bi porasla tražnja za manje rizičnim inostranim obveznicama. Premija rizika nema direktnu vezu sa gotovim novcem.

Rast dohotka, utiče pozitivno na rast za domaćim novcem, odnosno domaći rezidenti će držati više gotovog novca. Istovremeno, tražnja za domaćim i inostranim obveznicama će opasti. Sličan efekat se javlja ako cene u sistemu rastu, odnosno tražnja za gotovim novcem raste, dok opada tražnja za domaćim i inostranim obveznicama. Bogatstvo tržišnih subjekata se posmatra u terminu akumulacije bogatstva, a uz uslov *ceteris paribus*, sa većim bogatstvom dolazi do rasta tražnje za novcem, tražnje za domaćim i za inostranim obveznicama.

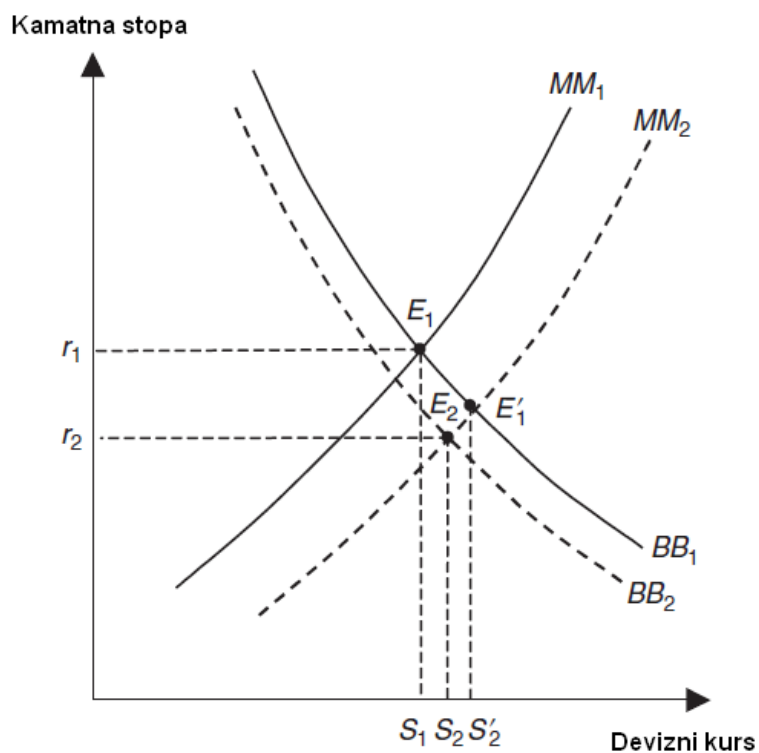
Relacije od (1.15) do (1.17) rekapituliraju odnos između navedenih faktora i aktive koju mogu da poseduje tržišni subjekti. Predznak $-$ iznad određene varijable sugeriše obrnutu proporcionalnost sa zavisnom varijablom, a predznak $+$ upravo srazmernu vezu.

$$M = f(r^-, r^{*-}, E^{\uparrow}, \delta^+, Y^+, P^+, W^+) \quad (1.15)$$

$$DB = f(r^+, r^{*-}, E^{\uparrow}, \delta^-, Y^-, P^-, W^+) \quad (1.16)$$

$$FB = f(r, r^*, E \uparrow, \delta, Y, P, W) \quad (1.17)$$

Slika 1.6 ilustruje ravnotežu na tržištu novca (kriva MM) i tržištu domaćih obveznica (kriva BB), a nagib krivih MM i BB zavisi od kombinacije kamatnih stopa i deviznog kursa. Takođe, slika 1.6 prikazuje uspostavljanje nove ravnoteže na tržištu novca i tržištu obveznica ako se poveća ponuda novca u sistemu. Dinamika krive MM i BB se objašnjava u kontekstu odnosa između kamatne stope i deviznog kursa. Naime, kriva MM je rastuća jer viša kamatna stopa povećava oportunitetne troškove držanja novca i smanjuje tražnju za novcem. Istovremeno, uz pretpostavku nepromenjene ponude novca, zbog niže tražnje dolazi do viška novca u sistemu, što utiče na rast kursa. Suprotno, na tržištu obveznica viša kamatna stopa povećava tražnju za domaćim obveznicama, što utiče na rast tražnje za domaćom valutom, odnosno dovodi do njene apresijacije. Drugim rečima, kriva BB ima opadajući trend.



Grafikon 1.6 Determinacija deviznog kursa prema pristupu balansirano portfolija

Izvor: Levi (2005)

U nastavku se daje objašnjenje kako bi se novi ravnotežni kurs odredio na tržištu prema teoriji balansiranog portfolija u situaciji da centralna banka na otvorenom tržištu kupuje obveznice. Operacijama na otvorenom tržištu centralna banka ne menja ukupnu ponudu domaće aktive (novca i domaćih obveznica), ali menja njihovu strukturu. Konkretno, centralna banka ovim činom uzrokuje neravnotežu i na tržištu novca i na tržištu obveznica. Kao prvi efekat to će izazvati povećanu ponudu novca i pomeranje krive MM od MM_1 ka MM_2 . Prema monetarnom pristupu, povećana ponuda novca, uz uslov *ceteris paribus*, izaziva smanjenje kamatne stope i depresijaciju kursa (tačka E'_1). Prema monetarnoj teoriji, to bi bila nova ravnotežna tačka i tu bi se efekat povećane ponude novca završio.

Međutim, prema pristupu balansiranog portfolija, da bi se utvrdila nova ravnoteža moraju se uzeti u obzir i promene na tržištu obveznica. Pošto se pojavio višak likvidnosti u sistemu, to će izazvati povećanu tražnju za domaćim obveznicama, što će usloviti rastom njihove cene i padom kamatne stope (tačka E_2). Takođe, povećana tražnja za domaćim obveznicama će uticati na blagu apresijaciju deviznog kursa (kretanje od S'_2 ka S_2).

1.4. Pregled literature koja istražuje postojanje veze između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa

U ovom poglavlju se daje pregled literature koja empirijski istražuje postojanje veze između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa. U skladu sa postavljenim ciljevima, pregled se vrši odvojeno, u smislu da se prvo sagledavaju radovi koji su pokušavali da objasne da li je kauzalna veza između pomenutih tržišta u skladu sa modelom toka ili modelom balansiranog portfolija. U prva dva podpoglavlja se daje prikaz literature koji su analizirali odvojeno razvijene zemlje i zemlje u usponu. Nakon toga, sledeća dva podpoglavlja sagledavaju efekte preliivanja šokova između ova dva tržišta, odnosno njihov smer i jačinu. Empirijska dokazi ukazuju na četiri moguća smera uticaja i između tržišta akcija i deviznog tržišta: 1) jednosmerni uticaj od tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa, 2) jednosmerni uticaj od deviznog tržišta ka tržištu akcija, 3) dvosmerni uticaj, kada postoji međusoban uticaj između ovih tržišta, i 4) i situacija kada ne postoji nikakav uticaj između ova dva tržišta. Takođe, kao i u slučaju poglavlja koja su objašnjavala kauzalnu vezu između dva tržišta, i kod pregleda radova koji ocenjuju preliivanje šokova, pravi se razlika između razvijениh zemalja i zemalja u usponu. Distinkcija je napravljena

jer su u zemljama u usponu tržišta akcija i tržišta devinog kursa manje razvijena, pa se interakcija, kao i smer i jačina veze na ovim tržištima razlikuje u odnosu na tržišta razvijenih zemalja.

1.4.1. Pregled literature koja istražuje odnos između akcija i deviznog kursa u razvijenim zemljama

Postojanje veze između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa je dobro poznata u literaturi međunarodnih finansija, međutim postojeći nalazi istraživača su pomešani, i u neku ruku čak i kontradiktorni. Razlozi koji mogu da objasne heterogenost rezultata, čak i pri analizi istih zemalja, su posmatranje različitih vremenskih perioda, upotreba drugačije metodologije ili korišćenje podataka sa drugačijom frekvencijom. Na primer, Griffin i Štulc (Griffin i Stulz, 2001) su ispitivali da li je efekat deviznog šoka ekonomski signifikantan za akcionare u sektoru industrije. Ispitivanje je rađeno na visoko razvijenim zemljama – SAD, Kanada, Velika Britanija, Francuska, Nemačka i Japan u periodu od 1975 do 1997, na nedeljnim podacima. Obuhvaćena je 301 kompanija iz različitih sektora industrije. Empirijski rezultati su vodili ka zaključku da šokovi deviznog kursa imaju gotovo zanemarljiv efekat na realnu industriju u ovim zemljama. Rezultati su prilično čvrsti i uverljivi jer su autori upotrebljavali različite regresione specifikacije, različite nivoe agregacije industrijskih indeksa i posmatranja različitih potperioda. Zaključili su da je ovakav rezultat verovatno zbog toga što firme imaju na raspolaganju mnoge instrumente zaštite od šokova sa deviznog tržišta, poput korišćenja različitih derivata u svrhe hedžiranja, ali i zbog toga što relativno brzo mogu da prilagode svoje tržišne aktivnosti promenama deviznog kursa.

Matsubajaši (Matsubayashi, 2011) je ispitivao transmisioni mehanizam između realnog deviznog kursa i očekivane profitabilnosti japanskih kompanija, koristeći VAR metodologiju na kvartalnim podacima u periodu od 30 godina. Nalazi su ukazivali da depresijacija jena ima efekta na jačanje očekivane profitabilnosti, i da su time više stimulisane proizvodne kompanije nego neproizvodne. Konkretno, efekat depresijacije jena posebno pogoduje mašinskom sektoru, što je u skladu sa visokim udelom ove industrije u japanskom izvozu. Ovakvi dokazi govore u prilog teoriji toka. Takođe, obim investicija u zavisnosti od očekivanih promena deviznog kursa varira tokom vremena u skladu sa promenama permanentnih faktora koja određuju dugoročno

kretanje kursa. Kako navodi autor, od kraja 90-ih godina permanentna komponenta određivanja deviznog kursa je postala relativno slaba, pa je i dejstvo deviznog kursa na japanske investicije opalo.

U svom radu, Caganos i Siropolos (Tsagkanos i Siriopoulos, 2013) su ispitivali postojanje dugoročne veze između akcija i deviznog kursa u SAD i Evropskoj Uniji, pre finansijske krize i za vreme krize 2007-2009. U analizi su upotreбили napredniju verziju neparаметarske kointegracione regresije kako bi detektovali više od linearne veze između ova dva tržišta i izbegli pristrasnost parametara. U periodu za vreme krize, rezultati su ukazivali da tržište akcija utiče na devizno tržište u skladu sa modelom balansiranoг portfolija, ali ovakva veza je pronađena u EU u dugom roku, dok u SAD ta veza važi u kratkom roku. Kada su analizirali period pre krize, rezultati su pokazali da u normalnim uslovima promene u deviznom kursu utiču na akcije u kratkom roku i u SAD i u EU. Objašnjenje su potražili u međunarodnom trgovinskom efektu, koji nije stabilan u dugom roku nego ga tada zamenjuje efekat balansiranoг portfolija.

Ni i Li (Nieh i Lee, 2001) su ispitivali dugoročnu i kratkoročnu dinamičku vezu između akcija i deviznog kursa u G7 zemljama na dnevnim podacima, koristeći metodu VECM kointegracije. Rezultati su ukazivali da ne postoji statistički značajna dugoročna veza između ova dva tržišta u ovim zemljama. Sa druge strane, kratkoročna veza između ova dva tržišta je pronađena samo u nekim zemljama. Na primer, pronašli su da depresijacija kursa utiče negativno na tržište akcija u Nemačkoj, ali da u Kanadi i Velikoj Britaniji depresijacija kursa deluje stimulatивно narednog dana na tržište akcija. Takođe, utvrđeno je da često rast na tržištu akcija izaziva sledećeg dana depresijaciju valute u Italiji i Japanu. U SAD nisu pronašli nikakvu vezu između ova dva tržišta, bilo u kratkom, bilo u dugom roku. Kolias i drugi (Kollias i drugi, 2010) u svom radu analiziraju odnos između deviznog kursa (evro/dolar) i cena akcija, posmatrajući dva indeksa FTSE Eurotop 300 i FTSE eTX all share index. Postupak istraživanja je sproveden upotrebom kotrljajuće kointegracije (rolling cointegration) i kotrljajuće Grendžerove kauzalnosti (rolling Granger causality). Na osnovu kotrljajuće kointegracije, nije utvrđena nikakva dugoročna veza između posmatranih tržišta. Sa druge strane, kotrljajuća Grendžerova analiza je ukazala da je veza između dva tržišta vremenski-promenljiva i zavisi od uslova pod kojim tržišta rade. U normalnim uslovima, šokovi koji se dese na deviznom tržištu utiču na tržište akcija, dok u kriznim uslovima smer delovanja je obrnut, odnosno od tržišta akcija ka deviznom kursu.

Kanas (2000) je ispitivao prelivanje volatilnosti između akcija i deviznog kursa u šest razvijenih zemalja (Sad, Japan, Velika Britanija, Francuska i Nemačka), koristeći dnevne podatke i bivarijacioni EGARCH model. On je pronašao da je prelivanje volatilnosti sa tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa u skladu sa modelom balansiranog portfolija, a ono se dešava u svim zemljama, sem u Nemačkoj. Obrnuto prelivanje volatilnosti od deviznog kursa ka akcijama nije pronašao bi u jednoj zemlji. Takođe, utvrđeno je da je prelivanje sa tržišta akcija ka deviznom tržištu simetrično, a da je primetio da se efekat preliivanja uvećao za vreme oktobarskog sloma berze 1987. godine. Algided i drugi (Alagidede i drugi, 2011) su istraživali kauzalnu vezu između deviznog kursa i akcija u Australiji, Kanadi, Japanu, Švajcarskoj i Velikoj Britaniji koristeći linearni i nelinearni metodološki okvir na mesečnim podacima u periodu od 1992-2005. Rezultati ovo istraživanja su ukazivali da ne postoji dugoročna veza između ova dva tržišta. Nakon toga su se osvrnuli na kratkoročnu vezu, a nalazi su ukazivali da postoji kratkoročna veza od deviznog kursa ka akcijama u Kanadi, Švajcarskoj i Velikoj Britaniji. Obrnuti odnos je jedino pronađen u Švajcarskoj. Koristeći nelinearnu metodologiju ukazali su da u Japanu postoji kauzalna veza od akcija ka deviznom kursu.

1.4.2. Pregled literature koja istražuje odnos između akcija i deviznog kursa u zemljama u usponu

Bartam i Bodnar (Bartram and Bodnar, 2012) su koristeći mesečne podatke na uzorku od 14 zemalja u usponu i 23 razvijene zemlje ispitivali izloženost deviznom riziku nefinansijske firme. Rezultati su bili u skladu sa modelom toka. Takođe, pokazali su da je izloženost riziku deviznog kursa direktno povezana sa veličinom i znakom promene deviznog kursa, sugerišući da su fluktuacije deviznog kursa izvor vremensko-promenljive riziko premije. Studija koju su sprovedli Dijamandis i Drakos (Diamandis i Drakos, 2011) je analizirala dugoročnu vezu i kratkoročnu dinamiku između tržišta akcija i deviznog kursa u Argentini, Brazilu, Čileu i Meksiku na mesečnim podacima u periodu od 1980-2009. Uključujući tržište akcija iz SAD u njihov VAR model, njihovi rezultati su ukazivali na dugoročnu vezu između nacionalnih tržišta akcija i deviznog kursa, a da se tržište akcija iz SAD pojavljuje kao transmisioni kanal preko kojeg su tržišta akcija i deviznog kursa u ove četiri zemlje povezani. Rezultati kauzalnosti su pokazali da je veza između ova dva tržišta u Argentini i Brazilu u skladu sa modelom toka, dok je u Meksiku u skladu sa teorijom balansiranog portfolija. U Čileu su našli dokaze koji

podržavaju obe teorije. Nalazi su ukazivali da je identifikovana dugoročna veza između pomenutih tržišta stabilna u svim zemljama sem u Brazilu, gde su parametri pokazali nestabilnost za vreme krize Meksičkog pezosa, ali ne i za vreme Azijske krize.

Fang (2002) je ispitivao efekat depresijacije valute na stope prinosa akcija i njihovu volatilnost u pet istočno azijskih zemalja: Hong Kong, Singapur, Južna Koreja, Tajland i Tajvan u periodu azijske krize od 1997-1999. Koristeći dnevne podatke i GARCH metodologiju, utvrdio je da u nestabilnim uslovima depresijacija domaće valute ne samo da umanjuje prinose ostvarene na tržištu akcija, nego uvećava i volatilnost na tržištu akcija. Kako je utvrdio da između deviznog kursa i akcija postoji negativna korelacija, onda je zaključak da je njihov odnos u skladu balansirano portfolija u posmatranom periodu. Lijang i drugi (Liang i drugi, 2013) su istraživali kauzalnu vezu između tržišta akcija i deviznog tržišta na pet zemalja Jugoistočne Azije – Indonezija, Malezija, Singapur, Tajland i Filipini (ASEAN-5), upotrebljavajući panel Grejndžer i panel DOLS metodologiju. Utvrđeno je da je veza između ova dva tržišta u negativnoj korelaciji, što je u skladu sa teorijom balansirano portfolija, i da u dugom roku u proseku 1% promene deviznog kursa uzrokuje 3,96% na tržištu akcija. Takođe, utvrdili su uz pomoć Grendžerove kauzalnosti da između ova dva tržišta postoji jednosmerni efekat preliivanja, od deviznog tržišta ka tržištu akcija.

Studija koju je uradio Lin (2012), je analizirala zajedničko kretanje deviznog kursa i akcija u šest azijskih zemalja u usponu. Preko ARDL metodologije utvrdio je da veza između ova dva tržišta postaje jača za vreme kriznih perioda u poređenju sa mirnim periodima. Štaviše, rezultati sugerišu da za vreme krize efekti preliivanja šokova teku najčešće od tržišta akcija ka deviznom tržištu, predlažući da kreatori ekonomske politike treba da više stimulišu rast i privlačenje stranog kapitala kako bi se sprečile buduće valutne krize. Takođe, utvrdio je da ovakva interaktivna veza između ova dva tržišta, nije jaka u slučaju izvozno orijentisane industrije, što implicira da ovu vezu determiniše finansijski bilans, pre nego tekući bilans, što je u skladu sa teorijom balansirano portfolija. Filaktis i Ravacolo (Phylaktis i Ravazzolo, 2005) su istraživali kratkoročnu i dugoročnu dinamiku između tržišta akcija i deviznog kursa, kao i kanale preko kojih se eksterni šokovi prenose na ova tržišta. Korišćena je metodologija kointegracije sa mesečnim podacima, na uzorku pet istočno azijskih zemalja – Hong Kong, Malezija, Singapur, Tajland i Filipini. Rezultati su ukazivali da su tržište akcija i deviznog kursa pozitivno povezani, odnosno u skladu sa modelom toka, a da se posredstvom tržišta SAD ova veza ostvaruje.

Takođe, autori tvrde da veze između ova dva tržišta nisu određena ograničenjima na deviznom tržištu, ali i da finansijske krize imaju kratkoročnog uticaja na dugoročnu dinamiku između ovih tržišta.

Sauer i Boara (Sauer i Bohara, 2001) su koristili panel podatke za 22 industrijalizovane zemlje i za 69 zemalja u usponu i manje razvijenih zemalja, tokom perioda 1973-1993. Studija je pružila dokaz da je volatilitnost deviznog kursa mnogo više štetna za zemlje u usponu i slabije razvijene zemlje, posebno one u Latinskoj Americi i Africi, nego za OECD zemlje i zemlje u usponu u Aziji. Posebno su obratili pažnju na regionalne razlike u volatilitnosti deviznog kursa. U skladu sa tim, izvoznici iz Latinske Amerike i Afrike se suočavaju sa najvišim stepenom neizvesnosti, i prema tome su najviše pogođeni. Autori iznose mišljenje da u ovim zemljama kreatori ekonomske politike koji traže način da promovišu svoj izvoz, treba da ulože više napora u mere koje će doprinostiti stabilnosti deviznog kursa. U studiji koju su sproveli Ulku i Demirdži (Ulku i Demirci, 2012), istraživala se interakcija između deviznog tržišta i tržišta akcija na dnevnim i mesečnim podacima od 2003-2010, posmatrajući Mađarsku, Poljsku, Češku, Tursku, Rusiju, Ukrajinu, Rumuniju i Hrvatsku. Ovi autori su tvrdili da trenutni efekat preliivanja između tržišta akcija i deviznog kursa zavisi od dubine tržišta. Na primer, tamo gde su tržišta uska i plitka, reakcija sa drugog tržišta se prenosi sa određenim kašnjenjem. Sa druge strane, tamo gde su tržišta duboka postoji jaka veza između ovih tržišta, kao npr. u Turskoj. Rezultati ovu studije obezbeđuju samo skromnu podršku modelu toka, zato što se efekat šoka sa deviznog tržišta efektira na tržištu akcija sa nekoliko meseci kašnjenja. Putanja reakcije tržišta akcija na šokove koji dolaze sa deviznog tržišta su slični dobro poznatoj J-krivi, ali, kako navode, iz drugih razloga. U tekućem mesecu, tržište akcija nije sposobno da odreaguje na pravi način na šokove koji dolaze sa deviznog tržišta, u smislu poboljšane konkurentnosti, nego se to ispoljava tek nekoliko meseci kasnije.

Živkov i drugi (u štampi; b) su analizirali odnos između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u četiri tranzitorne zemlje (Češka, Poljska, Mađarska i Rusija). Koristeći dnevne podatke u periodu od januara 2002. do marta 2014. ovi autori su pokušali da utvrde preko DCC-EGARCH modela da li je interaktivni odnos između dva tržišta u skladu sa modelom toka ili modelom balansirano portfolija. Parametri ocenjene dinamičke korelacije su u Češkoj, Poljskoj i Mađarskoj imali dominantno negativan predznak, što je sugerisalo da je odnos između dva tržišta u ovim zemljama u skladu sa modelom balansirano portfolija. U Rusiji, negativni parametri

dinamičke korelacije su detektovani tek od 2008, odnosno od perioda kada je Centralna banka Rusije dozvolila veću slobodu tržišnim faktorima da determinišu vrednost rublje na deviznom tržištu. Takođe, koristeći linearnu kotrljajuću regresiju kao komplementarnu analizu, utvrđeno je da u sve četiri zemlje volatilitet deviznog kursa ima mnogo većeg uticaja na dinamičku korelaciju od volatiliteta indeksa. Boko i drugi (Boako i drugi, 2015) su ispitivali dinamičku vezu između tržišta akcija u Gani i nacionalne valute u Gani (cedi), izražene preko šest pariteta, upotrebljavajući metodologiju kvantilne regresije na dnevnim podacima. Njihovi rezultati sugerišu da teorijski pristup toka dominira nad modelom balansirano portfolija u Gani, ističući da poboljšani trgovinski bilans doprinosi performansama tržišta akcija Gane. Takođe je utvrđeno da, za razliku od drugih posmatranih pariteta, depresijacija (depresijacija) deviznog kursa cedi/dolar trenutno deluje na tržište akcija u Gani.

1.4.3. Pregled literature koja istražuje efekat preliivanja između akcija i deviznog kursa u razvijenim zemljama

Alui (Aloui, 2007) je istraživao transmisione mehanizme volatiliteta i kauzalnosti između deviznog kursa i akcija na primeru Amerike i još nekih visoko razvijenih zemalja Evrope u periodu pre i posle uvođenja evra. On je koristeći multivarijacioni EGARCH model pronašao značajno preliivanje volatiliteta od tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa u oba perioda, za većinu zemalja. Suprotnu kauzalnost, od deviznog kursa ka akcijama je pronašao u tri od pet zemalja u post-evro periodu, dok u pre-evro periodu nije pronašao ni u jednoj zemlji. Utvrdio je da je jačina preliivanja volatiliteta mnogo jača od akcija ka deviznom kursu, nego obrnuto. U radu Bernarda i Galatija (Bernard i Galati, 2000) je utvrđeno da fluktuacije dolara imaju malog ili nemaju uopšte efekta na odluke investitora kad donose odluku da investiraju u SAD. Ovi nalazi sugerišu da oscilacije američkog dolara nemaju uticaja na tržište akcija u SAD. Bodart i Reding (1999) su ispitivali vezu između obrazaca volatiliteta na tržištima obveznica, deviznog kursa i akcija, na uzorku od šest visoko razvijenih zemalja Evrope. Nalazi su ukazivali na postojanje veze između tržišta deviznog kursa i tržišta obveznica, ali nisu pronašli da takva slična veza postoji između ova dva tržišta i tržišta akcija. Zaključili su da je domaća monetarna politika ključna za volatilitet na tržištu obveznica, dok se volatilitet na tržištu akcija vezuje za fundamentalnu makroekonomsku neizvesnost.

Frensis i Hanter (Francis i Hunter, 2006) su ispitivali efekat prelivanja srednje vrednosti i volatilnosti na nedeljnim podacima, između različitih tržišta deviznog kursa i akcija u nekoliko visoko razvijenih zemalja – SAD, Kanada, Nemačka, Japan i Velika Britanija. Rezultati su ukazivali na statistički značajnu dvosmernu vezu prelivanja srednje vrednosti od kanadskog dolara, nemačke marke, britanske funte i japanskog jena ka američkom tržištu akcija. Takođe, pronašli su statistički značajno prelivanje volatilnosti u oba smera od tržišta akcija ka deviznom kursu i obrnuto, sa tim što je efekat prelivanja od deviznog tržišta ka tržištu akcija mnogo jače nego obrnuto. U svojoj studiji, Stavárek (2005) je ispitivao na mesečnim podacima kratkoročnu i dugoročnu dinamičnu vezu između akcija i deviznog kursa na grupi od devet razvijenih zemalja i zemalja u razvoju. Posmatrajući razvijene zemlje (Austriju, Francusku, Nemačku, SAD i Veliku Britaniju), dokazi su pokazali da dugoročna veza između ove dve varijable ne postoji u periodu 1970-1992, zbog tadašnjih aranžmana koja su ograničavala volatilnost deviznih kurseva u veoma uskim koridorima, poput bretonvudskog sistema i evropskog ERM aranžmana. Međutim, posmatrajući period od 1993. do 2003. rezultati su pokazali da postoji jaka dugoročna veza u razvijenim zemljama između ova dva tržišta i da se ona kreće u smeru od akcija ka deviznom kursu, ali ne i obrnuto. Sa druge strane, posmatrajući nove članice EU - Poljsku, Češku Slovačku i Mađarsku, on nije pronašao dugoročnu vezu u ovim zemljama, a kao razloge navodi relativnu nerazvijenost ovih tržišta, kao i sprovođenje kvazi-fiksni režima deviznog kursa.

Mur i Vang (Moore i Wang, 2014) su ispitivali vremenski-promenljivu korelaciju između akcija i realnog deviznog kursa u četiri razvijene zemlje (Australija, Japan, Velika Britanija i Kanada) i šest azijskih zemalja u razvoju. Rezultati su ukazivali na negativnu vezu između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u svim zemljama, što je u skladu sa modelom balansirano portfolija. Ispitivajući faktore koji utiču na takvu vezu, oni su ukazali da je u slučaju Kanade taveza podsticana usled sve veće internacionalizacije trgovine i mobilnosti kapitala. Sa druge strane, u slučaju Australije i Velike Britanije, diferencijali kamatnih stopa između dve zemlje doprinose ovakvoj korelaciji. Što se tiče azijskih zemalja, između ostalih i Japana, autori navode da je glavna sila koja utiče na dinamičku vezu između tržišta akcija i deviznog kursa tekući bilans, sugerišući da on ima vodeću ulogu u integraciji sa SAD. Kaporale i drugi (Caporale i drugi, 2014) su ispitivali prirodu veze između prinosa na akcije i promena deviznog kursa u pet razvijenih zemalja – SAD, Velika Britanija, Kanada, Japan, Švajcarska i celokupnoj evro zoni,

upotrebljavajući DCC-GARCH metodu na nedeljnim podacima od 2003-2011. Konkretno, kada su posmatrali vezu preko srednje vrednosti oni su pronašli da u kratkom roku postoji jednosmerna veza od akcija ka deviznom kursu u SAD, Japanu i Velikoj Britaniji. Sa druge strane, obrnuta kauzalnost je pronađena u Kanadi, a u Švajcarskoj i celoj evro zoni veza je bila dvosmerna. Takođe, ispitivali su kauzalnost posmatrajući varijansu, a tu je uzročnost išla od akcija ka deviznom kursu u SAD, u suprotnom smeru u Japanu i evro zoni i dvosmerna veza u varijansi je pronađena u Švajcarskoj i Kanadi.

Čkili i drugi (Chkili i drugi, 2012) su ispitivali efekte asimetrije i osobine duge memorije u odnosu između tri tržišta akcija – Francuske, Nemačke i Velike Britanije i dva devizna kursa USD/EUR i USD/GBP, na bazi dnevnih podataka. U analizi su koristili FIAPARCH model kao osnovu za postavljanje modela konstantne uslovne korelacije, kako bi utvrdili prenos volatilnosti između pomenutih tržišta. Rezultati su ukazivali na snažnu dvosmernu vezu između posmatranih tržišta, ističući da njihovi nalazi mogu mnogo pomoći u portfolio diverzifikaciji i strategijama hedžiranja rizika kada su u pitanju Francuska i Nemačka, a manje kada je u pitanju Velika Britanija. Jau i Ni (Yau i Nieh, 2009) su empirijski istraživali efekte tajvanskog dolara na cene akcija u Japanu i Tajvanu. Oni su upotrebljavali mesečne podatke od 1991-2008, koristeći granični model korekcije greške (TECM). Dokazi su ukazivali da postoji dugoročna ravnotežna veza između tajvanskog dolara i cena akcija u Japanu i Tajvanu i da je smer od deviznog kursa ka cenama akcija. Istraživači su takođe posmatrali tajvanski dolar u odnosu na američki dolar i pronašli dugoročnu vezu između ovog kursa i cena akcija na Tajvanu. Sa druge strane, utvrđeno je testom TECM Grendžerove kauzalnosti da kratkoročna veza ne postoji između ove dve finansijske aktive u slučaju obe zemlje.

Hatemi i Irandust (Hatemi i Irandoust, 2005) su ispitivali kauzalni odnos između švedske krune i švedskog indeksa General index of Stockholm, upotrebljavajući mesečne podatke u periodu 1993-1998. U analizi su upotrebljavali VAR model i multivarijacionu MWald statistiku da testiraju restrikciju parametara u modelu. Na bazi dobijenih rezultata, ispostavilo se da je kauzalnost jednosmerna i da teče od tržišta akcija ka deviznom kursu. Jedan od retkih radova koji su koristili godišne podatke su uradili Inči i Li (Inci i Lee, 2014). Oni su u svojoj studiji ispitivali odnos između deviznog kursa i akcija na uzorku od 8 visoko razvijenih zemalja (Francuska, Nemačka, Švajcarska, Velika Britanija, SAD, Kanada i Japan) u periodu 1984-2009, uzimajući u obzir njihov dinamički efekat i kauzalnu vezu. Dinamička relacija je ispitivana u oba

smera. Takođe je ispitivan efekat poslovnih ciklusa i asimetričnog efekta deviznog kursa na akcije. Utvrđeno je da legirani devizni kurs ima značajnog efekta na akcije u većini analiziranih zemalja i dokaza da kauzalnost ide od deviznog kursa ka akcijama. Autori ističu da je ovaj nalaz značajan uzimajući u obzir da su tržišta akcija u ovim zemljama prilično efikasna. Takođe je pronađena i obrnuta kauzalnost, što govori protiv tzv. zagonetke buduće premije rizika (forward premium puzzle). Njihovi rezultati su pokazali da je dinamička relacija između ova dva tržišta značajnija i jača u periodima recesije nego u periodima ekspanzije, ukazujući da je stoga veza osetljiva na promenu poslovnih ciklusa.

1.4.4. Pregled literature koja istražuje efekat preliivanja između akcija i deviznog kursa u zemljama u usponu

Bak i drugi (Baak i drugi, 2007) su ispitivali uticaj deviznog kursa na izvoz na primeru četiri Istočno Azijske zemlje (Hong Kong, Južna Koreja, Singapur i Tajland). Koristeći kvartalne podatke izvoza ovih zemalja u Japan i SAD 1981-2004, na bazi kointegracionog testa i modela korekcije greške su došli do zaključka da volatilitnost deviznog kursa ima negativnog uticaja na izvoz kako u dugom, tako i u kratkom roku. Ovo važi za sve zemlje sem za Hong Kong. Rezultati su ukazivali da realna depresijacija kursa ima pozitivnog efekta na izvoz ovih zemalja, što je u skladu sa modelom toka. Bonga-Bonga i Hoveni (2013) su ispitivali preliivanje volatilitnosti između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u Južno Afričkoj Republici (JAR), koristeći dnevne i nedeljne podatke. Upotrebljavajući EGARCH metodologiju pronašli su jednosmernu vezu, od tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa, ali ne i obrnuto. Zaključili su da značajan priliv kapitala, zbog obimnog učešća stranih investitora na tržištu akcija JAR doprinosi ovakvom odnosu između akcija i deviznog kursa.

U svom radu, Caporale i drugi (2002) su ispitivali uzročan odnos između deviznog kursa i akcija na četiri istočno azijske zemlje, koristeći BEKK-GARCH metodologiju. Pokušavajući da utvrde efekat azijske krize 1997, oni su podelili uzorak na period pre i posle izbijanja krize. Rezultati su ukazivali na to da je u razvijenijim i stabilnijim zemljama (Japan i Južna Koreja) odnos između ova dva tržišta u skladu sa pristupom balansirano portfolija. Za druge dve zemlje (Tajland i Indonezija), utvrđeno je da je efekat preliivanja volatilitnosti jednosmeran, tj. od tržišta akcija ka deviznom tržištu. Takođe, posmatrajući kraće uzorke generalni zaključak je da šokovi

sa tržišta akcija ka deviznom tržištu imaju jači efekat u periodu posle krize u poređenju sa periodom pre krize i celim periodom. Čkili i drugi (Chkili i drugi, 2011) su ispitivali uticaj promene deviznog kursa na volatilnost tržišta akcija u četiri zemlje u usponu (Hong Kong, Singapur, Malezija i Meksiko). Oni su upotrebljavali Markov switching-EGARCH model kako bi napravili distinkciju između mirnih i turbulentnih perioda. Rezultati su opravdali upotrebu ove metodologije jer je prisustvo dva različita režima bilo evidentno. Takođe, oni su pronašli dokaz koji je govorio da efekat preliivanja šokova postoji od deviznog tržišta ka tržištu akcija, jer je parametar u jednačini uslovne varijanse bio pozitivan i statistički značajan za sve analizirane zemlje, sem Hong Konga. Zaključili su da rastuća volatilnost na deviznom tržištu uzrokuje porast volatilnosti na tržištu akcija.

Čkili i Nujen (Chkili i Nguyen, 2014) su ispitivali odnos između deviznog kursa i akcija u BRICS zemljama koristeći autoregresivni Markov switching model i nedeljne podatke od 1997. do 2013. Rezultati su ukazivali na postojanje dva različita režima. Što se tiče odnosa između akcija i deviznog kursa, utvrđeno je da devizni kurs na utiče na akcije, bez obzira koji režim se posmatra. Sa druge strane, efekat od tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa je značajan u svim zemljama sem u Južno Afričkoj Republici, i taj efekat je jači u periodima veće volatilnosti. Fedorova i Salim (Fedorova i Saleem, 2010) su ispitivali vezu između tržišta akcija i deviznog kursa u četiri velike postkomunističke zemlje – Češka, Poljska, Mađarska i Rusija na bazi nedeljnih podataka u periodu 1995-2008. Koristeći bivarijacionu BEKK-GARCH metodologiju utvrdili su postojanje preliivanja šokova i volatilnosti između ovih tržišta. Konkretno, pronašli su da u slučaju Rusije i Poljske postoji dvosmerno preliivanje šokova, dok u Mađarskoj i Češkoj preliivanje šokova se odvija od deviznog tržišta ka tržištu akcija. Što se tiče preliivanja volatilnosti, rezultati su pokazali da se u svim zemljama volatilnost koja je nastala na deviznom tržištu preliiva na volatilnost tržišta akcija, samo u slučaju Češke postoji i preliivanje volatilnosti od tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa.

Živkov i drugi (2015; c) su ispitivali dvosmeni efekat preliivanja šokova između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u četiri tranzitorne zemlje (Češka, Poljska, Mađarska i Rusija), koristeći dnevne podatke u periodu od januara 2002. do decembra 2014. Ovi autori su koristili nekoliko specifikacija frakciono integrisanog GARCH modela, određujući za svaku varijablu optimalni FIGARCH model. Takođe, svaki model je posmatran sa i bez uključivanja strukturnih lomova, koji su detektovani preko ICSS algoritma. Rezultati su ukazivali da u svim zemljama

postoji dvosmerni efekat preliivanja šokova između dva tržišta, stim što je taj efekat mnogo jači od smera deviznog tržišta ka tržištu akcija nego obrnuto. Takođe je utvrđeno da svi modeli sa implementiranim strukturnim lomovima imaju bolje performanse od modela bez lomova. Grambovas (2003) je posmatrao tri ekonomije – Češku, Mađarsku i Grčku, pokušavajući da odredi kauzalnu vezu između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa. Rad je ispitivao kratkoročnu i dugoročnu vezu između ova dva tržišta, kao i kanale preko kojih se šokovi prenose između tržišta. Koristeći multivarijacionu kointegraciju, došao je do zaključka da šokovi na mađarskom tržištu akcija uzrokuju efekte na mađarskom deviznom tržištu, ali ne obrnuto. Sa druge strane, na tržištima Češke i Grčke, šokovi sa deviznog tržišta utiču na tržište akcija, ali bez obrnutog uticaja. U istraživanju koje je sproveo Morales (2008), ispitivano je preliivanje srednje vrednosti i volatilnosti između deviznog kursa i akcija u šest Latino američkih zemalja. Njegovi rezultati su ukazivali da u ovim zemljama postoji dvosmeran efekat preliivanja, ali da je uticaj šokova koji dolaze sa tržišta akcija i pogađaju devizno tržište mnogo jači nego obrnuti efekat.

Pan i drugi (2007) su ispitivali vezu između deviznog kursa i akcija u sedam istočno-azijskih zemalja na dnevnim podacima i koristeći Grendžerovu kauzalnost, VAR metodologiju i kointegraciju. Njihovi rezultati su ukazivali na signifikantnu vezu u smeru od deviznog kursa ka akcijama pre azijske krize 1997. u Hong Kongu, Maleziji, Japanu i Tajlandu. Takođe su pronašli efekat preliivanja od tržišta akcija ka deviznom kursu pre krize u Hong Kongu, Južnoj Koreji i Singapuru. U periodu azijske krize nijedna zemlja nije pokazala značajnu uzročnost od akcija ka deviznom kursu, međutim suprotna uzročnost je pronađena u svim zemljama sem u Maleziji. Takođe, autori tvrde da ova veza varira u intenzitetu među analiziranim ekonomijama, a mogući razlozi su obim trgovine, stepen kontrole tokova kapitala, kao i veličina i razvijenost tržišta akcija. U svojoj studiji, Smit i Nanda (Smyth i Nandha, 2003) su ispitivali odnos između akcija i deviznog kursa u Indiji, Šri Lanci, Bangladešu i Pakistanu. Upotrebljavajući kointegracioni test, došli su do rezultata koji su ukazivali da postoji jednosmerna veza u Indiji i Šri Lanci koja ide od deviznog kursa ka akcijama. Kada su isti test primenili na Bangladeš i Pakistan, ispostavilo se da u ovim zemljama ne postoji veza između ova dva tržišta. Osvrćući se na Indiju i Šri Lanku, ovi autori ističu da njihovi rezultati imaju jasne implikacije na ekonomsku politiku pošto promene devznog kursa utiču na izvoz firmi, što posledično utiče na vrednost akcija.

Vu (Wu, 2000) je istraživao efekat preliivanja između deviznog kursa i tržišta akcija u Singapuru, i kako je utvrdio kauzalna veza postoji samo u smeru od deviznog kursa ka akcijama.

Upotrebljavajući VEC metodologiju, on je sugerisao da tokom perioda 90-ih godina apresijacija singapurskog dolara u odnosu na američki dolar i malezijski ringit, kao i depresijacija u odnosu na japanski jen i indonežanski rupi je imalo dugoročnog pozitivnog efekta na akcije u Singapuru. Takođe, utvrdio je da monetarni šokovi više utiču na odnos između akcija i deviznog kursa kada se posmatra paritet u odnosu na američki dolar i malezijski ringit. U svom radu, Žao (Zhao, 2010) je istraživao dinamičku vezu između deviznog tržišta i tržišta akcija u Kini u periodu 1991-2009. Rezultati na bazi kointegracionih testova su pokazali da ne postoji stabilna dugoročna veza između juana i kineskih akcija, jer Kina ima značajnog uticaja na devizno tržište, sprovodeći strogo upravljano fluktuirajući kurs.

Lin (2012) je ispitivao zajedničko kretanje između deviznog kursa i vrednosti akcija u Indiji, Indoneziji, Koreji, Filipinima, Tajvanu i Tajlandu, koristeći mesečne podatke u periodu 1986-2010. Upotrebljavajući ARDL model, autor je uključio u model značajne institucionalne događaje, kao što su liberalizacija tržišta i finansijske krize. Empirijski dokazi ukazuju da međusobno zajedničko kretanje između ova dva tržišta postaje jače za vreme kriza nego u mirnim periodima. Takođe, analiza je pokazala da se efekat uglavnom kreće od tržišta akcija ka deviznom kursu, što doprinosi argumentu da usporavanje ekonomije pogađa tržište akcija, odnosno da posledično primorava tržišne investitore da povlače svoj kapital. Autor je zaključio da je međusoban odnos između tržišta akcija i deviznog kursa u posmatranim zemljama mnogo predeterminisan kapitalno-finansijskim bilansom, nego tekućim bilansom, što je u skladu sa teorijom balansiranog portfolija.

2. Teorijski i metodološki aspekt kvantifikacije volatilnosti finansijskih vremenskih serija

U ovom poglavlju se daje pregled ekonometrijskih modela i testova koji se koriste u istraživačkom procesu. U radu se upotrebljava naučna metoda modeliranja, koja u suštini predstavlja pristup generisanja modela koji simulacijom istražuju osobine empirijskih podataka, ekonomske fenomene, kao i uzročno-posledične veze između posmatranih varijabli. Drugim rečima, cilj je da se primenom odgovarajućih kvantitativnih tehnika, dodele konkretne numeričke vrednosti parametrima u definisanim relacijama, što predstavlja osnovu za analizu postavki ekonomske teorije, kao i za formiranje kritičkog stava prema njima. Pošto modeliranje u ovom radu zahteva upotrebu vremenskih serija, prvi korak u ispravnoj konstrukciji modela je sagledavanje nekih od osnovnih osobina vremenskih serija: stacioniranost, skedastičnost, autokorelacija, empirijska distribucija, teški repovi, grupisanje volatilnosti, efekat poluge, itd. Nakon toga daje se pregled GARCH modela koji se koriste u radu.

2.1. Opšta obeležja vremenskih serija

Da bi se analizirao odnos između akcija i deviznog kursa, u radu se koristi nekoliko univarijacionih i multivarijacionih GARCH modela. Kako bi modeli bili ispravno specifikovani, odnosno kako ne bi došlo do lažne regresije između posmatranih varijabli, vremenske serije koje se koriste u modelu moraju da zadovolje određene karakteristike. Kao prvo, u postupku modeliranja se upotrebljavaju serije stopa prinosa akcija i deviznog kursa. Konkretno, u radu se ne koriste serije običnih stopa prinosa nego logaritmovanih stopa prinosa, koji se još nazivaju kontinuirano sastavljene (continuously compounded) serije (izraz 2.1), i koje se u finansijskoj literaturi najčešće koriste. Praktično, empirijske serije se primenom postupka transformacije pretvaraju u prvu diferencu logaritma, a to je suštinski aproksimacija njene stope rasta.

$$r_t = \Delta \ln P_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \times 100 \quad (2.1)$$

gde je r_t logaritmovana stopa prinosa, a P_t i P_{t-1} su empirijske vrednosti posmatrane serije u periodu t i u prethodnom periodu, odnosno u periodu prve docnje.

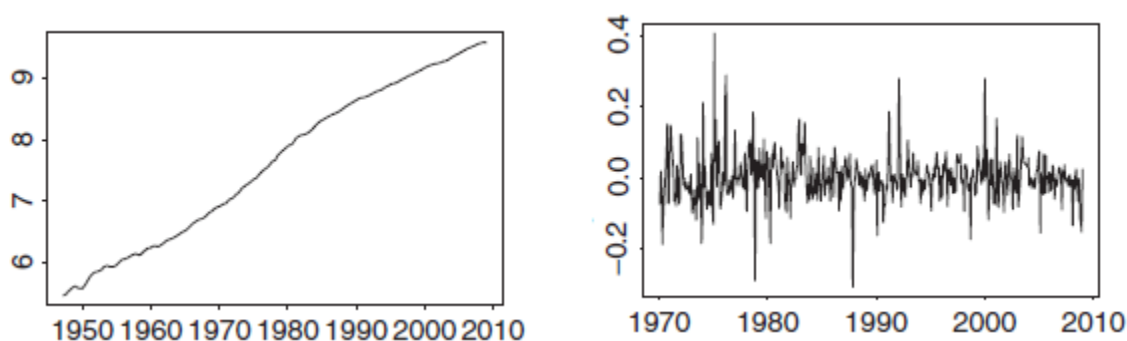
Stacioniranost – Polazna pretpostavka koja mora biti ispunjena da bi GARCH modeli bili dobro postavljeni je da serije koje se koriste u modeliranju budu stacionarne. Stacionarnost je osobina koju serije stope prinosa najčešće zadovoljavaju. Generalno, vremenska serija X_t , kao slučajan proces je stacionarna ako zadovoljava sledeće uslove:

$$E(X_t) = const ; t = 1, 2, 3... \quad (2.2)$$

$$V(X_t) = const ; t = 1, 2, 3... \quad (2.3)$$

$$COV(X_t, X_{t-k}) = f(k) ; t = 1, 2, 3... \quad (2.4)$$

Uslov (2.2) znači da je očekivana vrednost slučajnog procesa X_t nepromenljiva ili vremenski invarijantna; uslov (2.3) znači da je varijansa slučajnog procesa X_t konstantna ili nepromenljiva; i uslov (2.4) znači da je kovarijansa stacionarnog slučajnog procesa funkcija udaljenosti promenljivih, (X_t, X_{t-k}) , i da zavisi samo od njihovog međusobnog rastojanja u vremenu. Vizuelnom inspekcijom se može pretpostaviti da li serija ima jedinični koren ili ne. Na primer, na levom delu slike slike 2.1 se vidi vremenska serija sa konstantnim prirastom kod koje aritmetička sredina datog skupa podataka nije konstantna, jer svako naredno posmatranje izaziva rast srednje vrednosti. U tom slučaju se kaže da vremenska serija nije ergodična jer aritmetička sredina sa asimptotskim posmatranjem ne konvergira ka određenoj vrednosti, nego stalno raste. Sa druge strane, na desnom delu slike 2.1 se vidi serija sa stopama prinosa koja oscilira oko zamišljene srednje vrednosti. Proizvoljnom ocenom, za nju bi se moglo reći da je stacionarna, iako to ne mora da znači dok testovi ne potvrde nedvosmisleno.



Slika 2.1 Nestacionarna i stacionarna vremenska serija

Izvor: Tsay (2010)

Za ocenu stacionarnosti serija, u radu se koriste dva testa: prošireni Diki-Fulerov test (Augmented Dickey-Fuller test, ADF), (Dickey i Fuller, 1979) i KPSS test Kvatkovskog i drugih (Kwiatkowski i drugi, 1992). Kod ADF testa, ocenjuje se nulta hipoteza da vremenska serija sadrži jedinični koren, i ona se prihvata ukoliko ne postoji snažan dokaz protiv nje. To praktično znači da je ADF test nesiguran pokazatelj stacioniranosti kod serija koje su veoma blizu jediničnom korenu. Zbog toga, kao komplementarni test se koristi KPSS test koji ocenjuje suprotnu nultu hipotezu da je vremenska serija stacionarna. Ovaj test je moćniji kod procesa koji su blizu jediničnog korena, a zajedno sa ADF testom će pružiti nedvosmislen dokaz da li je serija stacionarna i pogodna za modeliranje ili ne.

Kod ADF testa, prvi korak je ocenjivanje regresije (2.5).

$$\Delta Y_t = c + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

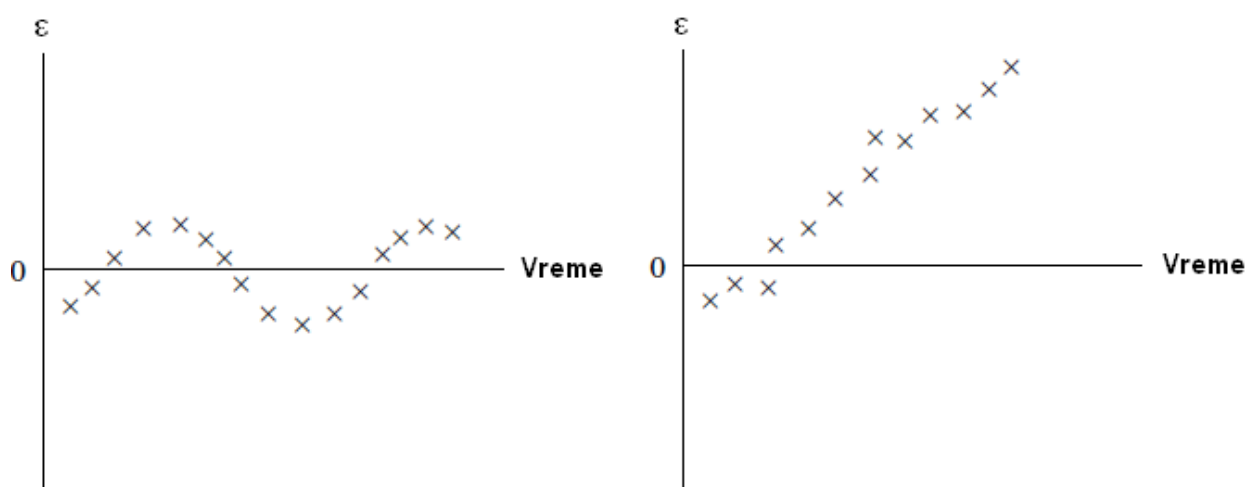
gde je ε_t izraz greške, odnosno beli šum, a $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$. Kod ADF testa se ocenjuje da li je parametar $\delta=0$, odnosno da li je delta veća od kritične vrednosti, i u tom slučaju je serija nestacionarna, odnosno poseduje najmanje jedan jedinični koren. U suprotnom, ako je vrednost δ manja od kritične vrednosti serija je onda stacionarna.

Sa druge strane, KPSS test polazi od regresije $y_t = c + \delta \sum_{i=1}^t \phi_i + \eta_t$ ocenjenih metodom običnih najmanjih kvadrata (OLS). Simbol η_t su reziduali, odnosno beli šum; za $\delta \neq 0$ proces je integrisan, odnosno ima bar jedan jedinični koren, a za $\delta=0$ proces je stacionaran, odnosno hipoteza $H_0 : \delta=0$ je potvrđena. Korišćenjem reziduala kreira se parcijalna suma $S_t = \sum_{i=1}^t \hat{\eta}_i$, a onda je statistika KPSS testa u skladu sa relacijama (2.6):

$$KPSS_T = \frac{\sum_{t=1}^n S_t^2}{n^2 \hat{\omega}_T^2}; \quad \text{gde je: } \hat{\omega}_T^2 = \hat{\sigma}_\eta^2 + 2 \sum_{\tau=1}^T \left(1 - \frac{\tau}{T-1}\right) \hat{\gamma}_\tau; \quad \hat{\gamma}_\tau = 1/n \sum_{t=\tau+1}^n \hat{\eta}_t \hat{\eta}_{t-\tau} \quad (2.6)$$

Autokorelacija – Pojam autokorelacije rezidualne promenljive u regresionoj analizi se odnosi na vremensku zavisnost, odnosno postojanje korelacije između slučajnih greški. To praktično znači da kovarijansa između slučajnih greški nije jednaka nuli $COV(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) \neq 0$. U tom slučaju može se desiti da se efekat slučajne greške iz jednog perioda ispolji u sledećem

periodu. Autokorelacija se najčešće javlja u slučaju ocenjivanja međuzavisnosti između vremenskih serija, a pošto se u radu modeliranje sprovodi korišćenjem vremenskih serija, testiranje autokorelacije je veoma bitno za adekvatnu specifikaciju GARCH modela. Ukoliko bi se GARCH model ocenio uz prisustvo autokorelacije, to bi moglo da izazove dobijanje pristrasnih i neefikasnih ocena parametara. Statistički posmatrano, pristrasnost u ocenjivanju parametara postoji ako očekivana vrednost nije jednaka parametru koji se ocenjuje. Sa druge strane, ocena je neefikasna ako nema najmanju varijansu u klasi nepristrasnih ocena. Takođe, prisustvo autokorelacije bi moglo da naškodi konzistentnosti ocenjivanja, a to u suštini znači da ocena ne teži parametru koji se ocenjuje sa porastom obima uzorka. Na slici (2.2) se mogu videti reziduali koji su vremenski zavisni, odnosno koji su autokorelisani.



Slika 2.2 Vizuelni prikaz autokorelisanih reziduala

Izvor: Gujarati (2004)

Za ocenu prisustva autokorelacije u rezidualima, u radu se koristi LB(Q) test statistika koja se u brojnim naučnim radovima pokazala vrlo efikasnom za detekciju autokorelacije. Autori ovog testa su Ljung i Boks (Ljung i Box, 1978). LB(Q) test statistika se radi najčešće za određeni broj doznji m . Kako ističe Cej (Tsay, 2010), simulacione studije su pokazale da taj nivo treba da bude otprilike $m \approx \ln(T)$, gde je T broj opservacija u seriji. Kod izračunavanja Ljung-Box statistike računaju se autokorelacione funkcije između određenog reziduala (ε_t) i reziduala sa doznjom l (ε_{t-l}):

$$\rho_l = \frac{COV(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-l})}{\sqrt{Var(\varepsilon_t)Var(\varepsilon_{t-l})}} \quad (2.7)$$

i izračunavaju se, redom koeficijenti sa docnjama od 1 do m.

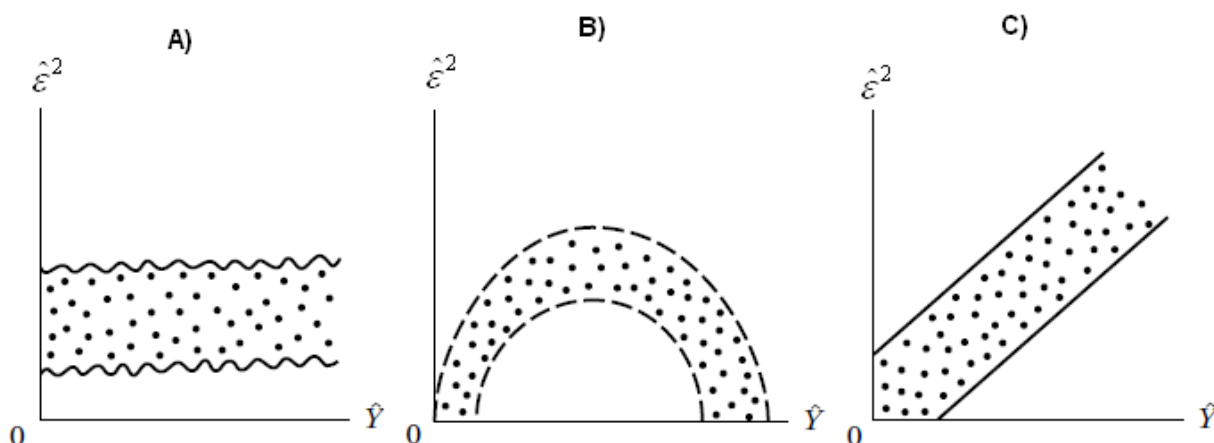
Nakon toga se računa LB(Q) statistika reda m sa hipotezom $H_0: \rho_1 = \dots = \rho_m = 0$, koja se odbija ako je $Q(m) > \chi_\alpha^2$, gde je χ_α^2 percentil reda $100(1-\alpha)$ od hi-kvadrat distribucije sa brojem stepeni slobode m. LB(Q) statistika ima oblik prema jednačini (2.8):

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{l=1}^m \frac{\hat{\rho}_l^2}{T-l} \quad (2.8)$$

Treba reći da ne postoji jedinstveni metod koji bi efikasno rešio problem autokorelacije u GARCH modelu. Ono što se pronalazi u literaturi kao postupak koji može da ukloni autokorelaciju iz reziduala je dodavanje autoregresionog elementa zavisne promenljive u jednačinu srednje vrednosti GARCH modela. Ako je i posle toga autokorelacija i dalje prisutna u rezidualima onda takva serija nije pogodna za modeliranje u GARCH modelu. Pored toga, autokorelaciju je moguće eliminisati ako se posmatra niži nivo agregiranosti podataka, npr. ako je u seriji dnevnih podataka prisutna autokorelacija, transformacijom dnevnih u nedeljne podatke taj problem će verovatno biti rešen.

Heteroskedastičnost – Sledeći preduslov koji je vrlo bitan za pravilnu specifikaciju GARCH modela je odsustvo heteroskedastičnosti u rezidualima. Heteroskedastičnost implicira da je varijansa slučajne greške različita za razne vrednosti nezavisne promenljive, tj. da ne prati neku konstantnu vrednost σ^2 . Drugim rečima, ukoliko slučajne greške pokazuju isti stepen rasejavanja (disperzije) oko svoje srednje vrednosti kaže se da su homoskedastične. Kao i u slučaju prisustva autokorelacije u GARCH modelu, tako i prisustvo heteroskedastičnosti može da izazove dobijanje pristrasnih i neefikasnih ocena parametara. Najjednostavnija metoda detektovanja heteroskedastičnosti je vizuelna inspekcija reziduala ocenjenog modela, tj. preko dijagrama rasturanja. Na slici 2.3 su dati grafički prikazi kvadrata reziduala nasuprot ocenjene vrednosti zavisne promenljive \hat{Y} . Cilj je da se vidi da li je srednja vrednost od Y sistematski povezana sa kvadratima reziduala. Na grafikonu A) se vidi da ne postoji pravilan obrazac između dve varijable, pa su u takvom slučaju slučajne greške verovatno homoskedastične. Sa druge

strane, na grifikonima B) i C) evidentna je određena pravilnost u položaju tačaka, što sugeriše moguću heteroskedastičnost.



Slika 2.3 Homoskedastična i heteroskedastična disperzija reziduala

Izvor: Gujarati (2004)

Naravno, metod grafičke inspekcije nije pouzdano sredstvo detektovanja heteroskedastičnosti, pa u cilju dobija preciznog odgovora da li je heteroskedastičnost prisutna moraju se koristiti određeni testovi. U radu se koristi Ljung-Box test statistika, koja je korišćena za detekciju autokorelacije, ali se sada umesto običnih reziduala koriste njihovi kvadrati, pa je to onda $LB(Q^2)$ test. Na ovaj način se ispituje postojanje autokorelacije u kvadriranim rezidualima, što se naziva autoregresivna heteroskedastičnost. Kritične vrednosti ostaju iste kao i u slučaju $LB(Q)$ testa. Pored toga, kao dodatni test za detekciju heteroskedastičnosti se koristi ARCH test. U GARCH modelu, ARCH test polazi od jednačine srednje vrednosti iz koje izvlači ocenjene rezidualne $\hat{\varepsilon}$. Zatim se reziduali kvadriraju i regresiraju u novoj jednačini sa sopstvenim docnjama reda q , (jednačina 2.9), gde je v_t slučajna greška tog modela.

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t \quad (2.9)$$

Iz jednačine (2.9) se izvlači vrednost koeficijenta determinacije (R^2) i računa se test statistika TR^2 sa distribucijom $\chi^2(q)$, gde je T broj opservacija. Hipoteza H_0 i alternativna hipoteza su: $H_0 : \alpha_1 = 0; \alpha_2 = 0; \alpha_3 = 0; \dots; \alpha_q = 0$, $H_1 : \alpha_1 \neq 0; \alpha_2 \neq 0; \alpha_3 \neq 0; \dots; \alpha_q \neq 0$. Drugim

rečima, ako su parametri $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q$ statistički značajni, onda model ima problema sa heteroskedastičnošću, a ako nisu, onda nema.

Generalno, GARCH modeli veoma retko imaju problema sa vremenski promenljivom varijansom (heteroskedastičnošću), jer njihova specifikacija u jednačini varijanse sadrži najmanje jednu docnju varijanse, što onda uklanja ovaj problem iz modela, ako on uopšte postoji.

Distribucija verovatnoće – U regresionoj analizi, svaka zavisna promenljiva (y) je stohastička i ima svoj raspored verovatnoće, dok nezavisna promenljiva (x) ima fiksne, nestohastičke vrednosti u ponovljenim uzorcima. Prilikom specifikacije GARCH modela potrebno je odrediti teorijsku raspodelu koja najbolje odgovara empirijskoj, odnosno bezuslovnoj raspodeli. Drugim rečima, na bazi sumarnih pokazatelja potrebno je uraditi analizu empirijske raspodele da bi stekao uvid koja teorijska distribucija bi joj najbolje odgovarala. Ovim postupkom se praktično utvrđuje da li se empirijska raspodela može dobro aproksimirati najčešće korišćenom normalnom, tj. Gausovom raspodelom. Ukoliko ne može, onda se na bazi odstupanja od normalne raspodele može steći uvid koji bi drugi vid teorijske distribucije bio adekvatniji. Na taj način, raspodela reziduala će najverovatnije odgovarati distribuciji koja se pokazala optimalnom za empirijsku raspodelu.

Najvažniji pokazatelji prilikom sagledavanja osobina empirijske distribucije su četiri karakteristike: srednja vrednost, varijansa (odnosno standardna devijacija), koeficijent asimetrije (skewness) i koeficijent spljoštenosti (kurtosis). Ova četiri pokazatelja se računaju na sledeći način:

$$\text{Srednja vrednost ili prvi običan moment serije: } \hat{m}_1 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T X_i \quad (2.10)$$

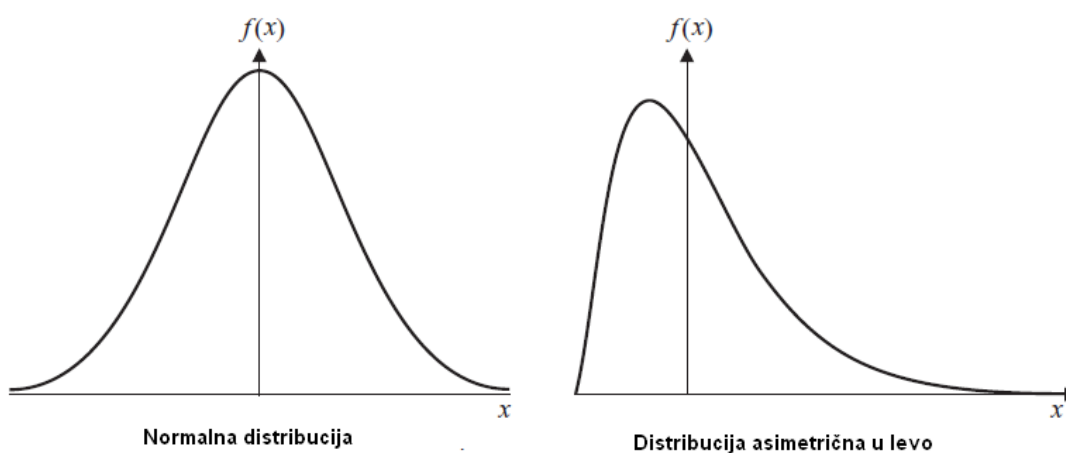
$$\text{Standardna devijacija, ili kvadratni koren drugog centralnog momenta: } \hat{m}_2 = \sigma = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (X_i - \bar{X})^2} \quad (2.11)$$

$$\text{Koeficijent asimetrije ili standardizovani treći centralni moment: } \hat{m}_3 = \frac{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (X_i - \bar{X})^3}{\sigma^3} \quad (2.12)$$

Koeficijent spljoštenosti ili standardizovani četvrti centralni moment: $\hat{m}_4 = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (X_i - \bar{X})^4$ (2.13)

gde je T broj opservacija u uzorku, a \bar{X} srednja vrednost.

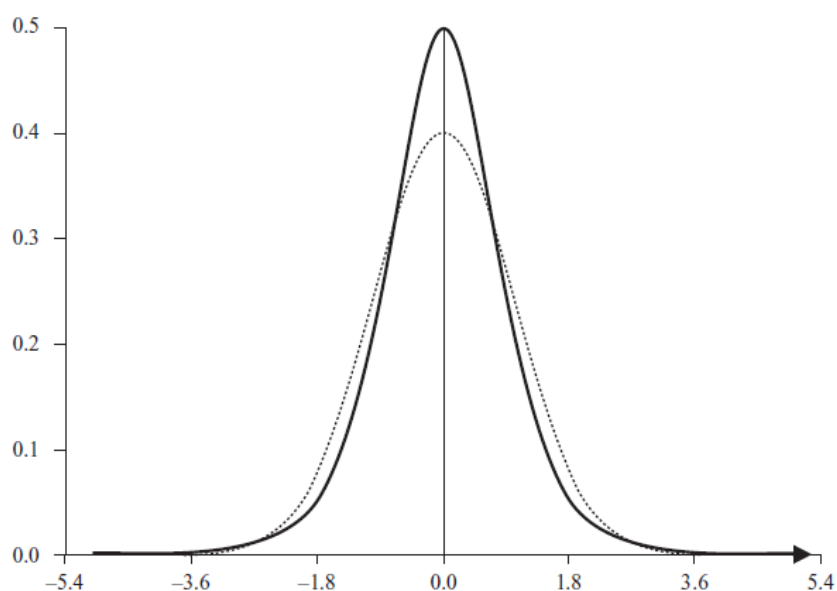
Srednja vrednost predstavlja aritmetičku sredinu posmatranog uzorka. Standardna devijacija predstavlja srednju meru odstupanja pojedinačnih vrednosti uzorka od aritmetičke sredine, i jednaka je kvadratnom korenu varijanse, koja predstavlja prosečno kvadratno odstupanje od proseka. Koeficijent asimetrije pokazuje u kojoj meri postoji koncentracija podataka vremenske serije oko tačke koja je veća ili manja od srednje vrednosti. Ako je raspodela simetrična onda su empirijski podaci raspoređeni približno simetrično oko srednje vrednosti. U suprotnom, podaci će biti grupisani više levo ili više desno u odnosu na srednju vrednost. Tada će repovi raspodele biti duži i deblji na onoj strani na kojoj ima više grupisanih podataka. S obzirom na to se razlikuje asimetričnost u levo ili asimetričnost u desno. Statistički posmatrano, u najvećem broju slučajeva srednja vrednost je veća od medijane kod raspodele koja je simetrična u desno, odnosno manja od medijane ukoliko je raspodela simetrična u levo. Koeficijent asimetrije teži nuli kod simetričnih raspodela, što je odlika normalnih raspodela. Sa druge strane, kod asimetričnih u desno koeficijent je pozitivan, a kod asimetričnih u levo negativan. Na slici 2.4 je dat prikaz normalne distribucije i distribucije kod koje je većina podataka raspoređena levo od srednje vrednosti.



Slika 2.4 Normalna distribucija i distribucija asimetrična u levo

Izvor: Brooks (2008)

Koeficijent spljoštenosti daje opis debljine krajeva empirijske raspodele. Kao i kod asimetričnosti, i spljoštenost se uvek izražava u odnosu na normalnu raspodelu. Kod normalne raspodele vrednost ovog koeficijenta je 3, i ta raspodela se naziva mezokurtična. Ako je koeficijent spljoštenosti kod empirijske raspodele veći od tri, tada su repovi posmatrane raspodele teži od repova normalne raspodele, odnosno to je indikacija da je učestalost ekstremnih vrednosti kod empirijske serije veća. Takva raspodela najčešće ima šiljastiji oblik u odnosu na normalnu raspodelu i naziva leptokurtična (slika 2.5). Drugim rečima, termin debeli krajevi sugeriše da se na krajevima empirijske raspodele nalazi veći deo jedinične verovatnoće, nego što je to slučaj kod repova normalne raspodele. Debeli krajevi su najčešće prisutni kod dnevnih i nedeljnih stopa prinosa finansijskih vremenskih serija. Na slici 2.5 je prikazana normalna distribucija (tanka linija) i leptokurtična distribucija (deblja linija).



Slika 2.5 Normalna i leptokurtična distribucija

Izvor: Brooks (2008)

Za ocenu normalnosti empirijske distribucije, u radu se koristi Žark-Bera statistika, odnosno JB test. Za izračunavanje ovog testa su najznačajnije vrednosti trećeg i četvrtog momenta. Ukoliko je vrednost koeficijenta asimetrije oko nula, a vrednost koeficijenta spljoštenosti oko tri, onda distribucija ima normalnu raspodelu. Kod ocene JB testa, nulta hipoteza pretpostavlja da je izračunata JB vrednost statistički značajna, i onda je empirijska serija

normalno raspoređena sa srednjom vrednošću (μ) i varijansom (σ^2). U suprotnom, nulta hipoteza se odbacuje, što znači da neka druga teorijska distribucija bolje odgovara empirijskoj raspodeli. JB statistika se računa na sledeći način:

$$JB = T \left[\frac{b_1^2}{6} + \frac{(b_2 - 3)^2}{24} \right]; \text{ gde su } b_1 = \frac{\hat{m}_3}{\hat{\sigma}_3} \text{ i } b_2 = \frac{\hat{m}_4}{\hat{\sigma}_4} \quad (2.14)$$

Pošto se u radu koriste dnevne serije, *a priori* pretpostavka je da će takve serije verovatno imati debele repove i asimetričnost. Zbog toga, prilikom postavke GARCH modela će se koristiti standardna Studentova-t distribucija i asimetrična Studentova-t distribucija. Obična ili standardna t-distribucija je simetrična, u obliku zvona, poput normalne distribucije, ali ima deblje repove, što više odgovara ekstremnim vrednostima koje su daleko od srednje vrednosti. Sa druge strane, asimetrična t-distribucija pored debelih repova uzima u obzir i asimetričnost distribucije.

Kako bi se proverilo da li predviđena distribucija u statističkom modelu dobro odgovara empirijskoj raspodeli, koristi se Pirsonov (Pearson) test odgovaranja (goodness of fit test). Mere ovog testa obično sumiraju odstupanja između posmatranih vrednosti i vrednosti koje se očekuju pod datim modelom. Pirsonov test, koji ima χ^2 raspodelu, meri sumu razlika između posmatrane (empirijske) i očekivane frekvencije ishoda, pri čemu je ta razlika kvadrirana i podeljena sa očekivanom frekvencijom ishoda. Pirsonov test se računa kao:

$$P(g) = \sum_{i=1}^r \frac{(n_i - E(n_i))^2}{E(n_i)} \quad (2.15)$$

gde je r posmatrani broj kategorija, n_i posmatrani broj u uzorku koji upada u i -tu kategoriju, a $E(n_i)$ je broj posmatranja za koji se očekuje da bude u i -toj kategoriji kada je H_0 hipoteza tačna. Prema tome, Pirsonova statistika je manja kada je većina empirijskih tačaka bliže očekivanim tačkama, odnosno veća je kada je većina empirijskih tačaka dalje od očekivanih tačaka.

2.2. Univarijaciono modelovanje vremenskih serija

U ovom poglavlju se objašnjava univarijaciono modelovanje vremenskih serija iz klase ARMA modela (autoregressive moving average – autoregresivni model pokretnih proseka). Univarijaciono modelovanje podrazumeva konstrukciju modela samo na osnovu informacija

sadržanih unutar posmatrane vremenske serije, odnosno informacija koje su sadržane u prošlim posmatranjima sopstvene serije i prošlim posmatranjima termina greške, odnosno docnje u rezidualima. Konkretno, da bi se ocenio GARCH model, o kome će biti reči kasnije, potrebno je adekvatno specificovati model srednje vrednosti kako bi reziduali iz tog modela zadovoljili pretpostavku procesa belog šuma, i kako bi kao takvi ušli u model uslovne volatilnosti, odnosno GARCH model. Pretpostavka belog šuma je veoma bitna za specificaciju GARCH modela, jer to ukazuje na to da u seriji reziduala ne postoji nikakva zavisnost između opservacija, u smislu postojanja autokorelacije i heteroskedastičnosti, trenda i sezonske komponente.

Modeli vremenskih serija, u koje spada ARMA model, su obično teorijski. To znači da njihova konstrukcija nije bazirana na određenom teorijskom modelu, koji objašnjava ponašanje određene varijable, nego oni pokušavaju da uhvate empirijski relevantne osobine posmatrane serije. Autoregresivni model pokretnih proseka se praktično sastoji od kombinacije autoregresivnog dela, gde je zavisna varijabla regresirana od svojih prethodnih (legiranih) vrednosti i dela pokretnih proseka gde na zavisnu varijablu utiču prethodne vrednosti reziduala. U nastavku se objašnjavaju individualne komponente ARMA modela.

Autoregresivni proces reda p , $AR(p)$, je model u kome je zavisna varijabla (y) ponderisana od njenih sopstvenih realizacija reda p , odnosno $y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}$, plus element greške $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$, koji je nezavisno i identično distribuiran (Independently and Identically Distributed - IID), sa srednjom vrednošću nula i konstantnom varijansom. Drugim rečima, ε_t je beli šum. Neophodan preduslov kod modelovanja AR procesa je upotreba stacionarnih vremenskih serija, tj. serija koje nemaju jediničan koren. Kao što je ranije rečeno, to su serije koje imaju konstantnu srednju vrednost i varijansu, a da kovarijansa prati određenu funkciju. Posmatrano u algebarskom izrazu, autoregresivni proces može biti zapisan na sledeći način:

$$y_t = c + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \Leftrightarrow y_t = c + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

gde je y zavisna varijabla, c je konstanta, $a_1 \dots a_p$ su parametri modela, a ε_t je slučajna greška ili beli šum.

Sa druge strane, proces pokretnih proseka reda q , $MA(q)$, je specificacija u kome je zavisna promenljiva (y) određena od prethodnih termina greške ili reziduala, plus istovremeni

termin greške, odnosno $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$, koji je takođe nezavisno i identično distribuiran, sa srednjom vrednošću nula i konstantnom varijansom. Navedeni model se koristi pri modelovanju pojava kod kojih se efekti koji su izazvani eksternim događajima ili šokovima javljaju kratkotrajno i trenutno. Za razliku od AR procesa, procesi pokretnih proseka imaju konačnu varijansu, na osnovu čega se može *a priori* zaključiti da su u pitanju stacionarni procesi. U algebarskom zapisu, proces pokretnih sredina ima formu:

$$y_t = c + b_1\varepsilon_{t-1} + b_2\varepsilon_{t-2} + \dots + b_q\varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \Leftrightarrow y_t = c + \sum_{j=1}^q b_j\varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

gde je y zavisna varijabla, c je konstanta, b_1, \dots, b_p su parametri modela, a ε_t je slučajna greška ili beli šum.

Kombinujući AR(p) i MA(q) modele, dobija se autoregresivni model pokretnih proseka reda p i q , odnosno ARMA(p, q). Ovakva postavka implicira da tekuća vrednost neke serije zavisi linearno od njenih legiranih vrednosti i legiranih termina reziduala. Nedostatak običnih AR i MA modela je da obe reprezentacije mogu sadržati relativno mnogo koeficijenata, što smanjuje efikasnost ocenjivanja takvih modela. Sa druge strane, prednost ARMA(p, q) modela u odnosu na pojedinačne AR i MA procese je u tome što ovaj model može uhvatiti kompleksnu strukturu vremenske serije, i imati bolje performanse od običnih AR ili MA modela, sa relativno malo ocenjenih parametara. Opšti izraz ARMA(p, q) modela se može zapisati na sledeći način:

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q b_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

gde je y zavisna varijabla, c je konstanta, a_1, \dots, a_p i b_1, \dots, b_p su parametri modela, a ε_t je slučajna greška ili beli šum.

Kako bi se pronašao optimalni ARMA model za svaku seriju srednje vrednosti akcija i deviznog kursa, u radu se prati Boks-Dženkinsova (Box-Jenkins) procedura specifikacije ARMA modela, koja se sastoji iz tri koraka:

- 1) Identifikacija
- 2) Ocenjivanje
- 3) Provera adekvatnosti modela

Identifikacija – podrazumeva izbor optimalnog reda legova autoregresivne komponente i komponente pokretnih proseka u ARMA modelu. U suštini postoji dva načina utvrđivanja optimalnog nivoa legova. Prvi je preko utvrđivanja autokorelacione funkcije (ACF) i parcijalne autokorelacione funkcije (PACF) vremenske serije i njihovo upoređivanje sa teoretskim ACF i PACF. Glavni nedostatak ove metode je što se obavlja vizuelna inspekcija ACF i PACF, što otvara prostor subjektivizmu i proizvoljnosti. Drugi metod je objektivniji i podrazumeva postavku različitih kombinacija AR i MA elemenata u ARMA modelu i ocenjivanje najadekvatnije kombinacije na bazi određenih informacionih kriterijuma. Odluka se donosi na bazi najniže vrednosti informacionog kriterijuma, odnosno optimalan ARMA model je onaj koji ima najnižu vrednost informacionog kriterijuma. Tri najzastupljenija informaciona kriterijuma koji se mogu pronaći u literaturi, i koji se koriste u ovom radu su: AIC (Akaike information criterion), SIC (Schwartz information criterion) i HQC (Hannan–Quinn information criterion). Svaki informacioni kriterijum obuhvata dva elementa: funkciju rezidualne sume kvadrata i penale za izgubljene stepene slobode zbog dodavanja ekstra parametra u model. Stoga, dodavanje nove docnje u model ima dva suprotstavljena efekta – rezidualna suma kvadrata će opasti, ali će vrednost penala porasti. Prema tome, dodavanjem dodatnog elementa u model će smanjiti informacioni kriterijum samo ako pad rezidualne sume kvadrata bude veći od njenog rasta koji je nastao usled dodavanja novog parametra. Algebarski ova tri kriterijuma se izražavaju kao:

$$AIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \quad (2.19)$$

$$SIC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k}{T} \ln T \quad (2.20)$$

$$HQC = \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \ln(\ln(T)) \quad (2.21)$$

gde je $\hat{\sigma}^2$ rezidualna varijansa, što je ekvivalentno rezidualnoj sumi kvadrata podeljeno sa brojem opservacija u seriji, $k=p+q+1$ je ukupan broj ocenjenih parametara, a T je veličina uzorka. Od ovih kriterijuma najstrožije penale nameće SIC kriterijum, AIC ima najblaže penale, dok je HQC negde između. Iako se prema Bruksu (Brooks, 2008), ne može definitivno tvrditi koji je kriterijum najbolji, u radu se optimalni ARMA model određuje na bazi SIC

informativnog kriterijuma. Takođe, SIC kriterijum se koristi i kod izbora optimalnog GARCH modela, a prilikom poređenja modela sa strukturnim lomovima i bez njih se koriste sva tri informativna kriterijuma.

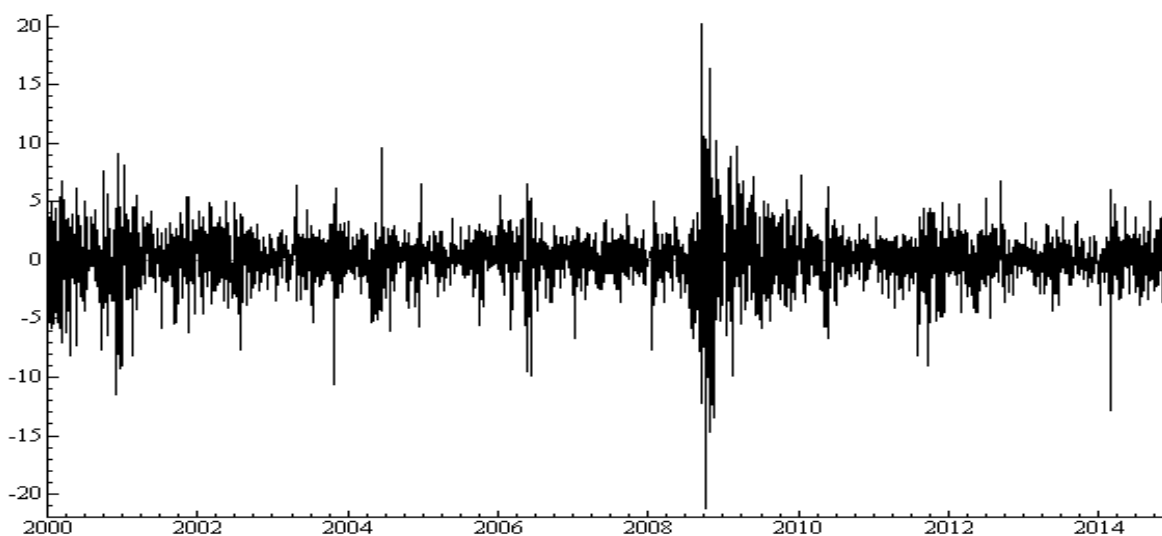
Ocenjivanje – je drugi korak u Boks-Dženkinsovoj proceduri. U radu, prilikom ocenjivanja GARCH modela sa optimalnim ARMA modelom u jednačini srednje vrednosti se koristi metoda maksimalne verodostojnosti (maximum likelihood). Ova procedura traži ocenjene vrednosti koje minimiziraju određenu formu sume kvadrata reziduala. Konkretno, procedura maksimalne verodostojnosti traži vrednosti parametara koji najbolje odgovaraju empirijskim opservacijama.

Provera adekvatnosti modela – poslednji korak je provera adekvatnosti modela. Ocenjeni model treba da prepozna i izvuče sistematske informacije iz empirijske serije podataka. Deo podataka koji je ostao neobjašnjen (reziduali modela) treba da budu relativno mali bez bilo kakvih sistematskih šablona, tj. treba da budu beli šum. Prema tome, provera adekvatnosti modela se svodi na analizu reziduala ocenjenog modela. Kao što je rečeno u prethodnom poglavlju, reziduali ne smeju da imaju autokorelacione i heteroskedastične obrasce i moraju da prate određenu teorijsku raspodelu.

2.3. Modelovanje volatilnosti vremenskih serija

Volatilnost predstavlja jedan od najvažnijih koncepata u finansijama. U linearnoj regresionoj analizi, standardna pretpostavka je da je varijansa kvadrata greške konstantna, odnosno homoskedastična. Međutim, mnoge vremenske serije ispoljavaju heteroskedastičnost, odnosno osobinu kod kojih varijansa nije konstantna tokom vremena, nego se čak i očekuje da ona ispoljava nelinearne osobine, tj. da bude veća u nekim periodima posmatranja. Zbog toga, istraživači su se našli u problemu jer nisu mogli da dobiju pouzdane ocene parametara ukoliko ne konstruišu model koji efikasno prepoznaje heteroskedastičnost, i ugrađuje je u model. Kambel i drugi (Campbell i drugi, 1997) definišu nelinearnost kao proces generisanja podataka kod kojeg je trenutna vrednost zavisne promenljive povezana nelinearno sa trenutnim i prethodnim izrazima slučajne greške. Takođe, prema Bruksu (Brooks, 2008), linearno strukturirani modeli su u nemogućnosti da objasne niz važnih osobina finansijskih vremenskih serija:

- 1) *Leptokurtična distribucija* – kada se kod empirijske serije ispoljava prisustvo debelih repova i kad distribucija ima izraženo šiljast oblik kod srednje vrednosti.
- 2) *Grupisanje volatilnosti* – veoma bitna karakteristika finansijskih vremenskih da se kod serija stopa prinosa javlja tendencija da se volatilnost tokom vremena pojavljuje i ispoljava u klasterima. Ovo se povezuje sa težnjom da su velike promene u cenama aktive (bilo pozitivne, bilo negativne) praćene velikim promenama, dok su male promene praćene malim promenama u cenama. Drugim rečima, to je osobina da se volatilnost pojavljuje u naletima, odnosno da su periodi produžene mirnoće i produžene volatilnosti na tržištu javljaju u grupama. Na primer, na slici 2.6 su evidentni obrasci pojačane volatilnosti na tržištu, koju prate relativno mirni periodi, i periodi pojačane volatilnosti. Ovakva pojava se uobičajeno javlja, u manje ili više izraženom obliku, kod svih serija stopa prinosa, što nagoveštava da se tu javlja trenutna zavisnost u stopama prinosa empirijske serije, odnosno da je volatilnost autokorelisana.



Slika 2.6 Dnevne stope prinosa ruskog RTS indeksa

Izvor: delo autora

- 3) *Efekat poluge* – je fenomen koji se javlja kada volatilnost ima tendenciju da bude veća posle negativnih šokova, nego posle pozitivnih šokova. Ova pojava se još naziva asimetrični efekat ili leveridž efekat.

Konkretno, u radu se koriste modeli koji dobro prepoznaju navedene osobine vremenskih serija, odnosno koji su linearni u srednjoj vrednosti, a nelinearni u varijansi. To su tzv. GARCH modeli. Međutim, pre objašnjavanja GARCH modela, napraviće se kratak prikaz modela koji se koriste za ocenu volatilnosti, a koji su bili prethodnica nastanku GARCH modela.

2.3.1. Model eksponencijalno ponderisanih pokretnih proseka (EWMA)

U početku, kao najjednostavnije mere volatilnosti su se koristile ocene istorijske volatilnosti, tj. varijanse i standardne devijacije, koje su korišćene kao ocene za buduće predviđanje volatilnosti. Međutim, ovo je prilično naivan pristup, jer polazi od toga da bez obzira na to kada se šok u prethodnom periodu desio, on ostavlja na trenutno posmatranje isti efekat. Ovakvo gledište ima ozbiljnih problema da se adekvatno predvide buduća kretanja volatilnosti, zato što bi veliki šok koji se desio u dalekoj prošlosti nosio isti ponder kao šok u relativno bližoj prošlosti, pa bi on ukazivao na potencijalno veliku volatilnost u budućnosti, iako za to ne postoje objektivne naznake. Ove nedostatke su ubrzo pokušali da prevaziđu novi koncepti modeliranja volatilnosti. Pošlo se od pretpostavke da na volatilnost verovatnije više utiču skorašnji događaji, nego događaji u daljoj istoriji, i da uticaj opada eksponencijalno kako se udaljavamo od sadašnjeg trenutka. To je tzv. model eksponencijalno ponderisanih pokretnih proseka (Exponentially Weighted Moving Average – EWMA), koji je praktično ekstenzija merenja istorijske volatilnosti, kod koje opservacije koje su bliže sadašnjem vremenu posmatranja imaju veći ponder od ranijih opservacija. Prema ovom modelu, posmatranja koja su bliža sadašnjosti imaju jači efekat na sadašnji trenutak, a ponderi koji se odnose na kasnije opservacije opadaju eksponencijalno. EWMA model se može izraziti na sledeći način:

$$\sigma_t^2 = (1 - \lambda) \sum_{j=0}^{\infty} \lambda^j (r_{t-j} - \bar{r})^2 \quad (2.22)$$

gde je σ_t^2 ocena varijanse u periodu t , r_{t-j} je empirijska stopa prinosa u periodu $t-j$, \bar{r} je prosečna vrednost ili aritmetička sredina izračunata za ceo uzorak, a λ je faktor opadanja, koji određuje koji ponder će se dati skorašnjim u odnosu na kasnija posmatranja. U literaturu se obično uzima da je λ faktor 0,94, a da je \bar{r} nula. Ako se posmatraju dnevni podaci nije nerazumna

pretpostavka da je srednja vrednost stopa prinosa (\bar{r}) nula, pa čak iako nije nula onda je vrlo blizu nule što neće stvoriti probleme u tačnosti predviđanja.

Međutim, iako elegantan i relativno jednostavan za izračunavanje, EWMA koncept ima svojih ograničenja. Prvi je taj da kada se posmatra ograničeni uzorak, što je slučaj u najvećem broju istraživanja, za razliku od neograničenog posmatranja koje implicira relacija (2.22), onda će suma pondera biti manja od 1. U slučaju manjih uzoraka, taj problem bi bio prilično izražen. Drugi nedostatak je taj da predviđanje volatilnosti ima tendenciju ka neuslovnoj varijansi (unconditional variance) kako se horizont posmatranja uvećava, odnosno serije volatilnosti teže ka svojoj srednjoj vrednosti (mean-reverting). To znači da ako je volatilnost trenutno na visokom nivou relativno u odnosu na svoj istorijski prosek, ona će imati tendenciju da se vrati ka tom proseku. U EWMA modelima ova osobina volatilnosti nije prepoznata, dok je kod GARCH modela ova osobina jedna od njegovih osnovnih karakteristika.

2.3.2. Model autoregresivne uslovne heteroskedastičnosti (ARCH)

Jedna od osnovnih pretpostavki klasičnog linearnog modela je da je varijansa greške modela konstantna, odnosno $\text{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2$, što se naziva homoskedastičnost. Međutim, ova pretpostavka u većini slučajeva nije tačna. Kako je rečeno u poglavlju 2.3, vremenske serije stopa prinosa obično imaju osobinu da je varijansa greške modela vremenski varijabilna, odnosno heteroskedastična. Odnosno, kao što je rečeno, dokaz prisustva heteroskedastičnosti je osobina grupisanja volatilnosti serije stopa prinosa, gde se javlja neposredna zavisnost u stopama prinosa empirijske serije, odnosno autokorelacije u volatilnosti. Zbog malo verovatne pretpostavke da su slučajne greške homoskedastične, Engl (Engle, 1982) je konstruisao model autoregresivne uslovne heteroskedastičnosti (ARCH), koji ne podrazumeva konstantnost varijanse reziduala i koji opisuje kako se varijansa reziduala razvija tokom vremena. ARCH model opisuje proces kako se uslovna volatilnost slučajne greške menja. Termin „uslovna“ znači da u ARCH modelu volatilnost reziduala direktno zavisi od prethodnih vrednosti (docnji) kvadrata reziduala. Algebarski, to se izražava na sledeći način:

$$y_t = c + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t; \quad \eta_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1) \quad (2.24)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (2.25)$$

gde je σ^2 varijansa slučajne greške ε_t , uslovljena informacijama dostupnim u vremenu t . ARCH(q) proces je određen jednačinom (2.25), i tu se σ^2 naziva uslovna varijansa od ε_t , jer na nju utiču, odnosno ona se menja u skladu sa neposrednim vrednostima kvadriranih reziduala ε_{t-i}^2 . ε_t su reziduali iz jednačine srednje vrednosti (2.23). U izrazu (2.23) jednačina srednje vrednosti sadrži samo konstantu, ali može biti specifikovana znatno složenije, npr. u bilo kojoj formi ARMA modela, ili dodavanjem u model eksternih varijabli (ARMAX). Zapis $\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t$ implicira da slučajna greška ε_t zavisi od slučajne varijable η_t za koju se obično pretpostavlja da je nezavisno i identično distribuirana (IID). U izrazu (2.24) ona prati normalnu Gausovu raspodelu sa srednjom vrednošću 0 i varijansom 1. Na ovaj način ARCH(q) proces može efikasno da opiše fenomen grupisanje volatilnosti, što EWMA model ne može, pošto u apsolutnim vrednostima, visoke vrednosti kvadrata reziduala izazivaju visoku uslovnu varijansu reziduala, i obrnuto.

Osnovni preduslov je da slučajne greške ε_t budu stacionarne. Uslovna varijansa σ^2 mora biti uvek pozitivna, jer se ona regresira sa kvadratima reziduala koji su po definiciji pozitivni. Takođe, ovo implicira da su svi koeficijenti u ARCH modelu nenegativni, tj. $\alpha_i \geq 0, \forall_i = 0, 1, 2, \dots, q$. U ARCH modelu reziduali mogu da uzmu neku drugu formu raspodele, ne mora biti normalna kao što to izraz (2.24) sugeriše. Uglavnom se u modeliranju finansijskih vremenskih serija pretpostavlja prisustvo teških repova, pa se onda uzima neki oblik Studentove- t distribucije.

Uprkos pozitivnim osobina koje ima u odnosu na EWMA model, prema Ceju (Tsay, 2010) i Bruksu (Brooks, 2008), ARCH(q) model ima i svojih nedostataka:

- 1) Ne postoji jedinstveni najbolji način da se odredi red q u ARCH modelu, odnosno broj legiranih kvadrata reziduala, što može dovesti do pogrešne specifikacije modela.
- 2) ARCH model naivno pretpostavlja da pozitivni i negativni šokovi imaju isti efekat na volatilnost, jer volatilnost zavisi od kvadrata reziduala, pa predznak šoka u ARCH

- modelu nije prepoznat. Međutim, u praksi je dobro poznato da negativni šokovi izazivaju više volatilnosti od pozitivnih šokova.
- 3) ARCH model je prilično restriktivan, jer na primer parametar α_1^2 u ARCH(1) modelu mora biti u interval od 0 do 1/3 ako serija ima konačan četvrti momenat. Ograničenje postaje komplikovanije za ARCH modele većeg reda, odnosno ograničenje se nameće u ARCH modelu sa normalnom raspodelom, kako bi uhvatio leptokurtičnu distribuciju.
 - 4) ARCH model ne obezbeđuje nijedan novi uvid za razumevanje izvora varijabilnosti u finansijskim vremenskim serijama. Zamerka je što on na „mehanički“ način opisuje ponašanje uslovne varijanse, ne pružajući naznake šta takvo ponašanje izaziva.
 - 5) Kod predviđanja volatilnosti, ARCH modeli imaju osobinu da značajno prebace buduće empirijske vrednosti, jer oni reaguju sporo na velike izolovane šokove koji se javljaju u vremenskoj seriji.
 - 6) Vrlo značajan nedostatak je da broj legova kvadrata reziduala u ARCH modelu koji su potrebni da objasne svu zavisnost uslovne varijanse može biti vrlo velik. Takav model, sa velikim brojem ocenjenih parametara gubi svoju praktičnu primenu jer postoji velika verovatnoća da će doći do greške prilikom ocenjivanja.
 - 7) Ova tačka se nadovezuje na prethodni nedostatak. Naime, uslov nenegativnosti parametara može biti narušena ako se ARCH model sastoji od velikog broja parametara. Uz uslov *ceteris paribus*, što je više parametara u modelu veća je verovatnoća da jedan od njih bude negativan, što narušava ceo koncept ARCH modela.

Prethodni diskurs vezan za EWMA i ARCH modele predstavlja samo uvod u ubjašnjavanje modela koji ima široku primenu u modeliranju volatilnosti u praksi, i koji se koristi u ovom radu. Reč je o GARCH modelu.

2.3.3. Univarijacioni model generalizovane autoregresione uslovne heteroskedastičnosti (GARCH)

GARCH model je prvi predstavio Bolerslev (Bollerslev, 1986). Praktično posmatrano, kao što ARMA model predstavlja ekstenziju i kombinaciju običnih AR i MA modela, tako i

GARCH model predstavlja proširenje ARCH modela, u kome je uslovna varijansa σ^2 zavisna ne samo od legiranih vrednosti kvadrata reziduala, nego i od svoje sopstvene legirane vrednosti σ_{t-1}^2 . GARCH model ima sledeću formu:

$$y_t = c + \varepsilon_t \quad (2.26)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t; \quad \eta_t \stackrel{iid}{\sim} N(0,1) \quad (2.27)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2.28)$$

gde je σ_t^2 uslovna varijansa slučajne greške ε_t , koja je nezavisno i identično raspoređena sa srednjom vrednošću 0 i varijansom 1. Prema tome, GARCH model se sastoji od dve jednačine – jednačine srednje vrednosti (2.26) i jednačine uslovne varijanse (2.28). Jednačina srednje vrednosti može da uzme bilo koju formu ARMA ili ARMAX modela, a jedini preduslov je da dobro prepoznaje empirijsku seriju, kako bi se reziduali ε_t iz jednačine srednje vrednosti mogli ugraditi u jednačinu uslovne varijanse. Ako bi specifikacija jednačine srednje vrednosti bila pogrešna, i jednačina uslovne volatilnosti bi dovela do pogrešno ocenjenih parametara.

Posmatrajući jednačinu (2.28), GARCH specifikacija je funkcija prošlih kvadrata reziduala i prošle uslovne varijanse. Kao i u ARCH modelu, neophodan uslov za modeliranje GARCH je da reziduali ε_t budu stacionarni. Takođe, kao i u slučaju ARCH modela, i u GARCH modelu ocenjeni parametri $\alpha_i; i=1,2,\dots,q$ i $\beta_j; j=1,2,\dots,p$ moraju biti pozitivni. Pored toga, uslov striktno stacionarnosti je da parametri α i β zadovoljavaju sledeću relaciju:

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (2.29)$$

Iako generalna specifikacija GARCH(q,p) modela može sadržavati veći broj docnji, tj. veći broj prošlih kvadrata reziduala i prošle uslovne varijanse, u praksi je dovoljno da se posmatraju samo prve docnje od ε_t i σ_t^2 , jer takva specifikacija vrlo efikasno prepoznaje grupisanje volatilnosti u vremenskoj seriji, i sasvim je dovoljno koristiti GARCH(1,1) model. Odavde proizilazi jedna od osnovnih prednosti GARCH modela u odnosu na ARCH. Naime,

GARCH modelu je potrebno mnogo manje parametara da oceni, da bi postigao iste performanse kao ARCH model, što ga čini lakšim za ocenjivanje i tumačenje. Pored toga, u GARCH modelu je manje verovatno da se prekrši uslov nenegativnosti parametara.

Prilikom posmatranja GARCH modela, potrebno je praviti razliku između uslovne varijanse (σ_t^2), koja je promenljiva, i neuslovne varijanse ($\text{var}(\varepsilon_t)$), koja je konstantna i koja se računa na sledeći način:

$$\text{var}(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1 - (\alpha + \beta)} \quad (2.30)$$

Ovaj odnos je vrlo bitno sagledati, jer dokle god je $\alpha + \beta < 1$ neuslovna varijansa postoji, a ako je $\alpha + \beta > 1$, tada neuslovna varijansa nije definisana, i to bi se objašnjavalo kao nestacionarnost u varijansi. Nestacionarnost u varijansi nema teorijskog razloga da uopšte postoji, a najčešći razlog zašto se javlja je zbog nestacionarnosti u srednjoj vrednosti. Zbog toga je *condicio sine qua non* postavke GARCH modela da vremenska serija koja se modelira bude stacionarna. Kada bi zbir $\alpha + \beta = 1$ to bi bio slučaj postojanja jediničnog korena u varijansi, što je takođe poznato kao integrisani GARCH ili IGARCH. Kod stacionarnog GARCH modela, predviđanje uslovne varijanse asimptotski konvergira ka dugoročnoj prosečnoj vrednosti varijanse. Sa druge strane, kod IGARCH slučaja ta konvergencija se nikada ne dešava. Generalno, zbir parametara α i β u GARCH modelu je vrlo bitno obeležje, jer meri istrajnost uslovne varijanse (variance persistence), tj. koliko dugo traje efekat šoka na uslovnu varijansu. Drugim rečima, zbir koeficijenata α i β predstavlja tzv. memoriju GARCH modela, odnosno on pokazuje posle kog vremena model gubi moć predviđanja.

Tabela 2.1 Broj perioda (h) posle kojih GARCH(1,1) gubi moć efikasnog predviđanja

$(\alpha + \beta)$	h
0,80	4,11
0,85	5,27
0,90	7,58
0,95	14,51
0,99	69,97
0,999	693,80

Izvor: Francg i Zakoian (2010)

Ukoliko je $(\alpha + \beta)$ blizu nuli, model brzo gubi moć predviđanja, dok se vremenski horizont predvidljivosti uvećava kako se vrednost zbira ovih parametara približava jedinici. Frank i Zakojan (Francg i Zakoian, 2010) je aproksimativno dao paralelni prikaz broja perioda posle kojih GARCH model gubi moć efikasnog predviđanja i sume parametara α i β . U tabeli 2.1, h označava broj perioda. U istraživačkom delu rada, ova suma će igrati značajnu ulogu prilikom sagledavanja karakteristika ocejenih modela.

Ocenjivanje GARCH modela nije moguće preko metode običnih najmanjih kvadrata (OLS), a osnovni razlog je što OLS minimizira rezidualnu sumu kvadrata. Pošto rezidualna suma kvadrata zavisi samo od parametara u jednačini srednje vrednosti, a ne i u jednačini uslovne varijanse, minimiziranje rezidualne sume kvadrata nije više odgovarajući cilj, odnosno ovaj metod nije adekvatan. Umesto toga, za ocenu GARCH modela se upotrebljava tehnika maksimalne verodostojnosti (maximum likelihood), koji radi na principu pronalaženja najverovatnijih vrednosti parametara, uzimajući u obzir empirijske podatke. Drugim rečima, formira se log-likelihood funkcija, tj. logaritam funkcije verodostojnosti, a onda se traže parametri koji je maksimiziraju.

Međutim, kada slučajne greške modela nisu normalno distribuirane ili kada uslovna distribucija nije savršeno poznata, tada se upotrebljava metoda kvazi maksimalne verodostojnosti (quasi maximum likelihood – QML). Pretpostavljajući da su jednačina srednje vrednosti i uslovne varijanse korektno specifikovane, QML produkuje konzistentne i asimptotski normalno distribuirane ocene parametara, čak i tada kada distribucija reziduala u osnovi nije normalna. Konkretno, u radu će se koristiti metod kvazi maksimalne verodostojnosti za ocenu svih GARCH modela. Međutim, pošto distribucije reziduala finansijskih serija imaju prisutnu asimetričnost i leptokurtičnu distribuciju, u radu će se koristiti funkcije log-likelihood za standardnu Studentovu-t raspodelu i asimetričnu Studentovu-t raspodelu. Jednačine (2.30) i (2.31) prikazuju ove log-likelihood funkcije.

$$L_{Sr} = T \left\{ \ln \Gamma \left(\frac{\nu+1}{2} \right) - \ln \Gamma \left(\frac{\nu}{2} \right) - \frac{1}{2} \ln [\pi(\nu-2)] \right\} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\ln(\sigma_t^2) + (1+\nu) \ln \left(1 + \frac{z_t^2}{\nu-2} \right) \right] \quad (2.30)$$

$$L_{SkSr} = T \left\{ \ln \Gamma \left(\frac{\nu+1}{2} \right) - \ln \Gamma \left(\frac{\nu}{2} \right) - \frac{1}{2} \ln [\pi(\nu-2)] + \ln \left(\frac{2}{k+1k} \right) + \ln(s) \right\} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[\ln(\sigma_t^2) + (1+\nu) \ln \left[1 + \frac{(sz_t + m)^2}{\nu-2} k^{-2I_t} \right] \right] \quad (2.31)$$

gde parametar ν označava broj stepeni slobode, mereći stepen debelih repova u raspodeli reziduala, a k je asimetrični parametar. $\Gamma(\bullet)$ je gama funkcija.

Sve do sada rečeno u ovom poglavlju se odnosi na univarijacioni GARCH(1,1) model ili tzv. simetrični GARCH. Međutim, u nekim segmentima analize, simetrični GARCH nije dovoljan, pa su zbog toga nastale mnoge ekstenzije običnog GARCH modela. U sledećem poglavlju će biti reči o nekoliko asimetričnih GARCH modela, koji se koriste u istraživačkom delu rada.

2.3.3.1. Ekstenzija simetričnog GARCH modela – TGARCH model

Jedna od osnovnih primedbi simetričnog GARCH modela je da on jednako posmatra odgovor uslovne volatilnosti na pozitivne i negativne šokove. Ovaj efekat proizilazi iz činjenice što se u jednačini uslovne varijanse ubacuju kvadrirani reziduali, pa se predznak ispred reziduala onda gubi. Međutim, u finansijskoj literaturi je dobro poznato da negativni šokovi izazivaju više volatilnosti nego pozitivni šokovi iste magnitude. Ovaj efekat se naziva efekat poluge ili leveridž efekat, a vezuje se za odnos između sopstvenog i pozajmljenog kapitala. Naime, usled negativnih eksternih šokova na tržištu, može da se desi pad cena akcija kompanije, što izaziva porast odnosa duga i sopstvenog kapitala. Posmatrano sa aspekta akcionara, oni percipiraju da su tada njihove akcije rizičnije, pa imaju veći podsticaj da ih prodaju, čime još više utiču na rast volatilnosti tih akcija.

Običan, simetrični GARCH nema mogućnost prepoznavanja leveridž efekta, pa su autori Glosten i drugi (1993) preporučili dodavanje veštačke promenljive u običan GARCH, što bi imalo za cilj merenje leveridž efekta. Ovaj GARCH se naziva GJR-GARCH prema imenima autora. GJR-GARCH počiva na istom principu upotrebe veštačke promenljive kao i Threshold GARCH model (TGARCH), koji se koristi u istraživačkom delu rada. TGARCH ima sledeću formu:

$$\sigma_t^2 = C + (\alpha + \gamma I_{t-1})\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2 \quad (2.32)$$

$$I_{t-1} = \begin{cases} 1 & \text{if } \varepsilon_{t-1} < 0 \\ 0 & \text{if } \varepsilon_{t-1} \geq 0 \end{cases} \quad (2.33)$$

gde α i β predstavljaju nenegativne parametre koji zadovoljavaju uslov $\alpha + \beta < 1$. Takođe, u TGARCH modelu, uslovna volatilitnost σ_t^2 je pozitivna ako je $\alpha + \gamma \geq 1$, dok je proces stacionaran u kovarijansi ako i samo ako je $(\alpha + \frac{\gamma}{2}) + \beta < 1$. Parametar γ meri asimetrični ili leveridž efekat u smislu da veštačka promenljiva uzima vrednost 1 ako su reziduali negativni, odnosno vrednost 0 ako su reziduali nenegativni. Iz jednačine (2.32) se vidi da kada je efekat pozitivan, onda samo $\alpha \varepsilon_{t-1}^2$ doprinosi objašnjenju σ_t^2 , dok kad je efekat negativan taj uticaj je jači i jednak je $(\alpha + \gamma) \varepsilon_{t-1}^2$.

2.3.3.2. Ekstenzija simetričnog GARCH modela – EGARCH model

Sledeća verzija običnog GARCH modela, koja je često korišćena u finansijskoj literaturi je Exponential GARCH ili EGARCH, kojeg je preporučio Nelson (1991). Osnovna namera kod konstrukcije ovog modela je da se uklone dva bitna nedostatka običnog GARCH modela. Prvi se odnosi na prepoznavanje efekta leveridža, dok bi drugi trebao da reši problem da se uslov pozitivnosti parametara u modelu ne krši, kao što se ponekad desi u običnom GARCH modelu. Razlika u odnosu na obični GARCH je to što je uslovna varijansa logaritmovana $\ln \sigma_t^2$ pa to garantuje njenu pozitivnost, a samim tim i pozitivnost ocenjenih parametara. Specifikacija EGARCH modela ima sledeću formu:

$$\ln(\sigma_t^2) = C + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha(\varepsilon_{t-1}) \quad (2.34)$$

$$\alpha(\varepsilon_{t-1}) = \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 (|\varepsilon_{t-1}| - \sqrt{2/\pi}) \quad (2.35)$$

gde se asimetrični efekat na uslovnu volatilitnost meri izrazom (2.35). Asimetrični efekat u izrazu (2.35) meri i veličinu efekta i predznak. Parametar ψ_1 je određen da meri znak, a ψ_2 je određen da meri veličinu uticaja prošlih reziduala na uslovnu varijansu. EGARCH proces je stacionaran u kovarijansi ako i samo ako je $\beta < 1$.

2.3.3.3. Ekstenzija simetričnog GARCH modela – PGARCH model

Poslednji od asimetričnih GARCH modela koji se koriste u radu je Power GARCH ili PGARCH kojeg su uveli Ding i drugi (1993). Ovi autori su pošli od toga da nema očiglednog

razloga da se pretpostavi da je uslovna varijansa linearna funkcija legiranih kvadrata reziduala ili da je uslovna standardna devijacija linearna funkcija legiranih apsolutnih reziduala. Umesto toga oni posmatraju uslovnu varijansu koja je stepenovana određenim eksponentom, i da su legirana uslovna varijansa, kao i asimetrični uticaj reziduala, takođe stepenovani istim eksponentom. Na ovaj način, kako ističu Ksekalaki i Deginakis (Xekalaki i Degiannakis, 2010), model PGARCH je u mogućnosti da obuhvati sedam različitih specifikacija: ARCH, GARCH, AGARCH, GJR-GARCH, TARCH, NARCH i Log-ARCH. Model nameće tzv. Box-Cox power transformaciju od procesa uslovne standardne devijacije i asimetričnih apsolutnih reziduala. Na ovaj način se praktično linearizuju inače nelinearni modeli. PGARCH model ima sledeći oblik:

$$\sigma_t^\delta = C + \alpha(|\varepsilon_{t-1}| - \mu\varepsilon_{t-1})^\delta + \beta\sigma_{t-1}^\delta \quad (2.36)$$

gde su parametri $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $\delta > 0$, $1 > \mu > -1$. Parametar μ meri efekat asimetrije, i ako je $\mu > 0$ negativni šokovi utiču na uslovnu varijansu više nego pozitivni šokovi, a ako je $\mu < 0$ javlja se obrnuti efekat. Parametar δ je eksponent i on uzima konačne pozitivne vrednosti.

Svi spomenuti univarijacioni GARCH modeli će se koristiti kod ispitivanja efekta preliivanja šokova između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa. U nastavku se objašnjavaju multivarijacioni GARCH modeli koji se koriste u radu.

2.3.4. Multivarijacioni modeli generalizovane autoregresione uslovne heteroskedastičnosti (M-GARCH)

Zbog činjenice da se volatilitnost finansijskih vremenskih serija često kreće sinhrono tokom vremena, razmatranje univarijacionih GARCH modela nezavisno za svaku seriju ponaosob, često nije dovoljno. Zbog toga su široku primenu kod ovakvih istraživanja našli multivarijacioni GARCH modeli (M-GARCH). Oni su po svojoj formi veoma slični univarijacionim GARCH modelima, s tim što multivarijacioni modeli sadrže dodatne jednačine koje objašnjavaju kako se kovarijansa menja tokom vremena. Međutim, postavka adekvatnog M-GARCH modela nije jednostavan zadatak, jer sa jedne strane specifikacija treba da omogući fleksibilnost u dinamici varijansi i kovarijansi, a sa druge strane M-GARCH model treba da bude „štedljiv“ kada je u pitanju broj ocenjenih parametara. Realan problem kod multivarijacionih

GARCH modela je što se broj ocenjenih parametara eksponencijalno povećava sa povećanjem broja analiziranih serija u M-GARCH modelu, što smanjuje efikasnost ocenjivanja, a samim tim i upotrebljivost takvih modela.

Generalno, multivarijacioni modeli se mogu razvrstati u četiri kategorije. Prvu kategoriju čine modeli koji se bave direktnim modelovanjem matrice uslovnih varijansi-kovarijansi, u koje spadaju VECH-GARCH i BEKK-GARCH modeli. Drugu kategoriju čine faktorski modeli, u koju spada generalizovani ortogonalni GARCH (GO-GARCH). U trećoj kategoriji se nalaze modeli koji se ne bave modelovanjem uslovnih varijansi, nego modelovanjem uslovnih korelacija. Najpoznatiji modeli iz ove grupe su model sa konstantnom uslovnom korelacijom (CCC-GARCH) i model sa dinamičkom uslovnom korelacijom (DCC-GARCH). Na kraju, u poslednjoj grupi se nalaze modeli koji imaju poluparametarski i neparametarski pristup, kao što je na primer SPCC-GARCH. Konkretno, za potrebe istraživanja, u radu se koristi model sa dinamičkom uslovnom korelacijom (DCC-GARCH) i BEKK-GARCH. U nastavku će biti objašnjena struktura ovih modela, razlozi njihovog korišćenja, kao i njihove prednosti.

2.3.4.1. Model dinamičke uslovne korelacije (DCC-GARCH)

Model dinamičke uslovne korelacije (DCC-GARCH) će se koristiti za ispitivanje međusobnog odnosa između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa. Odnosno, preko ovog modela će se tražiti odgovor na pitanje da li je njihova međusobna veza u skladu sa modelom toka ili modelom balansiranog portfolija. Naime, DCC-GARCH model generiše seriju dinamičkih korelacija koje osciliraju u intervalu od +1 do -1. Na ovaj način, moguće je zaključiti kakav je bio međusoban odnos između dva tržišta tokom vremena. Ako su koeficijenti dinamičke korelacije dominantno pozitivni, onda to pokazuje da je njihova veza u skladu sa modelom toka, u suprotnom ako su koeficijenti negativni to upućuje na model balansiranog portfolija. DCC-GARCH model je prvi predstavio Engl (Engle, 2002). Osnovna motivacija prilikom konstrukcije ovog modela je bio problem kako odrediti optimalni portfolio ako se pretpostavlja da se volatilitnost i korelacija instrumenata u portfoliju menja tokom vremena, jer naivna je pretpostavka da su te dve kategorije uvek konstantne. Engl (2002) ističe da DCC-GARCH model ima fleksibilnost univarijacionog GARCH modela, ali ne i kompleksnost konvencionalnog M-GARCH modela. Prednost je u tome što je broj parametara koji se računaju u procesu korelacije nezavisan od broja serija koje se posmatraju u modelu. DCC pristup kombinuje dinamiku

korelacije zajedno sa volatilnosti serija koje se posmatraju. Kako ističu Forbs i Rigbon (Forbes i Rigobon, 2002), korelacija između instrumenata je zavisna od njihove volatilnosti, i ako nije prilagođena heteroskedastičnosti, ocenjeni korelacioni koeficijenti mogu biti pogrešni.

DCC-GARCH model obuhvata proceduru ocenjivanja uslovne matrice kovarijanse (H_t) u dva koraka. U prvom koraku se za svaku seriju koja se razmatra u modelu postavlja optimalni univarijacioni GARCH i iz tog modela se računaju standardne devijacije od svake serije ($\sqrt{h_{ii,t}}$). U radu se koristi četiri univarijaciona GARCH modela (GARCH, TGARCH, EGARCH i PGARCH), i prema najnižem SIC kriterijumu se za svaku analiziranu seriju određuje onaj koji je optimalan. U drugom koraku, reziduali iz svake jednačine srednje vrednosti se standardizuju, tj. dele se sa ranije izračunatim standardnim devijacijama. Drugim rečima, računa se $v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{ii,t}}$, gde se $v_{i,t}$ onda koristi da se izračunaju parametri dinamičke uslovne korelacije. Prema tome, multivarijaciona uslovna varijansa je specifikovana prema: $H_t = D_t C_t D_t$, gde je $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{nn,t}})$, a $h_{ii,t}$ predstavlja uslovnu varijansu koja potiče iz univarijacionog GARCH modela. Element C_t je korelaciona matrica koja sadrži korelacione koeficijente i modelovana je kao funkcija prošlih standardizovanih reziduala. Može se direktno videti iz jednačine (2.37):

$$E_{t-1}(v_t v_t') = D_t^{-1} H_t D_t^{-1} = C \quad (2.37)$$

Prema tome, evolucija dinamičkih korelacionih koeficijenata je prezentovana preko relacije (2.38).

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{Q} + \alpha v_{t-1} v_{t-1}' + \beta Q_{t-1} \quad (2.38)$$

gde su a i b nenegativni skalarni parametri sa restrikcijom $0 < a + b < 1$; \bar{Q} je običan parameter koji utiče na srednju vrednost korelacionog procesa, a $Q_t = (q_{ij,t})$ je $n \times n$ vremenski promenljiva matrica kovarijansi od standardnih reziduala. Proces (2.38) ima tendenciju ka određenoj srednjoj vrednosti, ali uslovna korelacija postaje integrisana (odnosno ima jedinični koren) kada je suma a i b parametara jednaka 1. Kako bi se osiguralo da uslovna korelacija bude u intervalima od -1 do +1, vrednost Q_t je normalizovana koristeći izraz (2.39):

$$C_t = (\text{diag}(Q_t))^{-1/2} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-1/2} \quad (2.39)$$

Prema tome, elemenat uslovne korelacije C_t ima razvijeni oblik (2.40):

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}} = \frac{(1-a-b)\bar{q}_{ij} + av_{i,t-1}v_{j,t-1} + bq_{ij,t-1}}{\sqrt{[(1-a-b)\bar{q}_{ii} + av_{i,t-1}^2 + bq_{ii,t-1}]} \sqrt{[(1-a-b)\bar{q}_{jj} + av_{j,t-1}^2 + bq_{jj,t-1}]}} \quad (2.40)$$

gde $i \neq j$, a pošto se u radu koriste samo dve serije u DCC modelu, onda je $n = 2$. Svi DCC modeli su ocenjeni putem kvazi maksimalne verodostojnosti (QML), koja, kako je rečeno ranije, produkuje asimptotski konzistentne parametre čak i kada distribucija reziduala nije normalna.

Provera da je DCC-GARCH model dobro specifikovan, odnosno da su slučajne greške beli šum, se ispituje preko Ljung-Box test statistike, koja je asimptotski distribuirana u skladu sa χ^2 raspodelom.

2.3.4.2. Model matrice uslovnih varijansi-kovarijansi (BEKK-GARCH)

BEKK-GARCH model se koristiti kao komplementarni model kod ispitivanja efekta prelivanja šokova. Ovaj model preko matrice varijansi-kovarijansi omogućuje da se ocene parametri koji pokazuju efekte međusobnog prelivanja šokova i prelivanja varijansi između posmatranih serija. Na ovaj način je moguće videti kako šokovi u rezidualima jedne varijable utiču na rezidualne druge varijable, i obrnuto, odnosno kako se volatilitnost sa jednog tržišta prenosi na volatilitnost na drugom tržištu. BEKK-GARCH model predstavlja poboljšanu verziju prvobitno razvijenog VECH-GARCH modela, pa će se prvo nešto reći o ovom modelu.

Multivarijacioni VECH-GARCH model dozvoljava promenljivu korelaciju između varijabli i promenu volatilitnosti. Generalna forma ovog modela izgleda:

$$r_t = c + \varepsilon_t \quad (2.41)$$

$$\varepsilon_t = \sqrt{H_t} \eta_t; \quad \eta_t \sim N(0,1) \quad (2.42)$$

$$\text{vech}(H_t) = c + \sum_{i=1}^q A_i \text{vech}(\varepsilon_{t-i} \varepsilon'_{t-i}) + \sum_{i=1}^p B_i \text{vech}(H_{t-i}) \quad (2.43)$$

gde je r_t n -dimenzionalni vektor varijabli koje se posmatraju, $vch(\cdot)$ predstavlja operator koji sadrži elemente donje trougaone matrice, H_t je matrica uslovne varijanse, c je $N(N+1)/2$ vektor konstanti, dok A_i i B_i predstavljaju matrice parametara dimenzije $n(n+1)/2 \times n(n+1)/2$. Evidentno je da u ovom modelu uslovne varijanse i uslovne kovarijanse zavise od legiranih vrednosti svih uslovnih varijansi i uslovnih kovarijansi svih varijabli u modelu, kao i od legiranih kvadrata reziduala i poprečnih proizvoda slučajne greške.

Međutim, VECH model ima dve velike mane. Prvo, ocenjivanje ovakvog modela je težak zadatak čak iako model sadrži samo nekoliko varijabli u modelu, zato što je broj parametara koji treba da se ocene $n(n+1)/2 + 2(n(n+1)/2)^2$. Na primer, u modelu sa dve varijable broj nepoznatih parametara je 21, a sa pet varijabli 465, itd. Drugi nedostatak je što je matricu H_t teško osigurati da ostane pozitivno definisana. Zbog toga su ovom modelu bile potrebne modifikacije kako bi se ovi nedostaci eliminisali. Engle i Kroner (Engle i Kroner, 1995) su predložili BEKK-GARCH² model, koji obezbeđuje da je H_t matrica uvek pozitivno definisana. BEKK-GARCH model ima sledeću specifikaciju:

$$H_t = CC' + \sum_{k=1}^K A_k' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_k + \sum_{k=1}^K B_k' H_{t-1} B_k \quad (2.44)$$

gde je H_t matrica uslovnih varijansi zavisnih promenljivih, a A_{ki} , B_{ki} i C su matrice parametara dimenzija $N \times N$, pri čemu C predstavlja donju trougaonu matricu. Za model (2.44) se može reći da je stacionaran u kovarijansi ukoliko ispunjava uslov da su svojstvene vrednosti sledeće jednačine u apsolutnom iznosu manje od jedan, odnosno:

$$\sum_{k=1}^K A_k' \otimes A_k + \sum_{k=1}^K B_k' \otimes B_k < 1 \quad (2.45)$$

pri čemu \otimes označava Kronekerov proizvod dve matrice.

Uzimajući u obzir broj parametara, u BEKK-GARCH model može da se uvede nekoliko restrikcija, sve u zavisnosti šta želi da se posmatra. Na primer, ukoliko ne žele da se posmatraju efekti preliivanja sa jedna varijable na drugu, i obrnuto, matrice A_i i B_i mogu da se ograniče da budu dijagonalne. Na ovaj način se broj parametara u modelu sa dve varijable smanjuje na 9. Sa

²Skraćenica BEKK potiče od ranijeg neobjavljenog rada čiji autori su bili Baba, Engle, Kraft i Kroner.

druge strane, ako hoće da se posmatra efekat jedna varijable na drugu, ali ne obrnuto, matrice A_i i B_i mogu da se ograniče da budu gornje trougaone ili donje trougaone. Pošto se u radu ispituje dvosmerni efekat preliivanja između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa, BEKK-GARCH model koji će se primeniti neće biti ograničen u matricama A_i i B_i , odnosno taj model se zove puni BEKK-GARCH model ili BEKK-GARCH model bez ograničenja. Primenjeni model (2.44) se može predstaviti u sledećem matričnom zapisu (2.46):

$$\begin{bmatrix} H_{11,t} & H_{12,t} \\ H_{21,t} & H_{22,t} \end{bmatrix} = C_0' C_0 + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} H_{11,t-1} & H_{12,t-1} \\ H_{21,t-1} & H_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (2.46)$$

pri čemu su $C_0' C_0$ matrice konstanti, ograničene da budu donje trougaone dok, matrice A_i i B_i nisu ograničene. Parametri a_{12} i a_{21} , koji su vandijagonalni u matrici A , mere efekat preliivanja šokova sa jednog tržišta na drugo, i obrnuto, dok parametri b_{12} i b_{21} , koji su vandijagonalni u matrici B , mere efekat preliivanja volatilnosti između tržišta.

Specifikacija BEKK-GARCH modela u algebarskom izrazu, uz uslov posmatranja samo dve varijable, kao što će u radu biti korišćeno, ima sledeći izgled:

$$H_{1,t} = C_{11} + a_{11}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11} a_{21} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21}^2 \varepsilon_{2,t-1}^2 + b_{11}^2 H_{1,t-1} + 2b_{11} b_{21} H_{21,t-1} + b_{21}^2 H_{2,t-1} \quad (2.47)$$

$$H_{2,t} = C_{22} + a_{22}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12} a_{22} \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{12}^2 \varepsilon_{1,t-1}^2 + b_{22}^2 H_{2,t-1} + 2b_{12} b_{22} H_{21,t-1} + b_{12}^2 H_{1,t-1} \quad (2.48)$$

$$\begin{aligned} H_{21,t} = & C_{21} + a_{11} a_{22} \varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{21} a_{12} + a_{11} a_{22}) \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} + a_{21} a_{22} \varepsilon_{2,t-1}^2 + \\ & + b_{11} b_{22} H_{1,t-1} + (b_{21} b_{12} + b_{11} b_{22}) H_{12,t-1} + b_{21} b_{22} H_{2,t-1} \end{aligned} \quad (2.49)$$

Pozivajući se na Engle i Kroner (1995), sistem jednačina (2.47 – 2.49) može biti ocenjen korišćenjem procedure kvazi maksimalne verodostojnosti. QML procedura će biti korišćena kao i u slučajevima ocenjivanja univarijacionih GARCH modela, i multivarijacionog DCC-GARCH modela. Prema tome, iz sistema jednačina se dobija uslovna log-likelihood funkcija $L(\theta)$ za uzorak od T opservacija:

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T l_t(\theta) \quad (2.50)$$

$$l_t(\theta) = -\log 2\pi - 1/2 \log |H_t(\theta)| - 1/2 \varepsilon_t'(\theta) H_t^{-1}(\theta) \varepsilon_t(\theta) \quad (2.51)$$

gde θ predstavlja vektor svih nepoznatih parametara. Numerička maksimizacija sistema jednačina proizvodi ocene sa najvećom verodostojnošću, i sa asimptotskim standardnim greškama.

Kao i u slučaju DCC-GARCH modela, kako bi se osiguralo da je BEKK-GARCH model ispravno specifikovan, odnosno da su slučajne greške beli šum, tj. da nemaju u sebi autokorelaciju i heteroskedastičnost, koristi se Ljung-Box test statistika, koja je asimptotski distribuirana u skladu sa χ^2 raspodelom, i brojem stepeni slobode ($p - k$), gde je k broj eksplanatornih varijabli.

3. Statističke karakteristike odabranih finansijskih tržišta i detekcija postojanja višestrukih strukturnih lomova

3.1. Vremenske serije indeksa i deviznih kurseva

U istraživačkom delu radu se koristi uzorak od 15 zemalja u usponu iz Istočne Evrope, Azije i Južne Amerike, kako bi se utvrdio odnos između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa, kao i efekat međusobnog preliivanja šokova. Uzorak čine zemlje u usponu koje vode politiku fleksibilnog deviznog kursa. Zemlje čije podatke analiziramo su: Srbija, Češka, Poljska, Mađarska, Rusija, Izrael, Turska, Indija, Tajland, Južna Koreja, Indonezija, Malezija, Singapur, Brazil i Meksiko. Osnovna hipoteza implicira da je odnos između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u kratkom roku u zemljama u razvoju u skladu sa modelom balansirano portfolija, što podrazumeva da kapitalni priliv (odliv) značajno utiče na kretanje ova dva tržišta. U cilju poređenja, analizi se dodaju još tri razvijene ekonomije: SAD, Japan i Velika Britanija, odnosno njihovi indeksi i valute. Na ovaj način, omogućeno je da se prilikom donošenja zaključaka uporede rezultati zemalja u razvoju sa razvijenim tržištima, i utvrditi koje su sličnosti, a koje razlike između ovih zemalja, posmatrano sa aspekta međusobnog odnosa i efekta preliivanja šokova između dva finansijska tržišta.

Generalno, berzanski indeksi predstavljaju dobru statističku meru promena aktivnosti u nacionalnoj ekonomiji pošto posmatraju kretanje vrednosti reprezentativnih kompanija koje se listiraju na finansijskom tržištu u celini ili pojedinim njegovim segmentima. Svaki berzanski indeks po pravilo polazi od baznog vremena, odnosno bazne godine koja se indeksira sa različitim ponderom 1, 10, 100 ili 1000. Na ova način berzanski indeks poseduje visoku informativnost, jer je omogućena uporedivost podataka vremenske serije.

Sve valute, razvijenih zemalja i zemalja u usponu, se posmatraju u odnosu na evro. Takođe, zbog nacionalnih praznika i različitih neradnih dana na tržištima akcija i deviznog kursa, veličina uzoraka se razlikuje između posmatranih nacionalnih tržišta. Zbog toga su svi parovi nacionalnih indeksa i valuta sinhronizovani prema postojećim datumima posmatranja. U postupku specifikacije svih GARCH modela, koriste se stope rasta serija indeksa i deviznih kurseva, koje se dobijaju preko postupka transformacije vrednosnih serija u prvu diferencu

logaritma, tj. $r_t = \Delta \ln P_t = \ln(P_t / P_{t-1})$, koje se često zbog lakše interpretacije rezultata prikazuju u vidu procenta. U narednoj tabeli su prikazani osnovni podaci u vezi sa nacionalnim valutama, berzanskim indeksima i berzama navedenih zemalja.

Tabela 3.1 Sažet prikaz nacionalnih valuta, berzanskih indeksa i nacionalnih berzi

Zemlja	Naziv valute	Naziv indeksa	Pun naziv berze i grad u kome se berza nalazi	Skraćeni naziv berze	Broj kompanija u indeksu
Panel A. Zemlje u usponu					
Srbija	Dinar	BELEXLINE	Belgrade Stock Exchange, Beograd	BELEX	42*
Češka	Kruna	PX	Prague Stock Exchange, Prag	PSE	50
Poljska	Zlot	WIG	Warsaw Stock Exchange, Varšava	WSE	318
Mađarska	Forinta	BUX	Budapest Stock Exchange, Budimpešta	BSE	25
Rusija	Rublja	RTS	Moscow Central Stock Exchange, Moskva	MCSE	50
Izrael	Šekel	TA25	Tel Aviv Stock Exchange, Tel Aviv	TASE	25
Turska	Lira	XU100	Borsa Istanbul, Ostanbul	BIST	100
Indija	Rupi	SENSEX	Bombay Stock Exchange, Bombaj	BSE	30
Tajland	Baht	SET50	Stock Exchange of Thailand, Bangkok	SET	50
Južna Koreja	Von	KOSPI	Korea Stock Exchange, Busan	KSE	200
Indonezija	Rupi	JCI	Indonesia Stock Exchange, Džakarta	ISE	462
Malezija	Ringit	FTSEKLCI	Bursa Malaysia, Kuala Lumpur	MYX	30
Singapur	Dolar	STI	Sigapore Exchange, Singapur	SGX	30
Meksiko	Pezos	IPC	Mexican Stock Exchange, Meksiko	BMV	35
Brazil	Real	BOVESPA	Brazilian Mercantile and Futures Exchange, Sao Paolo	BM&F	50
Panel B. Razvijene zemlje					
SAD	USD	S&P500	New York Stock Exchange, Nju Jork	NYSE	500
Japan	Jen	NIKKEI225	Tokio Stock Exchange, Tokio	TSE	225
V. Britanija	Funta	FTSE100	London Stock Exchange, London	LSE	100

Objašnjenje: * Broj akcija listiranih u indeksu BELEXLINE važi u periodu od 31.3.2015.

Izvor: Delo autora.

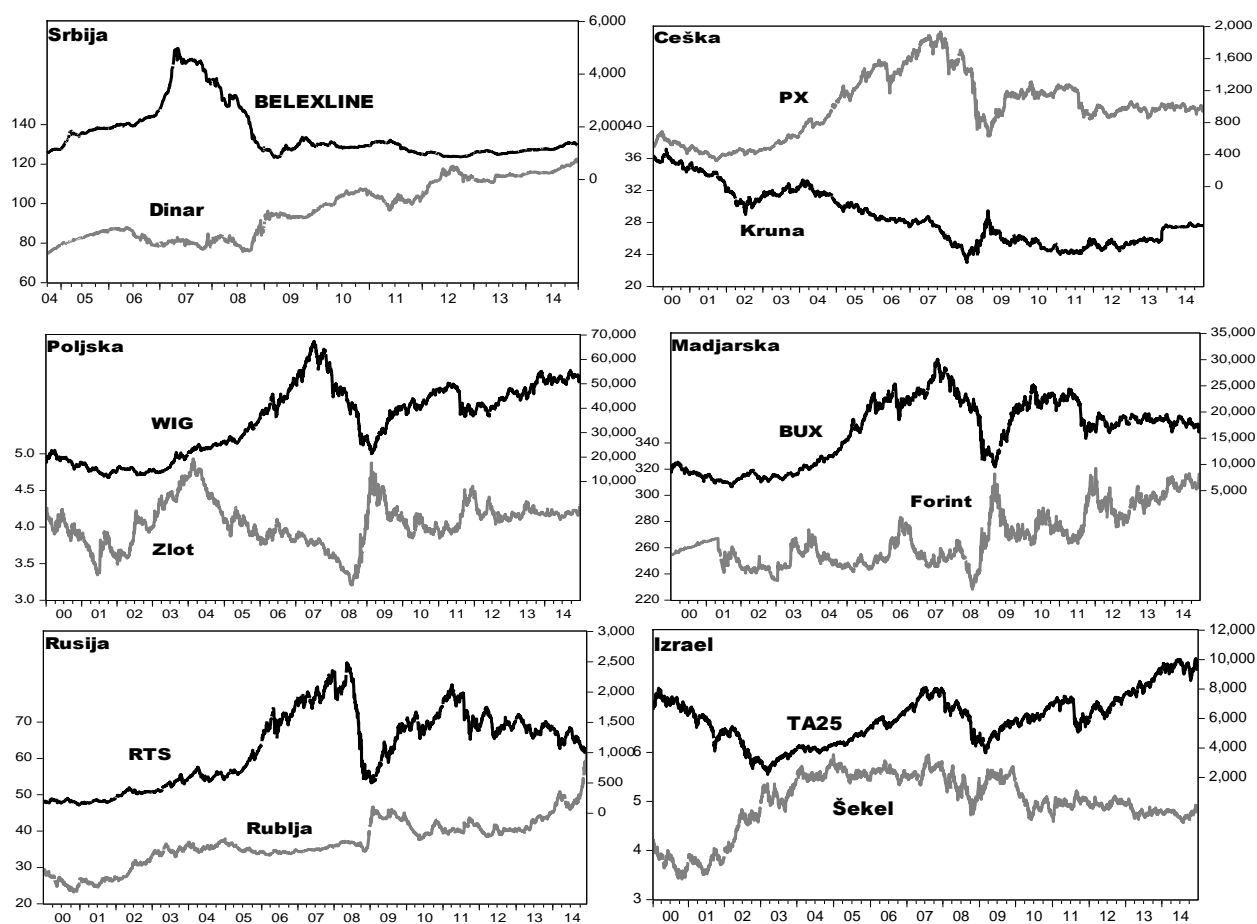
Analiza kratkoročnog odnosa između ova dva tržišta se radi na dnevnim podacima, po ugledu na neke studije kao na primer: Čkili i drugi (Chkili i drugi, 2012), Grobis (Grobys, 2015), i Džajasing i Cui (Jayasinghe i Tsui, 2008), koji su koristili dnevne serije u svojim radovima.

Međutim, nedeljni podaci su takođe odgovarajući, u smislu utvrđivanja odnos između ova dva tržišta, kao što sugerišu istraživanja: Mun (2007), Andrea i drugih (Andreoua i drugi, 2013) i Fedorova i Salim (Fedorova i Saleem, 2010). Navođenje radova koji su koristili različitu frekventnost podataka prilikom istraživanja je urađeno iz razloga što se u radu koriste nedeljni podaci u slučaju Srbije. Razlog je taj što indeks BELEXLINE u rezidualima ima vrlo postojanu autokorelaciju, koju je nemoguće otkloniti bilo kojoj formom ARMA specifikacije u jednačini srednje vrednosti, dok se transformacijom dnevnih u nedeljne podatke ova negativna pojava umanjuje. Verovatan razlog prisustva ovako jake autokorelacije je nerazvijenost srpskog tržišta kapitala, koje uzrokuje nelikvidnost na berzi, odnosno odsustvo značajnijeg obima trgovanja, što posledično izaziva korelisanost prinosa u dužem vremenskom horizontu posmatranja. Slika 3.1 prikazuje gotovo ravnu liniju kretanja vrednosti indeksa od 2009, što može biti indikator slabog trgovanja na berzi. Zbog toga se koriste nedeljni podaci, kod kojih se ovaj nedostatak u velikoj meri otklanja.

Horizont posmatranja svih uzoraka je od januara 2000. do decembra 2014. godine, a jedini izuzeci su Srbija i Rusija. Posmatranje ovako dugog perioda od 15 godina, koji je prožet sa brojnim turbulentnim i mirnim periodima, će nedvosmisleno ukazati kakav je odnos između dva najvažnija finansijska tržišta. Uzimajući u obzir specifičnosti svake ekonomije, obim dnevnih podataka koji se posmatraju u uzorcima se razlikuju među zemljama, ali u proseku uzorak sadrži oko 3800 dnevnih posmatranja. Kod Srbije, period posmatranja je od oktobra 2004. do decembra 2014. jer je dostupnost podataka za srpski BELEXLINE indeks počinje od ovog perioda. U slučaju Rusije, posmatrani uzorak se kreće od januara 2000. do novembra 2014. godine. Razlog za ovakvu odluku leži u činjenici da je u decembru 2014. godine ruska rublja depresirala u jednom danu za oko 17%, što se desilo kao posledica kontinuiranog pada cena nafte u dužem periodu, ukrajinske krize i sankcija Zapada prema Rusiji. Ovakav događaj se u vremenskoj seriji manifestuje kao trenutno, izolovano ekstremno posmatranje, bez ikakvog obrasca ponavljanja, što se naziva autlajer (outlier). Kako ističu Čarls i Dern (Charles i Darne, 2005), Feng i Miler (Fang i Miller, 2009), Čarls i Dern (Charles i Darne, 2014), ekstremna posmatranja mogu da imaju vrlo nepoželjne efekte na GARCH parametre, u smislu da autlajeri utiču na ceo uzorak, neopravdano uvećavajući parametre, što onda dovodi do pogrešnih ocena i zaključaka. Kako se depresijacija rublje desila na kraju perioda posmatranja, najprikladnije i najjednostavnije rešenje je izuzeti taj period iz uzorka. Drugačije bi bilo da su ekstremni autlajeri prisutni bilo gde drugde

u uzorku, jer onda ovakvi ekstremni događaji ne bi mogli biti izostavljeni iz uzorka, nego bi se moralo pribеći moderiranju ekstrema, tj. zameni autlajera srednjom vrednošću uzorka, što nije najprikladniji način rešavanja ovog problema jer se umanjuje vrednost empirijskog događaja.

Na slici 3.1 je dat paralelni prikaz dinamičkog kretanja vrednosti indeksa i deviznog kursa za sve izabrane zemlje u razvoju u predviđenom uzorku posmatranja. Vizuelnim uvidom sinhronog kretanja ove dve varijable, može se steći *apriori* pretpostavka, ukoliko je to dovoljno očigledno, kakav je mogući odnos između ova dva tržišta – da li u skladu sa modelom toka ili sa modelom balansiranog portfolija. Naravno, na ovaj način se ništa ne može saznati o efektu preliivanja šokova između tržišta, niti o njihovom smeru, odnosno jačini.



Nastavak na sledećoj strani



Slika 3.1 Paralelna dinamika kretanja vrednosti akcija i deviznog kursa u odabranim zemljama u usponu

Nastavak na sledećoj strani

Objašnjenje: Na svim slikama crnom linijom je prikazana dinamika vrednosti berzanskog indeksa, a sivom dinamika deviznog kursa u odnosu na evro. Na levoj Y osi se prikazuju vrednosti deviznog kursa, a na desnoj Y osi vrednosti indeksa.

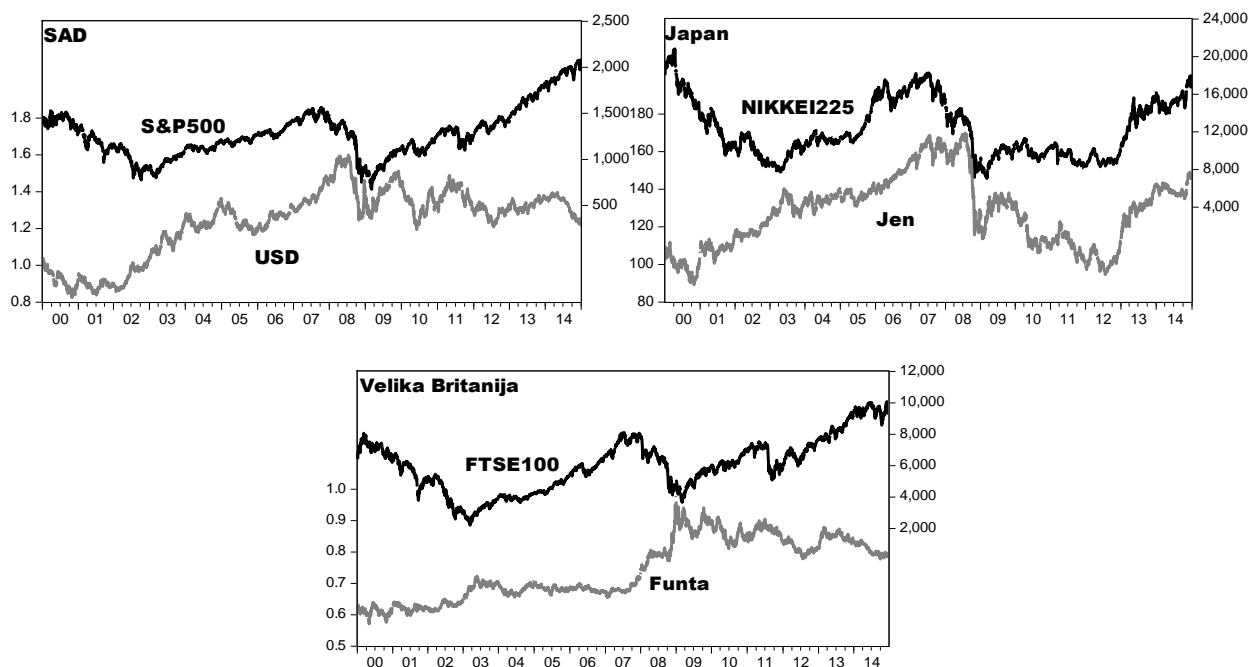
Izvor: Delo autora.

Posmatrajući sliku 3.1, u nekim ekonomijama se može primetiti sličan obrazac odnosa između dva tržišta. Naime, u većini posmatranih ekonomija može se videti, negde očigledno, a negde manje očigledno, da se u istim periodima dešava istovremen pad vrednosti indeksa i depresijacija kursa, odnosno rast vrednosti indeksa i apresijacija kursa. Naime, posmatrajući period pre Svetske finansijske krize može se primetiti trend rapidnog rasta svih indeksa, bez izuzetka. To je bio period kad je svetska ekonomija beležila rast i kada su međunarodni investitori imali poverenja u svoja ulaganja i bili sigurni u ostvarenje zarade. Na primer, u Češkoj, Poljskoj, Južnoj Koreji i Brazilu, obrazac jačanja valute i rasta vrednosti indeksa je izrazito primetan. Veliki kapitalni prilivi su uzrokovali rast cena akcija i apresijaciju nacionalnih valuta u zemljama u usponu, što implicira negativnu korelaciju između ovih varijabli, a što je u skladu sa pretpostavkom teorije balansiranog portfolija. Međutim, kako se na kraju ispostavilo, ovakav brz rast nije imao realne ekonomske osnove u smislu održivosti rasta realne proizvodnje, nego je u dobroj meri bio uzrokovan prevelikom likvidnošću međunarodnih investitora, koji su značajan deo slobodnog novca plasirali u zemlje u usponu i time uticali na prekomeran rast indeksa i apresijaciju nacionalnih valuta.

Potpuno suprotan scenario se desio kada je špekulativni balon implodirao u Americi 2008, i kada su se negativni efekti vrlo brzo prelili i na zemlje u usponu. Naime, kada je kriza izbila, gotovo u svim zemljama se može primetiti nagli pad vrednosti indeksa što je praćeno snažnom depresijacijom valute. U relativno kratkom periodu, strani kapital je naglo promenio smer, odnosno počeo je da napušta, do tada, unosna tržišta u razvoju, što je izazivalo snažne depresijacije nacionalnih valuta, uprkos intervencijama centralnih banaka, i pad vrednosti berzanskih indeksa. Nakon izbijanja krize i primene antikriznih mera ekonomske politike u većini zemalja, od 2009. godine svetska ekonomija je počela polako da se oporavlja. Od tog perioda se može primetiti da su berzanski indeksi relativno stabilno rasli, doduše ne tako brzo kao u periodu pre krize. Takođe, oporavak je praćen i u blagim apresijacijama nacionalnih valuta.

Na bazi posmatranja vrednosnih serija indeksa i deviznih kurseva u zemljama u usponu, i s obzirom na činjenicu da kretanja kapitala značajno utiču na tržišta u usponu, paušalna ocena bi ukazivala da su ove serije verovatno u obrnuto korelisanom odnosu, odnosno u skladu sa teorijom balansirano portfolija. Međutim, taj odnos ne mora da važi u čitavom posmatranom periodu, niti je intenzitet tog odnosa isti u čitavom horizontu posmatranja.

Kao dodatak analize vrednosnih vremenskih serija, treba sagledati dinamiku kretanja ova dva tržišta u razvijenim zemljama i uočiti eventualne sličnosti, odnosno razlike sa zemljama u usponu. Slika 3.2 prikazuje paralelnu dinamiku kretanja indeksa i deviznog kursa u SAD, Velikoj Britaniji i Japanu. Odmah se može uočiti da šablon koji je važio za sve zemlje u usponu važi i za razvijene zemlje, kad je u pitanja pad vrednosti indeksa za vreme krize. Međutim, sa valutama je drugačije, odnosno američki dolar i jen su ojačali prema evru, što ukazuje na to da se kapital selio ka tim tržištima u vreme krize.



Slika 3.2 Paralelna dinamika kretanja vrednosti akcija i deviznog kursa u odabranim razvijenim zemljama

Objašnjenje: Na svim slikama crnom linijom je prikazana dinamika vrednosti berzanskog indeksa, a sivom dinamika deviznog kursa u odnosu na evro. Na levoj Y osi se prikazuju vrednosti deviznog kursa, a na desnoj Y osi vrednosti indeksa.

Izvor: Delo autora.

Sa druge strane, britanska funta je oslabila prema evru. Posmatrajući tri razvijene zemlje, ocena na osnovu pregleda dijagrama bi sugerisala da je samo u Britaniji odnos između akcija i deviznog kursa u skladu sa teorijom balansiranog portfolija. Međutim, ovakav naivan pristup donošenja zaključaka apsolutno nije dovoljan, kako u slučaju razvijenih zemalja tako i zemalja u usponu, i zbog toga će se u 4. i 5. poglavlju preko GARCH modela utvrditi nedvosmislen odnos između ovih tržišta, i sagledati u čemu se on razlikuje između dve grupe zemalja.

3.2. Stilizovane činjenice finansijskih vremenskih serija

U ovom poglavlju se daje pregled i objašnjenje stilizovanih činjenica finansijskih vremenskih serija koje će biti upotrebljavane u istraživačkom delu rada. Izraz „stilizovane činjenice“ se koristi da bi se opisale dobro poznate karakteristike empirijskih vremenskih serija. U nastavku se objašnjavaju stilizovane činjenice izabranih indeksa i deviznih kurseva. Tabela 3.2 i tabela 3.5 prikazuju sumarni prikaz pokazatelja empirijske distribucije (srednju vrednost, standardnu devijaciju, koeficijent asimetrije i koeficijent spljoštenosti), kao i JB test za ocenu normalnosti empirijske raspodele. Pored toga, za ocenu autokorelacije u empirijskim podacima se koristi pokazatelj *autokorelacioni koeficijent prvog reda* (AK), zatim za ocenu grupisanja volatilnosti se koristi pokazatelj *autokorelacionog koeficijenta apsolutnih vrednosti stopa prinosa* (AKAV), i na kraju za ocenu dugotrajnosti ili istrajnosti volatilnosti se koristi *autokorelacioni koeficijent kvadrata stopa prinosa* (AKK). Na kraju, za utvrđivanje statističkih vrednosti autokorelacije, heteroskedastičnosti i stacionarnosti posmatranih finansijskih serija se koriste Ljung-Box (LB) Q statistike za obične i kvadrirane vrednosti stopa prinosa, kao i dva komplementarna testa za utvrđivanje prisutnosti jediničnog korena u empirijskim serijama: ADF i KPSS. Ove vrednosti se nalaze u tabelama 3.5 i 3.7, a računaju se kako bi se došlo do zaključka da li su ARMA i GARCH modeli pogodni za modeliranje izabranih vremenskih serija.

U tabeli 3.2, srednja vrednost indeksa je izražena u dnevnim logaritmovanim procentnim prinosima, a da bi se vrednosti lakše upoređivale među zemljama, u tabeli 3.3 se prikazuju godišnji prinosi ili tzv. anualizirani prinosi. Kako bi se došlo do anualiziranih prinosa, svi dnevni prinosi u koloni srednja vrednost su pomnoženi sa 252 (što se uzima kao prosek radnih dana u godini) da bi se dobili prosečni logaritmovani godišnji prinosi izraženi u procentima. Može se primetiti da ukoliko bi investitor uložio u određeni indeks i taj svoj ulog držao u periodu od

2000. do 2014., on bi na svaki indeks u proseku ostvario pozitivan prinos po godini, sem na japanski NIKKEI225. Takođe, evidentno je da su prosečni godišnji prinosi gotovo u svim zemljama u usponu veći nego u razvijenim zemljama, što ide u korist tvrdnji da internacionalni investitori u poslednjih nekoliko decenija biraju ova tržišta da plasiraju svoj novac i ostvare prinose veće nego što mogu da ostvare u razvijenim zemljama.

Tabela 3.2 Stilizovane činjenice dnevnih logaritmovanih stopa prinosa berzanskih indeksa

R.B.	Zemlja	Indeks	Sr. vr. (%)	St. dev. (%)	Koef. asimetr.	Koef. spoljšt.	JB test	AK	AKAV	AKK
Panel A. Zemlje u usponu										
1	Srbija	BELEXLINE	0,011	1,318	-0,504	10,809	1309,8	0,287	0,668	0,282
2	Češka	PX	0,018	1,461	-0,461	15,099	23003	0,059	0,634	0,401
3	Poljska	WIG	0,027	1,317	-0,358	6,151	1633	0,073	0,586	0,267
4	Mađarska	BUX	0,017	1,593	-0,073	8,811	5256	0,051	0,628	0,398
5	Rusija	RTS	0,047	2,257	-0,444	11,277	10504	0,089	0,608	0,279
6	Izrael	TA25	0,010	1,556	0,071	7,521	3245,1	-0,021	0,595	0,284
7	Turska	XU100	0,040	2,277	-0,079	9,883	7304,4	0,006	0,615	0,348
8	Indija	SENSEX	0,044	1,590	-0,143	9,819	7134	0,072	0,628	0,287
9	Tajland	SET	0,030	1,426	-0,718	12,064	12891	0,032	0,618	0,372
10	J. Koreja	KOSPI	0,016	1,644	-0,553	8,713	5213	0,024	0,573	0,266
11	Indonezija	JCI	0,055	1,444	-0,654	9,181	6051	0,115	0,596	0,270
12	Malezija	FTSEKLCI	0,020	0,846	-0,826	13,668	18435	0,153	0,557	0,184
13	Singapur	STI	0,007	1,204	-0,246	8,329	4441	0,028	0,582	0,279
14	Meksiko	IPC	0,048	1,376	0,052	7,815	3650	0,093	0,569	0,243
15	Brazil	BOVESPA	0,028	1,833	-0,015	7,526	3267	-0,013	0,573	0,267
Panel B. Razvijene zemlje										
16	SAD	S&P500	0,009	1,289	-0,183	10,931	9811,4	-0,083	0,580	0,275
17	Japan	NIKKEI225	-0,002	1,570	-0,390	9,098	5714,9	-0,033	0,599	0,350
18	V. Britanija	FTSE100	0,010	1,549	0,016	7,253	2875,1	-0,015	0,596	0,292

Objašnjenje: Period uzoraka: 1.1.2000-31.12.2014. Podaci dnevni (podaci za BELEX su sa nedeljnih preračunati na dnevne). Skraćenica JB se odnosi na Jarque-Bera test normalnosti; AK je skraćenica autokorelacioni koeficijent prvog reda; AKAV je skraćenica za autokorelacionog koeficijenta apsolutnih vrednosti stopa prinosa; AKK obeležava autokorelacioni koeficijent kvadrata stopa prinosa.

Izvor: Kalkulacija autora

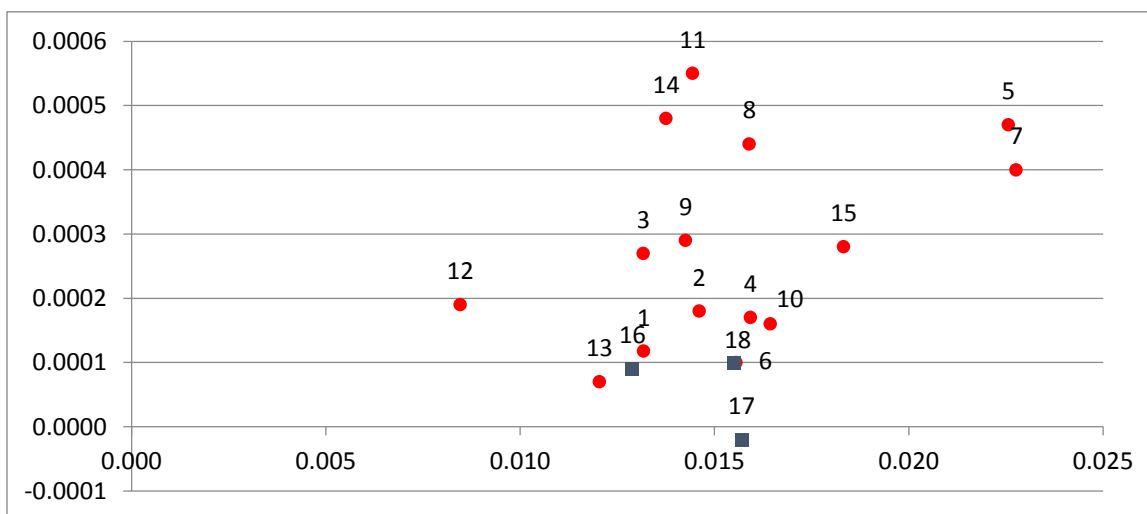
Samo su izraelski indeks TA25, singapurski STI indeks i srpski BELEXLINE ostvarili relativno niske prosečne godišnje prinose. Prema tabeli 3.2, u poslednjih 15 godina najisplativije je bilo ulagati u ruski RTS indeks (11,088%), turski XU100 (10,080%), indijski SENSEX (11,088%), indonežanski JCI (13,860%) i meksički IPC (12,096%).

Tabela 3.3 Anualizirane logaritmovane stope prinosa berzanskih indeksa

Zemlje u usponu								
BELEXLINE	PX	WIG	BUX	RTS	TA25	XU100	SENSEX	SET
2,964	4,538	6,804	4,284	11,844	2,520	10,080	11,088	7,308
Zemlje u usponu						Razvijene zemlje		
KOSPI	JCI	FTSEKLCI	STI	IPC	BOVESPA	S&P500	NIKKEI225	FTSE100
4,032	13,860	4,788	1,764	12,096	7,056	2,268	-0,504	2,520

Izvor: Kalkulacija autora

Sa druge strane, standardna devijacija kao srednja mera odstupanja pojedinačnih vrednosti uzorka od aritmetičke sredine i kao preliminarna ocena rizičnosti ulaganja, ne prati natprosečne prinose ulaganja. Drugim rečima, za očekivati je bilo da veće prinose na ulaganja prati i veća standardna devijacija na ta ulaganja, međutim to često nije slučaj. U drugoj koloni tabele 3.2 se može videti da se standardna devijacija u većini zemalja kreće negde u proseku, pa čak i niže, u poređenju sa standardnom devijacijom razvijenih tržišta akcija.



Slika 3.3 Vizuelni prikaz odnosa prinosa–standardna devijacija među izabranim zemljama

Objašnjenje: Na horizontalnoj osi obeležene dnevne volatilnosti, a na vertikalnoj osi prosečni dnevni prinosi.

Izvor: Delo autora.

To ukazuje na atraktivnost tržišta u usponu, jer su ona omogućavala ostvarenje relativno visokih stopa prinosa uz relativno nizak ili prosečan rizik. Od ostalih zemalja, jedino su ruski RTS, turski XU100 i brazilski BOVESPA imali malo veću rizičnost u odnosu na ostale zemlje u usponu. U cilju jasnijeg sagledavanja odnosa prinosa–standardna devijacija među posmatranim zemljama, slika 3.3 prikazuje dijagram rasturanja gde su na horizontalnoj osi obeležene dnevne volatilnosti stopa prinosa berzanskih indeksa (standardne devijacije), a na vertikalna osi prosečne dnevne prinose. Crvenim tačkama su obeležene zemlje u usponu, a plavi kvadratići obeležavaju razvijene zemlje. Najatraktivnija tržišta akcija su ona koja imaju relativno visoku stopu prinosa uz relativno nizak rizik. To su tržišta koja zauzimaju gornji levi deo na dijagramu rasturanja, dok su najneatraktivnija tržišta koja se nalaze u donjem desnom delu slike 3.3. Kao što je ranije rečeno, gotovo sve zemlje u razvoju obezbeđuju u proseku veće dnevne prinose, dok je nivo rizika relativno sličan kao i u razvijenim zemljama. Prema slici 3.3, najatraktivnija su tržišta Indonezije, Meksika i Indije.

Koeficijent asimetrije pokazuje u kojoj meri postoji grupisanost podataka oko tačke koja je veća ili manja od srednje vrednosti. Ako su podaci grupisani oko srednje vrednosti onda je vrednost koeficijenta asimetrije oko 0. Ako je više podataka raspoređeno desno od srednje vrednosti, koeficijent asimetrije je pozitivan, a ako je u levo onda je negativan. Tabela 3.2 ukazuje da su empirijske stope prinosa uglavnom raspoređene levo od srednje vrednosti, pošto je većina koeficijenata asimetrije negativna, a to važi i za zemlje u razvoju i za razvijene zemlje. Drugim rečima, asimetričnost u levo znači da je levi rep raspodele duži od desnog repa. Takođe, ovo bi moglo da ukazuje da bi u GARCH modelima mogla biti odgovarajuća asimetrična teorijska raspodela.

Koeficijent spljoštenosti opisuje debljinu repova empirijske raspodele. Spljoštenost, kao i koeficijent asimetrije se uvek izražavaju u odnosu na normalnu raspodelu. Odnosno, ako je spljoštenost veća od tri, što je vrednost spljoštenosti normalne raspodele, onda su repovi raspodele teži od repova normalne raspodele. Teški rep ukazuje da postoji veća koncentracija empirijskih podataka na repu empirijske raspodele. Drugim rečima, to znači da su ekstremne vrednosti učestalije u odnosu na normalnu raspodelu. Posmatrajući tabelu 3.2, primećuje se da su sve empirijske serije, bez izuzetka, opterećene teškim repovima. To nije iznenađenje, budući da se posmatra dug period, sa relativno velikim brojem posmatranja, koji je prožet brojnim kriznim periodima koji su usloveli pojavu veće volatilnosti stopa prinosa indeksa. Nema velike razlike

između koeficijenta spljoštenosti u zemljama u razvoju i razvijenim zemljama, odnosno svi imaju velike vrednosti. To nam ukazuje da obe grupe tržišta nisu imune na pojavu kriza, odnosno da investitori na svim tržištima reaguju sa pojačanim intenzitetom na ekstremna dešavanja. Prisustvo debelih repova u empirijskim serijama daje opravdanje korišćenju Studentove t-Raspodele prilikom specifikacije GARCH modela. Što se tiče statističkih testova, zbog prisustva asimetričnosti i debelih krajeva, empirijske distribucije apsolutno nisu u skladu sa normalnom raspodelom, što potvrđuju i visoke vrednosti Žak-Bera (Jarque-Bera) testa.

Prisutnost autokorelacije u empirijskim serijama je testirano preko autokorelacionog koeficijent prvog reda (AK). Generalno, autokorelacija ne bi trebalo da bude prisutna u empirijskim stopama prinosa jer bi prisustvo autokorelacije značilo da su investitori u mogućnosti da predvide buduće vrednosti finansijske aktive, što je u gruboj koliziji sa Hipotezom o efikasnosti tržišta (Efficient Market Hypothesis – EMH). EMH teorija je na stanovištu da nije moguće predvideti buduće kretanje finansijske aktive, jer bi to onda ukazivalo na neefikasno tržište. Ukoliko se EMH uzme kao *a priori* pretpostavka, to bi onda značilo da stope prinosa nisu međusobno značajno autokorelisane, tj. da je vrednost autokorelacionog koeficijenta blizu nule. Istovremeno, ovo znači da je raspored pozitivnih i negativnih vrednosti stopa prinosa slučajan i ne prati neku određenu sistematsku shemu. Autoregresioni koeficijent je računat na sledeći način:

$$\rho(R) = \frac{\sum_{t=2}^T R_t \cdot R_{t-1}}{\sqrt{\sum_{t=2}^T R_t^2 \cdot \sum_{t=2}^T R_{t-1}^2}} \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (3.1)$$

, gde je R_t stopa prinosa empirijske serije, ρ je koeficijent korelacije, a T je veličina uzorka. U tabeli 3.2, gotovo sve empirijske serije imaju vrlo nisku vrednost koeficijenta TA, što ukazuje na odsustvo autokorelacije u stopama prinosa, odnosno ukazuje da su posmatrana finansijska tržišta uglavnom efikasna. Jedino je u slučaju srpskog BELEXLINE indeksa zabeležena nešto veća vrednost TA testa, što ukazuje na prisustvo autokorelacije. Kao što je ranije rečeno, mogući uzrok neefikasnog srpskog tržišta kapitala je niska likvidnost, odnosno mali obim prometa na Beogradskoj berzi. Ovaj nalaz opravdava postupak transformacije dnevnih podataka finansijskih serija u nedelje za Srbiju i primenu nedeljnih serija u GARCH modelima. Na ovaj način

prisustvo autokorelacije u rezidualima modela će biti značajno redukovano, što ide u korist validnosti ocenjenih parametara modela.

U cilju testiranja osobina volatilnosti empirijskih serija kao što su klasterizacija (grupisanje) volatilnosti i istrajnost volatilnosti (perzistencija), koje su česte karakteristike dnevnih vremenski serija, izračunata su dodatna dva pokazatelja: autokorelacionog koeficijenta apsolutnih vrednosti stopa prinosa (AKAV) i autokorelacioni koeficijent kvadrata stopa prinosa (AKK). Što se tiče klasterizacije, za nju je karakteristično da su male stope prinosa najčešće praćene malim vrednostima, a velike velikima, odnosno postoje mirni periodi sa malim promenama i turbulentni periodi sa velikim stopama prinosa. AKAV pokazatelj je izračunat prema sledećoj formuli:

$$\rho(|R|) = \frac{\sum_{t=2}^T |R_t| \cdot |R_{t-1}|}{\sqrt{\sum_{t=2}^T R_t^2 \cdot \sum_{t=2}^T R_{t-1}^2}} \quad (3.2)$$

Ukoliko je dobijena vrednost AKAV parametra veća od nule (ne mora puno) tada se visoke i niske vrednosti stopa prinosa pojavljuju u grupisanoj formi u empirijskoj seriji. Sve vrednosti AKAV u tabeli 3.2 su ekonomski značajno različite od nule, što ukazuje da je klasterizacija volatilnosti prisutna u svim empirijskim serijama indeksa. Ovu osobinu GARCH modeli dobro prepoznaju, što ide u prilog odabiru navedene metodologije.

Na kraju, prisustvo perzistencije volatilnosti u empirijskim serijama je testirano preko autokorelacionog koeficijenta kvadrata stopa prinosa (AKK) koji sugeriše da su da su mirni i turbulentni periodi relativno dugotrajni. Vrednosti testa ukoliko su značajnije veće od nule impliciraju da su periodi visoke i niske vrednosti stopa prinosa relativno dugotrajniji. Konkretno, ova osobenost se testira preko sledeće relacije:

$$\rho(R^2) = \frac{\sum_{t=2}^T R_t^2 \cdot R_{t-1}^2}{\sqrt{\sum_{t=2}^T R_t^4 \cdot \sum_{t=2}^T R_{t-1}^4}} \quad (3.3)$$

U tabeli 3.2, većina vrednosti ovog testa je značajnije veća od nule, sugerišući prisustvo istrajnosti volatilitnosti u empirijskim serijama, kako u zemljama u usponu, tako i u razvijenim zemljama.

Tabela 3.4 Statistički testovi dnevnih logaritmovanih stopa prinosa berzanskih indeksa

R.B.	Zemlja	Indeks	LB(Q) – 20	LB(Q ²) – 20	ADF	KPSS
Panel A. Zemlje u usponu						
1	Srbija	BELEXLINE	0,000	0,000	-7,76	0,244
2	Češka	PX	0,000	0,000	-44,68	0,268
3	Poljska	WIG	0,031	0,000	-56,99	0,120
4	Mađarska	BUX	0,000	0,000	-29,66	0,169
5	Rusija	RTS	0,000	0,000	-55,16	0,353
6	Izrael	TA25	0,000	0,000	-63,05	0,216
7	Turska	XU100	0,007	0,000	-60,46	0,094
8	Indija	SENSEX	0,000	0,000	-56,46	0,157
9	Tajland	SET	0,000	0,000	-39,93	0,130
10	J. Koreja	KOSPI	0,225	0,000	-59,48	0,121
11	Indonezija	JCI	0,000	0,000	-53,83	0,206
12	Malezija	FTSEKLCI	0,000	0,000	-52,84	0,107
13	Singapur	STI	0,001	0,000	-59,33	0,176
14	Meksiko	IPC	0,000	0,000	-56,17	0,117
15	Brazil	BOVESPA	0,000	0,000	-62,79	0,155
Panel B. Razvijene zemlje						
16	SAD	S&P500	0,000	0,000	-47,64	0,298
17	Japan	NIKKEI225	0,066	0,000	-62,25	0,283
18	V. Britanija	FTSE100	0,001	0,000	-62,69	0,222

Objašnjenje: LB(Q) i LB(Q²) je Ljung-Box Q-statistika za obične i kvadrirane reziduale računato za 20 legova u modelu Običnih Najmanjih Kvadrata (ONK). ADF je skraćenica za prošireni Dickey-Fuller test za ispitivanje postojanja jediničnog korena u serijama. ADF test je rađen za 20 legova. KPSS je test za ocenu stacionarnosti vremenskih serija od autora Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin. Kritične vrednosti za ADF test su -3,43, -2,86 i 2,56 za 1%, 5% i 10% stepeni značajnosti, respektivno. Za KPSS test, kritične vrednosti su 0,739, 0,463 i 0,347 za 1%, 5% i 10% stepeni značajnosti, respektivno.

Izvor: Kalkulacija autora.

Tabela 3.4 sadrži rezultate Ljung-Box Q-statistike za obične i kvadrirane reziduale, i oni su urađeni na modelu koji sadrži samo konstantu, a model je ocenjen metodom običnih najmanjih

kvadrata (ONK). Na ovaj način se dobija uvid u to da li su ocene autokorelacije u rezidualima modela statistički različite od nule i da li postoji statistički značajna heteroskedastičnost u modelu. U tabeli 3.4, LB(Q) i LB(Q²) kolone sadrže verovatnoću odsustva serijske korelacije i vremenski-promenljive varijanse, i gotovo sve serije pri vrlo visokoj verovatnoći prijavljuju prisustvo i autokorelacije i heteroskedastičnosti. Međutim, prisustvo autokorelacije koje detektuje LB(Q) test je vrlo malo i samo je statistički signifikantno, odnosno prisustvo autokorelacije u empirijskim stopama prinosa je toliko malo da nema ekonomskog značaja za investitore, kao što je sugerisao AK test u tabeli 3.2. Drugim rečima, nemoguće je predvideti buduće kretanje indeksa na bazi istorijskih vrednosti. Međutim, prisustvo autokorelacije koje je detektovano preko LB(Q) testa opravdava upotrebu neke forme ARMA modela u jednačini srednje vrednosti, dok prisustvo heteroskedastičnosti sugerše da bi GARCH modeli bili odgovarajući.

Komplementarni testovi ADF i KPSS sa velikom verovatnoćom ukazuju na to da su sve serije stopa prinosa indeksa stacionarne, odnosno da nemaju jedinični koren, i da su stoga pogodne za upotrebu u GARCH modelima. Kao što je objašnjavano u poglavlju 2.1, ako su izračunate vrednosti ADF i KPSS testa niže od kritične vrednosti, vremenska serija nema jedinični koren, odnosno stacionarna je.

U nastavku se objašnjavaju stilizovane činjenice dnevnih logaritmovanih stopa prinosa valuta, odnosno deviznih kurseva, prezentovanih u tabeli 3.5. Srednje vrednosti u tabeli 3.6 su prikazane kao godišnji proseci izraženi u procentima, i one nam govore koliko je neka valuta u proseku godišnje depresirala ili apresirala. Prema tabeli 3.6, sve posmatrane valute su u periodu od posmatranih 15 godina, u godišnjem proseku depresirale, osim češke krune i singapurskog dolara. Najveći pad vrednosti u proseku je beležila turska lira, pa zatim ruska rublja, dok ostale valute nisu imale pad vrednosti veći od 5% godišnje, dok su neke bile čak mnogo stabilnije od valuta razvijenih zemalja. Ovi nalazi idu u prilog pretpostavci koja je napravljena na početku rada, a to je da zemlje u razvoju, uglavnom, uprkos *de jure* proklamaciji da vode politiku fleksibilnog kursa, *de facto* pokušavaju da što je moguće više utiču na stabilnost nacionalnih valuta. Između ostalog, ovo je i iz razloga što je stabilnost valute jedan od vrlo bitnih faktora izbora zemlje u koju će novac stranih investitora biti plasiran, jer oni računaju svoje prinose u nekoj od svetski valuta (\$, € i ¥). Odnosno, ukoliko se investitor nije zaštitio od deviznog rizika,

valutna depresijacija će umanjiti njegove prinose kada se izraze u jakoj valuti, dok će apresijacija još više uvećati prinose.

Tabela 3.5 Stilizovane činjenice dnevnih logaritmovanih stopa prinosa nacionalnih valuta

R.B.	Zemlja	Valuta	Sr. vr. (%)	St. dev. (%)	Koef. asimetr.	Koef. spoljšt.	JB test	AK	AKAV	AKK
Panel A. Zemlje u usponu										
1	Srbija	Dinar	0,019	0,443	0,896	9,262	896,4	-0,050	0,633	0,314
2	Češka	Kruna	-0,007	0,391	0,272	12,982	15614	0,016	0,606	0,258
3	Poljska	Zlot	0,001	0,628	0,462	8,062	4143,2	-0,007	0,636	0,383
4	Mađarska	Forinta	0,006	0,587	0,706	11,470	11471	0,011	0,578	0,184
5	Rusija	Rublja	0,022	0,606	0,549	7,773	3636,0	0,046	0,622	0,306
6	Izrael	Šekel	0,005	0,665	0,303	5,853	1349,1	-0,016	0,606	0,280
7	Turska	Lira	0,030	1,038	0,928	22,542	59375	-0,040	0,647	0,409
8	Indija	Rupi	0,016	0,661	0,102	5,766	1177,8	0,003	0,619	0,330
9	Tajland	Baht	0,002	0,666	0,094	3,348	1721	-0,014	0,615	0,342
10	J. Koreja	Von	0,004	0,794	0,203	13,874	18233	-0,042	0,648	0,355
11	Indonezija	Rupi	0,020	0,894	-0,160	12,871	14790	-0,007	0,589	0,179
12	Malezija	Ringit	0,003	0,611	0,033	5,520	1005	-0,013	0,593	0,262
13	Singapur	Dolar	-0,001	0,528	0,219	6,162	1580	-0,028	0,595	0,254
14	Meksiko	Pezos	0,017	0,888	0,555	14,812	22156	-0,071	0,666	0,561
15	Brazil	Real	0,016	1,193	0,115	21,124	52416	-0,091	0,642	0,453
Panel B. Razvijene zemlje										
16	SAD	USD	0,006	0,654	0,014	5,738	1166,9	-0,010	0,605	-0,025
17	Japan	Jen	0,009	0,813	-0,255	7,658	3320,5	-0,027	0,613	0,302
18	V. Britanija	Funta	0,007	0,497	0,369	6,887	2487,7	0,043	0,633	0,387

Objašnjenje: Period uzoraka: 1.1.2000-31.12.2014. Podaci dnevni (podaci za BELEX su sa nedeljnih preračunati na dnevne). Skraćenica JB se odnosi na Jarque-Bera test normalnosti; AK je skraćenica autokorelacioni koeficijent prvog reda; AKAV je skraćenica za autokorelacionog koeficijenta apsolutnih vrednosti stopa prinosa; AKK obeležava autokorelacioni koeficijent kvadrata stopa prinosa.

Izvor: Kalkulacija autora.

Pored toga što su valute zemalja u usponu beležile relativnu stabilnost prosečnih vrednosti, ovome se može dodati i stabilnost njihove standardne devijacije, kao srednje mere odstupanja pojedinačnih vrednosti od aritmetičke sredine uzorka. Naime, u većini zemalja u razvoju standardne devijacije se kreću u proseku standardnih devijacija razvijenih zemalja.

Jedino su indonežanski rupi, meksički pezos i brazilski real imali malo izraženiju volatilnost u posmatranom periodu.

Tabela 3.6 Anualizirane logaritmovane stope prinosa nacionalnih valuta

Zemlje u usponu								
Dinar	Kruna	Zlot	Forinta	Rublja	Šekel	Lira	Rupi*	Baht
4,836	-1,764	0,252	1,512	5,554	1,260	7,560	4,032	0,504
Zemlje u usponu						Razvijene zemlje		
Von	Rupi**	Ringit	Dolar	Pezos	Real	USD	Jen	funta
1,008	4,788	0,756	-0,252	4,284	4,032	1,512	2,268	1,764

Objašnjenje:* označava indijski rupi, ** označava indonežanski rupi.

Izvor: Kalkulacija autora

Kod valuta je koeficijent asimetrije uglavnom pozitivan, za razliku od indeksa gde taj pokazatelj ima dominantno negativne vrednosti. Ovo pokazuje da je većina podataka grupisana desno od srednje vrednosti, odnosno da su desni repovi duži od levih, osim u slučaju indonežanskog rupija i japanskog jena. Prisutna asimetričnost kod valuta ukazuje da bi i u modeliranju deviznih kurseva mogla da odgovara asimetrična teorijska raspodela.

Što se tiče koeficijenta spljoštenosti, u poređenju sa indeksima, gde je u samo nekoliko zemalja u usponu ovaj koeficijent značajno odstupao od koeficijenta spljoštenosti u razvijenim zemljama, kod valuta se može primetiti veći broj veoma visokih vrednosti ovog koeficijenta u zemljama u usponu. To može da ukazuje da su neke valute zemalja u razvoju bile izložene značajnijim oscilacijama, odnosno većim i češćim poremećajima na deviznom tržištu od razvijenih zemalja. Ovo važi posebno za tursku liru, brazilski real, meksički pezos, korejski von i još neke valute. Implicitno bi moglo da se pretpostavi da je kretanje kapitala jedan od mogućih uzroka značajnije volatilnosti na deviznim tržištima nekih zemalja u usponu. Takođe, visoke vrednosti koeficijenta spljoštenosti kod svih valuta, sem kod tajlandskog bahta, ukazuju da bi teorijska distribucija sa debljim repovima bolje odgovarala od normalne raspodele u modelima valuta. Visoke vrednosti JB testa kod svih finansijskih serija odbacuju hipotezu da empirijska raspodela ima normalnu distribuciju.

Slično kao i kod finansijskih serija indeksa, i kod nacionalnih valuta su sve vrednosti autokorelacionog koeficijenta prvog reda (AK) veoma blizu nule, što sugerise da je nemoguće

predvideti buduće kretanje deviznih kurseva na bazi istorijskih vrednosti, što je u skladu sa EMH. Pored toga, autokorelacionog koeficijenta apsolutnih vrednosti stopa prinosa (AKAV) je značajno veći od nule u svim zemljama, implicirajući prisustvo klasterizacije u empirijskim serijama deviznih kurseva, odnosno karakteristike da su male stope prinosa najčešće praćene malim vrednostima, a velike velikima, tj. da postoje mirni periodi sa malim promenama i turbulentni periodi sa velikim stopama prinosa.

Tabela 3.7 Statistički testovi dnevnih logaritmovanih stopa prinosa nacionalnih valuta

R.B.	Zemlja	Valuta	LB(Q) – 20	LB(Q ²) – 20	ADF	KPSS
Panel A. Zemlje u usponu						
1	Srbija	Dinar	0,008	0,000	-23,80	0,058
2	Češka	Kruna	0,002	0,000	-60,07	0,297
3	Poljska	Zlot	0,000	0,000	-58,99	0,055
4	Mađarska	Forinta	0,000	0,000	-45,21	0,062
5	Rusija	Rublja	0,021	0,000	-57,32	0,191
6	Izrael	Šekel	0,003	0,000	-47,19	0,181
7	Turska	Lira	0,000	0,000	-63,34	0,078
8	Indija	Rupi	0,078	0,000	-60,60	0,031
9	Tajland	Baht	0,061	0,000	-45,46	0,170
10	J. Koreja	Von	0,000	0,000	-63,39	0,128
11	Indonezija	Rupi	0,026	0,000	-60,80	0,086
12	Malezija	Ringit	0,051	0,000	-62,61	0,130
13	Singapur	Dolar	0,000	0,000	-45,70	0,274
14	Meksiko	Pezos	0,000	0,000	-66,03	0,094
15	Brazil	Real	0,000	0,000	-49,88	0,175
Panel B. Razvijene zemlje						
16	SAD	USD	0,031	0,000	-61,89	0,168
17	Japan	Jen	0,062	0,000	-62,00	0,114
18	V. Britanija	Funta	0,001	0,000	-59,26	0,125

Objašnjenje: LB(Q) i LB(Q²) je Ljung-Box Q-statistika za obične i kvadrirane reziduale računato za 20 legova u modelu Običnih Najmanjih Kvadrata (ONK). ADF je skraćenica za prošireni Dickey-Fuller test za ispitivanje postojanja jediničnog korena u serijama. ADF test je rađen za 20 legova. KPSS je test za ocenu stacionarnosti vremenskih serija od autora Kwiatkowski, Phillips, Schmidt i Shin. Kritične vrednosti za ADF test su -3,43, -2,86 i 2,56 za 1%, 5% i 10% stepeni značajnosti, respektivno. Za KPSS test, kritične vrednosti su 0,739, 0,463 i 0,347 za 1%, 5% i 10% stepeni značajnosti, respektivno.

Izvor: Kalkulacija autora.

Na kraju, prisutvo perzistencije volatilnosti u empirijskim serijama je testirano preko autokorelacionog koeficijenta kvadrata stopa prinosa (AKK) koji sugerše da su da su mirni i turbulentni periodi relativno dugotrajni. Vrednosti testa, ukoliko su značajnije veće od nule, impliciraju da su periodi visoke i niske vrednosti stopa prinosa relativno dugotrajniji. Tabela 3.5 prikazuje da je perzistentnost prisutna u svim serijama deviznih kurseva, osim u Američkom dolaru.

Takođe, kod većine zemalja u tabeli 3.7, LB(Q) test je detektovao prisustvo autokorelacije, a LB(Q²) test je kod svih zemalja utvrdio vremenski-varijabilnu varijansu, odnosno heteroskedastičnost. Iz ovoga se zaključuje da bi ARMA forma modela odgovarala jednačini srednje vrednosti, dok bi GARCH modeli bili pogodni za jednačinu uslovne varijanse. ADF i KPSS test, pri vrlo visokoj verovatnoći, odbacuju mogućnost prisustva jediničnog korena u svim serijama deviznih kurseva, odnosno ukazuju da su sve serije stacionarne i time pogodne za upotrebu u GARCH modelima.

3.3. Izbor optimalnog ARMA(p,q) modela

Pošto je prethodnom poglavlju utvrđeno da gotovo sve empirijske finansijske serije imaju prisutnu autokorelaciju u rezidualima, da bi jednačina srednje vrednosti u GARCH modelima produkovala rezidualne koji su beli šum, potrebno je odrediti optimalnu ARMA formu u svakoj finansijskoj seriji. Pri izboru optimalnog ARMA(p,q) modela, nekoliko različitih specifikacija ARMA modela je ocenjivano sa različitim brojem legova autoregresivne komponente AR(p) i komponente pokretnih proseka MA(q). Maksimalan broj legova u svakoj seriji je određen da bude dva, jer ne postoji ekonomsko opravdanje da se koristi veći broj legova u ARMA modelima. Naime, ukoliko bi se posmatrao ARMA model sa tri lega i više od toga, onda bi to značilo da događaj od pre tri ili više dana utiče na trenutnu vrednost stope prinosa vremenske serije, odnosno da je moguće predvideti trenutnu vrednost na bazi istorijskih posmatranja. U dnevnim finansijskim vremenskim serijama to je teško pretpostaviti da je tačno, a pored toga hipoteza o efikasnosti tržišta (Efficient Market Hypothesis – EMH), koja se uzima kao kamen temeljac u finansijskoj teoriji, eksplicitno kaže da je nemoguće pobediti tržište zato što se u cene akcija i deviznih kurseva uvek ugrađuju sve relevantne informacije na finansijskom tržištu.

Tabela 3.8 Optimalni ARMA(p,q) model za vremenske serije akcija

	ARMA (1,0)	ARMA (0,1)	ARMA (1,1)	ARMA (2,0)	ARMA (2,1)	ARMA (0,2)	ARMA (1,2)	ARMA (2,2)
Panel A. Akcije u zemljama u usponu								
BELEXLINE	4,9389	4,9573	4,8782	4,9185	4,8885	4,9565	4,8856	4,9039
PX	3,5959	3,5958	3,5967	3,5945	3,5960	3,5953	3,5963	3,5942
WIG	3,3869	3,3871	3,3889	3,3856	3,3873	3,3891	3,3903	3,3860
BUX	3,7697	3,7699	3,7705	3,7678	3,7697	3,7691	3,7704	3,7593
RTS	4,4620	4,4623	4,4639	4,4637	4,4625	4,4641	4,4629	4,4604
TA25	3,7256	3,7259	3,7212	3,7177	3,7194	3,7279	3,7233	3,7215
XU100	4,4878	4,4881	4,4892	4,4887	4,4909	4,4898	4,4913	4,4800
SENSEX	3,7648	3,7647	3,7660	3,7655	3,7676	3,7628	3,7678	3,7678
SET	3,5449	3,5507	3,5442	3,5403	3,5421	3,5488	3,5439	3,5432
KOSPI	3,8306	3,8354	3,8326	3,8315	3,8333	3,8367	3,8333	3,8355
JCI	3,5623	3,5637	3,5646	3,5644	3,5665	3,5656	3,5662	3,5683
FTSEKLCI	2,4853	2,4855	2,4875	2,4862	2,4882	2,4874	2,4889	2,4893
STI	3,2125	3,2132	3,2120	3,2103	3,2125	3,2152	3,2142	3,2144
IPC	3,4666	3,4704	3,4668	3,4663	3,4666	3,4715	3,4688	3,4687
BOVESPA	4,0507	4,0539	4,0455	4,0398	4,0419	4,0557	4,0477	4,0439
Panel B. Akcije u razvijenim zemljama								
S&P500	3,3422	3,3435	3,3423	3,3413	3,3433	3,3434	3,3432	3,3454
NIKKEI225	3,7429	3,7433	3,7446	3,7448	3,7471	3,7454	3,7469	3,7479
FTSE100	3,7174	3,7178	3,7187	3,7194	3,7202	3,7198	3,7211	3,7177

Objašnjenje: Osenčena vrednost ukazuje na najnižu vrednost SIC kriterijuma.

Izvor: Kalkulacija autora

Za određivanje optimalnog ARMA(p,q) modela, koristi se SIC (Schwartz information criterion) kriterijum. Najniža SIC vrednost modela u jednačini srednje vrednosti ukazuje na optimalni ARMA(p,q) model. Tabele 3.8 i 3.9 prikazuju vrednosti SIC kriterijuma za akcije i valute.

Tabela 3.9 Optimalni ARMA(p,q) model za vremenske serije valuta

	ARMA (1,0)	ARMA (0,1)	ARMA (1,1)	ARMA (2,0)	ARMA (2,1)	ARMA (0,2)	ARMA (1,2)	ARMA (2,2)
Panel A. Valute u zemljama u razvoju								
Dinar	2,8423	2,8400	2,8539	2,8547	2,8661	2,8516	2,8647	2,8491
Kruna	0,9641	0,9644	0,9662	0,9664	0,9670	0,9664	0,9668	0,9685
Zlot	1,9108	1,9105	1,9125	1,9106	1,9094	1,9117	1,9100	1,9097
Forint	1,7780	1,7778	1,7797	1,7779	1,7779	1,7774	1,7776	1,7800
Rublja	1,8352	1,8383	1,8375	1,8376	1,8392	1,8406	1,8396	1,8401
Šekel	2,0224	2,0257	2,0201	2,0143	2,0164	2,0239	2,0204	2,0161
Lira	2,9147	2,9146	2,9164	2,9150	2,9164	2,9153	2,9162	2,9148
Rupi*	2,0089	2,0140	2,0101	2,0092	2,0114	2,0157	2,0120	2,0129
Baht	2,0291	2,0295	2,0293	2,0252	2,0265	2,0289	2,0303	2,0281
Von	2,3803	2,3801	2,3807	2,3818	2,3828	2,3823	2,3828	2,3847
Rupi**	2,6152	2,6172	2,6170	2,6153	2,6169	2,6182	2,6184	2,6185
Ringit	1,8499	1,8558	1,8509	1,8520	1,8527	1,8577	1,8530	1,8539
Dolar	1,5628	1,5643	1,5637	1,5629	1,5649	1,5647	1,5646	1,5659
Pezos	2,6001	2,6000	2,6003	2,6013	2,6023	2,6013	2,6023	2,6043
Real	3,1863	3,1850	3,1828	3,1789	3,1809	3,1820	3,1838	3,1825
Panel B. Valute u razvijenim zemljama								
USD	1,9881	1,9936	1,9899	1,9905	1,9909	1,9957	1,9915	1,9924
Jen	2,4217	2,4265	2,4222	2,4204	2,4219	2,4286	2,4240	2,4201
Funta	1,4380	1,4421	1,4398	1,4376	1,4387	1,4430	1,4386	1,4408

Objašnjenje: Osenčena vrednost ukazuje na najnižu vrednost SIC kriterijuma.

Izvor: Kalkulacija autora

3.4. Sažeti prikaz režima deviznih kurseva izabranih zemalja

U ovom delu rada se daje koncizan, informativni prikaz režima deviznih kurseva odabranih zemalja u usponu. Pošto su devizni kursevi često varijable koje se ne određuju potpuno slobodno na tržištu, nego je njihovo kretanje kontrolisano i često ograničavano u okviru određenih granica, korisno bi bilo sagledati evoluciju režima deviznog kursa odabrani zemalja u usponu u proteklih nekoliko decenija. U istraživačkom delu tada koji će se odnositi na efekte prelivanja šokova, dobro je znati koji režimi su bili na snazi i u kom periodu, kako bi se onda na indirektnan način moglo zaključiti da li je određeni režim deviznog kursa, u nekom periodu posmatranja, imao većeg ili manjeg uticaja na tržište akcija.

Srbija – U početnom periodu tranzicionog procesa, od oktobra 2000. Srbija je upotrebljavala devizni kursa kao nominalno sidro u očuvanju makro-stabilnosti. Odnosno, fiksni kurs je upotrebljavan od oktobra 2000. do januara 2003. Od januara 2003. do septembra 2006. dinar je bio u okviru puzajućeg režima deviznog kursa sa uskim koridorom oscilacija. Kako ističe Josifidis i drugi (2009; a), u tom periodu je rastuća inflacija, koja je praćena relativnom fiksiranošću kursa uslovlila apresijaciju realnog deviznog kursa, koja se negativno odrazila na platni bilans zemlje, u smislu rastućeg deficita tekućeg bilansa. Zbog rastućih negativnih internih i eksternih pritisaka, i snažne depresijacije dinara u poslednjem kvartalu 2008. usled Svetske ekonomske krize, monetarne vlasti u Srbiji su odlučile da promene monetarnu strategiju u septembru 2009. i prihvate režim targetiranja inflacije u kombinaciji sa upravljano fluktuirajućim kursom. Od tog perioda počeo je da funkcioniše i novi instrumenat monetarne politike, a to su dvonedeljne REPO operacije uz pomoć kojih je Narodna banka Srbije mogla da steriliše višak novca u sistemu, i indirektno kontroliše devizni kurs i inflaciju.

Češka – U početku tranzicionog perioda od januara 1990., dok je još postojala Čehoslovačka, devizni kurs je bio u režimu fiksnog deviznog kursa sa uskim marginama fluktuacija, tj. $\pm 0,5\%$ u odnosu na korpu valuta najznačajnijih trgovinskih partnera. Od januara 1993. Češka je počela samostalno da postoji, a monetarne vlasti su odlučile da restrukturiraju korpu valuta, uključujući sada 65% nemačke marke i 35% USD. U februaru 1996. Češka prelazi sa konvencionalno ciljanog fiksnog kursa ka intermedijalnom režimu u formi fluktuirajućeg kursa u okviru $\pm 7\%$ koridora, istovremeno prihvatajući ciljanje monetarnog agregata M2. Međutim, u maju 1997. pod pritiskom špekulativnih napada, češka kruna je značajno depresirala, što je primoralo monetarne vlasti da napuste režim uskog koridora i prihvate mnogo slobodniji režim upravljanog fluktuiranja. Iste godine u decembru, Češka je prešla na politiku ciljane inflacije. Od 1997. češka kruna ima jasno izražene trendove apresijacije i depresijacije. Odnosno od početka 2000. češka valuta je imala relativno stalan trend jačanja, sve do pred kraj 2008. kad je depresirala značajnije, ali se vratila na stabilnu putanju sredinom 2009. Kao što je prikazano u tabeli 3.2, češka kruna i singapurski dolar su jedine valute koje su posmatranom periodu u proseku svake godine apresirale.

Poljska – U Poljskoj je proces reformi počeo 1990., a uključivao je režim fiksnog kursa vezanog za američki dolar. Nakon devalvacije u maju 1991., poljski zlot se posmatrao u odnosu

na korpu valuta, a od oktobra iste godine poljske vlasti su koristile više fleksibilniju formu deviznog kursa, odnosno puzajući kurs. Takav režim je bio na snazi do maja 1995., pri čemu je uska zona puzanja smanjena sa $\pm 1,8\%$ na $\pm 1,2\%$. Do aprila 2000. Poljske monetarne vlasti su prešle na puzajući koridor sa marginama fluktuacije $\pm 7\%$, koje su stalno imale tendenciju proširenja. Na primer, u februaru 1998 koridor oscilacija kursa je iznosio $\pm 10\%$, u oktobru iste godine $\pm 12,5\%$, a u martu 1999. $\pm 15\%$. Na ovaj način je polako otvaran put ka većoj fleksibilnosti deviznog kursa. Od aprila 2000. Poljska je bila na kursu targetiranja inflacije i veće fleksibilnosti deviznog kursa, koji su pokazao kao efikasan u cilju postizanja i održavanja makroekonomske stabilnosti. Prema slici 3.1, poljski zlot je imao tendenciju depresijacije do kraja 2004, posle čega je počeo da apresira sve do druge polovine 2008. Kada je naglo izgubio vrednost usled svetske ekonomske krize i povlačenja kapitala investitora. Od sredine 2009. je imao relativno stabilnu putanju.

Mađarska – Slično kao i u prethodne dve tranzitorne zemlje, i u mađarskoj je u periodu od 1990. do marta 1995. Devizni kurs forinte bio fiksiran u odnosu na često menjanu korpu valuta. Od marta 1995. monetarne vlasti Mađarske su napravile zaokret prema puzajućem kursu sa uskim koridorom od $\pm 2,25\%$, posmatrano u odnosu na korpu dve valute – nemačke marke 70% i američkog dolara 30%. Od januara 2000. forint se posmatrao samo u odnosu na nemačku marku. Od maja 2001. do septembra iste godine, koridor fluktuacija je proširen u intervalu od $\pm 15\%$ (slično ERMII režimu), što je praćeno značajnim jačanjem forinte. U junu 2003. mađarska centralna banka je devalvirala forintu za 2,3% prema evru, a objašnjenje za takav potez je bio da suviše jak forint (u paritetu ispod 240 forinti za evro) šteti ekonomiji. Do proleće 2007. postao je jasan konflikt između ciljne inflacije od $3\pm 1\%$ i relativno širokog koridora oscilacija forinte, tj. odnosno za nižu inflaciju bio je potreban užu koridor kursa. Nemogućnost postizanja oba cilj je poljuljalo kredibilitet mađarske centralne banke, što je podstaklo lobiranje za napuštanje deviznog koridora. Zbog pojave Svetske finansijske krize, pritisak da forinta devalvira je bio prevelik, što je primoralo mađarsku centralnu banku da od februara 2008. uvede fluktuirajući kurs forinte. Kao što se vidi na slici 3.1, zbog bega kapitala forinta je depresirala na nivo preko 320 forinti za evro.

Rusija – Posle pada komunizma, do 1998. godine rusku ekonomiju je karakterisala sveukupna ekonomska i finansijska nestabilnost, što je bilo praćeno visokim stopama inflacije.

Za vreme ovog perioda monetarna politika je bila prevashodno vođena preko politike deviznog kursa. Na primer, 1995. je uveden sistem koridora, što je ojačalo ulogu rublje kao nominalnog sidra. Kriza javnog duga iz 1998. je pokrenula promenu ka upravljano fluktuirajućem kursu, što je bila u manjem ili višem stepenu zvanična politika od tog perioda pa nadalje. Drugim rečima, politika deviznog kursa je bila orijentisana u cilju sprečavanja prevelikih pomeranja rublje kako se ne ugrozila makroekonomska i finansijska stabilnost. Od 2002-2005. kada je ruska ekonomija počela da se oporavlja, Centralna banka Rusije je počela polako da relaksira nametnute kontrole na kretanje kapitala, uz istovremeno vođenje politike čvrstog upravljanja deviznim kursom. U julu 2006. bile su ukinute poslednje kapitalne kontrole. Posle liberalizacije kapitalnog bilansa, i nakon rasta cena nafte na svetskom tržištu, kapitalni bilans je sve više bio u suficitu. Zbog toga, najveća briga monetarnih vlasti je bilo preveliko jačanje rublje koje bi ugrozilo ruske izvoznike. Svetska finansijska kriza je uzrokovala značajan odliv kapitala i oštar pada cena nafte, što je stavilo rublju pod značajan pritisak i primoralo Centralnu banku Rusije da između novembra 2008. i januara 2009. dozvoli postepenu depresijaciju rublje. Od 2009. monetarne vlasti su sve više dozvoljavale rublji da se slobodno kreće, a plan je da se stvore uslovi na prelazak na potpuno fleksibilan kurs i uvođenje politike inflacionog targetiranja. Kao što se može videti na slici 3.1, rublja je imala relativnu stabilnost do pred kraj 2008. kada je naglo depresirala.

Izrael – Izraelski šekel je uveden 1980. godine, i tokom 80-ih je bio vezivan prvo za američki dolar, a potom i za korpu valuta (američki dolar, nemačku marku, britansku funtu, francuski franak i japanski jen). Puzajući režim deviznog kursa je uveden 1989. godine i bio je baziran na zonama fluktuiranja od $\pm 3\%$ oko postavljenog fiksnog pariteta. U 1990. koridor puzanja je proširen sa 3% na 5%. Nekoliko godina kasnije, Banka Izraela i izraelsko ministarstvo finansija su objavili u maju 1995. proširivanje margine fluktuiranja na $\pm 7\%$, a cilj je bio dozvoliti veću fleksibilnost šekelu. U junu 1997. desila se nova korekcija koridora od $\pm 7\%$ na $\pm 15\%$. Do tada, izraelske monetarne vlasti su održavale puzajući režim deviznog kursa, gde je gornja granica depresijacije šekela po godini bilo 6%, a donja 2%. U januaru 2000. koridor oscilacija je bio povećan na $\pm 36\%$, što je praktično bilo blizu režima slobodnog fluktuiranja. Kao što svedoče tabela 3.2 i slika 3.1, izraelski šekel je jedna od najstabilnijih valuta od izabраниh zemalja u usponu. Čak i za vreme krize vrednost šekela nije mnogo smanjena, a od 2010. njegova vrednost je bila na putanji jačanja.

Turska – Početkom 80-ih godina, kamatne stope su liberalizovane kako bi ojačao tržišni mehanizam. Prilagodljivi puzajući režim deviznog kursa je bio na snazi 1981. godine. To su bile godine u kojima je Turska pokušavala da podstiče svoj izvoz preko deviznog kursa u cilju sprečavanja kriza platnog bilansa, koje su se dešavale u prethodnim decenijama. Kako bi postigla taj cilj, *de jure* konvertibilnost je uvedena 1984. godine, a takođe sve vrste kapitalnih kontrola su 1989. stavljene van snage. Ovo je bio period većeg uključivanja turske centralne banke na devizno tržište. Praktično, od 1988. direktne intervencije na deviznom tržištu su postale redovna praksa. U periodu od novembra 1995. do decembra 1999. posmatrano sa aspekta deviznog kursa, naglasak je stavljen na postizanje i održavanje stabilnosti na finansijskom tržištu. Puzajući režim je promenjen ka upravljano fluktuirajućem režimu sa povećanim učešćem turske banke na deviznom tržištu. Politika deviznog kursa u tom periodu je bila usmerena ka kontrolisanoj devalvaciji lire u skladu sa ostvarenom inflacijom. Postepeno kretanje ka većoj fleksibilnosti deviznog kursa je počelo u julu 2001. sa uvođenjem progresivnog širenja koridora oko centralnog pariteta. Granica osciliranja je povećavana sa $\pm 7,5\%$ u periodu do decembra 2001. na $\pm 15\%$ do juna 2002., odnosno $22,5\%$ do decembra 2002. Namera je bila da do početka 2003. lira bude slobodno fluktuirajuća valuta.

Indija – Od septembra 1975. veza indijskog rupija za britansku funtu nije više važila. Nakon toga, Indija je sprovodila upravljano fluktuirajući kurs bazirano na korpi valuta od njenih najvećih trgovačkih partnera. Početkom 90-ih, upravljano fluktuirajući kurs je bio pod snažnim pritiskom rastućeg trgovačkog bilansa, što je primoralo Centralnu banku Indije da dozvoli depresijaciju rupija u dva navrata: 1. i 3. jula 1991. Ovo prilagođavanje je praćeno uvođenjem Sistema liberalizovanog vođenja deviznog kursa (Liberalized Exchange Rate Management System – LERMS) u martu 1992. Ovaj sistem je omogućio dualni devizni kurs u Indiji – zvanični kurs i tržišno određen kurs. Međutim, dualni devizni kurs je stvarao značajne teškoće indijskim izvoznicima, pa je u martu 1993. LERMS zamenjen jedinstvenim sistemom deviznog kursa, odnosno sistemom koji je baziran samo na tržišno determinisanom deviznom kursu.

Tajland – Marta 1978. godine režim deviznog kursa na Tajlandu je promenjen sa fiksnog režima u odnosu na američki dolar ka fiksnom režimu u odnosu na korpu valuta najvećih trgovačkih partnera Tajlanda. Kasnije se fiksni kurs sve više kretao ka puzajućem režimu, sa ograničenim fluktuacijama tajlandskog bahta. Između 1984. i 1997. Exchange Equalization Fund

(EEF) je branio vrednost bahta u odnosu na američki dolar koristeći monetarne i finansijske mere u skladu sa fiksnim režimom deviznog kursa. Od jula 1997. Tajland je usvojio režim upravljano fluktuirajućeg kursa, pri čemu je vrednost bahta određivana slobodno na tržištu. U ovom režimu tajlandska centralna banka je intervenisala na tržištu samo u cilju sprečavanja prekomernih oscilacija kursa. Uvođenjem ovog režima je uvećalo fleksibilnost i efikasnost monetarne politike Tajlanda i povećalo poverenje domaćih i internacionalnih investitora. Iako je baht za vreme Svetske ekonomske krize značajnije depresirao, od 2010. njegova vrednost je počela da jača sve do 2013. dostigavši vrednost koja je bila daleko ispod predkriznog nivoa.

Južna Koreja – Režim po kome je Korejski von bio vezan za američki dolar 16 godina je 1980. napušten, a uveden je kontrolisani fluktuirajući efektivni kurs. Nakon napuštanja vezivanja za jednu valutu, u martu 1980. je uveden režim vezivanja za korpu valuta, koje su činile valute najvećih trgovačkih partnera sa Korejom (SAD, Nemačka, Japan i Kanada). U martu 1990., efektivni kurs je zamenjen tržišnim prosečnim kursom (Market Average Rate – MAR), koji se utvrđivao na međubankarskom deviznom tržištu na bazi prosečno ponderisane stope von/USD spot deviznog kursa iz prethodnog dana. Pod MAR sistemom, među-dnevne oscilacije korejskog vona su ograničene donjom i gornjom marginom od $\pm 0,4\%$. U septembru 1991. donja i gornja margina oscilacija u MAR sistemu je povećana na $\pm 0,6\%$, a do decembra 1995. povećana je na $\pm 2,25\%$. Iznenađna odluka Tajlanda da dopusti slobodnu fluktuaciju bahta u julu 1997. je izazvalo rapidnu depresijaciju korejskog vona. U pokušaju da odbrani kurs vona, korejska vlada je proširila marginu fluktuacija u MAR sistemu 19. novembra 1997. sa $\pm 2,25\%$ na $\pm 10\%$. Međutim, vrlo brzo, odnosno 12. decembra 1997. korejska vlada je ukinula ograničenja i dozvolila slobodnu fluktuaciju vona, i od tada je von *de jure* u režimu slobodnog fluktuiranja. Slika 3.1 prikazuje jasno promenljivo kretanje vona tokom vremena, posebno je izražena depresijacija tokom svetske ekonomske krize, i depresijacija od 2010.

Indonezija—Od sredine 70-ih, slobodno fluktuirajući američki dolar je doveo do kontinuirane devaluacije indonežanskog rupija i smanjenja indonežanskih zlatnih rezervi. Zbog toga, u novembru 1987. indonežanska centralna banka je uvela kontrolisani fluktuirajući efektivni kurs. Jedna od varijabli koji su determinisali vrednost rupija je bila korpa valuta indonežanskih najvećih trgovačkih partnera. Međutim, primena ove politike nije mnogo pomogla jer je efektivni kurs depresirao 27,6% u martu 1983. Indonežanska centralna banka je izjavila da

će nastaviti da prati politiku upravljanog fluktuiranja i da će razmotriti širu bazu valuta za određivanje kursa rupija. Do 1989 režim deviznog kursa je revidiran, odnosno među-bankarski devizni kurs je bio osnova svim transakcijam. U januaru 1996., indonežanska banka je u okviru sistema upravljanog deviznog kursa uvela sistem dnevne objave konverzionog kursa u okviru određenih granica. Taj kurs je bio određen zvaničnim transakcijama sa stranim bankama, vladom i supranacionalnim institucijama, kao i intervencionim koridorom. U junu 1996. intervencioni koridor je bio $\pm 5\%$, u septembru 1996. $\pm 6\%$, a u julu 1997. $\pm 12\%$. U avgustu 1997. režim upravljanog kursa je zamenjen sa režimom slobodnog fluktuiranja, koji je na snazi do danas. Slika 3.1 jasno prikazuje promenljivu dinamiku indonežanskog rupija, što je u skladu sa *de jure* proklamovanim režimom.

Malezija – Malezijski ringit je bio vezan za američki dolar u junu 1972. umesto za britansku funtu. Međutim, za vreme naftne krize 1973. američki dolar je postao nestabilan. Istovremeno inflacija u Maleziji je bila vrlo visoka, što je primoralo Centralnu banku Malezije da preduzme neophodne korake u sprečavanju prekomernih oscilacija ringita. Rešenje koje je Centralna banka Malezije preduzela je bilo upravljanje fluktuiranje, što podrazumeva intervencije na deviznom tržištu da bi se kurs održao na predeterminisanom nivou. Kurs se održavao na nivou oko 2,50 ringita/USD tokom 1986-1990., odnosno oko 2,63 ringit/USD tokom 1986-1995. Ovaj režim je trajao do Azijske finansijske krize kada je u septembru 1998. ringit vezan za USD u paritetu 3,80 ringit/USD. Ringit je bio u fiksnom režimu u odnosu na dolargotovo u celom periodu od 1998-2005. Posle toga, malezijska valuta je bila u režimu upravljanog fluktuiranja. Na slici 3.1 se vidi da je od 2002. ringit depresirao u odnosu na evro, ali takođe se vidi da se tokom Svetske ekonomske krize njegova vrednost nije mnogo promenila, što ide u prilog upravljanom fluktuiranju. Od 2010. malezijska valuta je ojačala u odnosu na evro.

Singapur – Početkom 70-ih singapurski dolar je bio vezan za američki dolar, ali u samo kratkom periodu. Uočavajući složene trgovinske veze sa ostalim zemljama regiona, od 1973. do 1985. Singapur je vezao svoju valutu u fiksnom režimu prema korpi valuta koja nije bila poznata. Od 1985. u cilju promovisanja više tržišno orijentisanog režima, Singapur je dozvolio svojoj valuti da fluktuiraju, ali uz kontrolu monetarnih vlasti sa primarnim ciljem da održi poverenje u njegovu stabilnost. Tabela 3.2 jasno ukazuje na stabilnost koju je singapurska valuta imala od 2000. godine, jer je singapurski dolar u proseku apresirao tokom posmatranog perioda.

Pošto se posmatra u odnosu na korpu valuta, centralni paritet se određuje na bazi zemalja koje su glavni izvoznici inflacije na singapurskom tržištu. Može se primetiti na slici 3.1 da singapurski dolar veoma usko prati dinamiku malezijskog ringita, što je i očekivano s obzirom da je Malezija glavni trgovački partner Singapura. Međutim, centralni paritet i koridor oscilacija se povremeno revidira kako bi se osiguralo da je uvek konzistentan sa ekonomskim fundamentima i tržišnim okolnostima. Pošto je Singapur mala, otvorena ekonomija, režim singapurskog dolara služi kao efektivna mera u održavanju stabilnosti domaćih cena i domaće kompetitivnosti, ali dozvoljen je veliki stepen fleksibilnosti za vreme kriznih perioda. Tako je za vreme Azijske krize singapurski dolar depresirao za oko 20%.

Meksiko – Posle pada Breton Vudskog sistema meksički pezoz je bio vezan za američki dolar. Međutim, zbog distorzija koje su bile izazvane visokom inflacijom, visokim javnim rashodima, rastom javnog duga, odlivom kapitala i precejenošću pezosa su doveli do njegove devalvacije 1976. Tad je praktično bio okončan režim fiksnog kursa. Nakon toga, pezoz je bio u režimu upravljanog fluktuiranja, što je dalo više prostora diskrecionoj ekonomskoj politici. Kurs se u velikoj meri određivao na bazi ponude i tražnje na deviznom tržištu. Avgusta 1982. dozvoljena su dva devizna tržišta – slobodno tržište i kontrolisano tržište. U julu 1985. nacionalnim komercijalnim bankama je dozvoljeno da obavljaju transakcije po kursu koji bio na crnom tržištu. U narednim godinama, meksički pezoz je kontinuirano depresirao, a 1991. je kontrolisano tržište i slobodno tržište spojeno u jedno zajedničko. Od 1994. fluktuirajući kurs je na snazi, uz mogućnost intervencija Meksičke centralne banke u izuzetnim okolnostima, kako bi se smanjile prevelike oscilacije i omogućio kontinuitet trgovanja. Kako se vidi na slici 3.1, pezoz je od 2000. imao blagi trend depresijacije do 2008. kada je značajnije izgubio vrednost, ali od 2010. je bio relativno stabilan.

Brazil – Kako bi se održala eksterna kompetitivnost, mini-devalvirajući sistem prema američkom dolaru je korišćen od 1967. do 1990. U kratkom periodu 1986. je bio neuspešni pokušaj fiksiranja brazilske valute zbog vrlo visoke inflacije. Od 1990. u primeni je fluktuirajući režim sa malim intervencijama monetarnih vlasti. Međutim, ovaj režim je bio ograničen u koridoru od 1995-1999., kako bi se kontrolisalo kreiranje novca. Ipak, relativno visoka inflacija je i dalje predstavljala glavni problem u tom periodu. Od 1994. brazilska valuta se zove real. Godine 1999. Brazil je imao valutnu krizu, kao posledicu Azijske krize 1997. i Ruske krize

1998. Od tada, brazilski real je u režimu slobodnog fluktuiranja. Prema slici 3.1, brazilski real je imao izraženu depresijaciju 2002., a 2005. je zabeležio rast vrednosti, zbog povoljnih ekonomskih uslova, što se može videti i u značajnijem rastu brazilskog berzanskog indeksa – BOVESPA. Za vreme krize, real je depresirao, ali se relativno brzo oporavio, i do 2014. ima trend blage depresijacije.

3.5. Detekcija višestrukih strukturnih lomova posredstvom ICSS algoritma

U ovom poglavlju se govori o jednoj vrlo bitnoj osobini finansijski vremenskih serija, koja ako ostane nerešena može prouzrokovati značajne probleme koji se odnose na pouzdanost ocenjenih GARCH parametara. Reč je o prisustvu višestrukih strukturnih lomova u varijansi. Pojam strukture se vezuje za skup invarijantnih svojstava određenog ekonomskog sistema ili određene varijable. Ukoliko se ekonomska struktura promeni usled delovanja različitih eksternih faktora, onda u vremenskoj seriji najčešće dolazi do pojave strukturnog loma. Prisustvo strukturnog loma u vremenskoj seriji znači da se unutar kontinuirane serije podataka mogu pronaći periodi podataka koji nisu konzistentni, ili koji odstupaju od prethodne dinamike toka podataka.

Postojanje strukturnih lomova je uobičajena pojava u relativno dugim finansijskim serijama visoke frekvencije, a posebno je to odlika finansijskih serija zemalja u usponu koje su manje rezistentne na eksterne šokove, izazvane svetskim krizama. Na slici 3.1 se jasno vidi da su finansijske serije indeksa i valuta, kod većine posmatranih zemalja u usponu, za vreme Svetske ekonomske krize zabeležile značajan pad vrednosti. Objektivno je pretpostaviti da su u tom periodu verovatno prisutna dva strukturna loma u većini serija stopa prinosa, odnosno jedan strukturni lom na početku i jedan na kraju krize. Kako bi se matematičkim, odnosno kvantitativnim putem otkrilo prisustvo višestrukih strukturnih lomova u vremenskim serijama, u ovom poglavlju će biti korišćen algoritam iterativno-kumulativne sume kvadrata (Iterative Cumulative Sum of Squares – ICSS), od autora Inklana i Tjaoa (Inclan i Tiao, 1994). Ova metodologija je korišćena u brojnim radovima koji su pokušavali da detektuju strukturne lomove u serijama, a neki od njih su: Kumar i Majesvaran (Kumar i Maheswaran, 2013), Mensi i drugi (2014), Kang i drugi (2011), Kim (2013), Kang i drugi (2009), Fernandez (2006), Arouri i drugi (2012), Hamodeh i Li (Hammoudeh i Li, 2008), Vivian i Voar (Vivian i Wohar, 2012).

ICSS algoritam se koristi da identifikuje diskretne potperiode u kojima dolazi do promene volatilnosti stopa prinosa. Polazna pretpostavka je da je posmatrana vremenska serija stacionarna tokom inicijalnog perioda, dok se ne desi iznenadna promena koja se prepoznaje kao strukturni lom. Varijansa se zatim vraća u stacionarno stanje, dok se ne desi novi tržišni šok koji će uzrokovati novi strukturni lom. Pretpostavka je da se posmatra nezavisna vremenska serija stopa prinosa (τ) sa nultom srednjom vrednošću i varijansom (σ^2). U svakom potperiodu, varijansa je drugačija, odnosno $\sigma_j^2, j=0,1,\dots,N_T$, gde N_T predstavlja ukupan broj promena varijansi u T opservacija. Niz od K_N promenljivih tačaka u varijansi se zapisuje kao: $1 < K_1 < K_2 < \dots < K_{N_T} < T$. Skup promenljivih varijansi tokom N_T intervala se prikazuje na sledeći način:

$$\sigma_t^2 = \begin{cases} \sigma_0^2, & 1 < t < K_1 \\ \sigma_1^2, & K_1 < t < K_2 \\ \vdots & \\ \sigma_{N_T}^2, & K_{N_T} < t < T \end{cases} \quad (3.4)$$

U sledećem koraku kumulativna suma kvadrata se upotrebljava da bi se odredio broj promena u varijansi, kao i tačne datume kada su se promene u varijansi desile. Kumulativna suma kvadrata od prve opservacije pa do k-te tačke u vremenu se izražava kao:

$$C_k = \sum_{t=1}^k \tau_t^2; \quad k = 1, 2, \dots, T \quad (3.5)$$

Kada se izračuna kumulativna suma kvadrata C_k , u sledećem koraku se računa D_k statistika na sledeći način:

$$D_k = \left(\frac{C_k}{C_T} \right) - \frac{k}{T}; \quad D_0 = D_T = 0 \quad (3.6)$$

gde je C_T suma kvadriranih reziduala iz celog uzorka. Ako nema promene u varijansi, onda D_k statistika fluktuirá oko nule. Međutim, ako postoji jedna ili više promena u varijansi, onda će vrednost D_k statistike skrenuti gore ili dole u odnosu na nulu. U ovom kontekstu, značajne promene u varijansi se detektuju upotrebljavajući kritične vrednosti dobijene od distribucije D_k

pod nultom hipotezom konstantne varijanse. Ako je maksimalna apsolutna vrednost D_k veća od kritične vrednosti, onda nulta hipoteza vezano za homogenost varijanse može biti odbačena. Pretpostavljajući da je neka vrednost k^* ona u kojoj se dostiže $\max_k |D_k|$, i ako vrednost $\max_k \sqrt{T/2} |D_k|$ prevazilazi kritičnu vrednost, onda se k^* uzima kao vremenska tačka u kojoj je došlo do promene u varijansi. Izraz $\sqrt{T/2}$ se upotrebljava zbog standardizacije distribucije D_k . Prema studiji Agarvala i Inklana (Aggarwal i Inklan, 1999), kritička vrednost od 1,358 je jednaka 95-om percentilu asimptotske distribucije od $\max_k \sqrt{T/2} |D_k|$. Stoga su gornje i donje granice praktično jednake $\pm 1,358$. Prema tome, strukturni lom u varijansi se prepoznaje ako D_k statistika izađe iz ovih granica.

Međutim, ICSS algoritam posmatran u obliku u kome je objašnjen, ima određenih nedostataka, koji ako se ne uzmu u obzir mogu da učine ICSS metodologiju previše osetljivom. Drugim rečima, obična ICSS procedura pretpostavlja proces nezavisne i identične distribucije (*I.I.D.*), odnosno proces belog šuma, što je vrlo malo verovatna karakteristika za finansijske vremenske serije, u kojima je prisutan zavisan GARCH proces. Studije koje su uradili de Pute i van Dijk (de Pooter i van Dijk, 2004), i Sans'ó i drugi (2004) su pokazale da obična ICSS procedura može biti ozbiljno prenaplašena zbog prisustva debelih repova u empirijskoj distribuciji. To znači da ICSS algoritam prepoznaje ekstremne vrednosti kao strukturne lomove, što nije tačno, jer se takve pojave klasifikuju kao autlajeri, koje nemaju obrazac ponavljanja nego se jednom dese i nikad više, i zbog toga nemaju nikakve veze sa strukturnim lomom. Drugim rečima, obična ICSS procedura prijavljuje više strukturnih lomova, nego što zaista postoji. Ako bi se veći broj strukturnih lomova uključio u GARCH modele, to bi izazvalo probleme prilikom ocenjivanja parametara, činjeći ih pristrasnim. Zbog toga su Sans'ó i drugi (2004) predložili novi test, tzv. modifikovani ICSS algoritam, koji eksplicitno uzima u obzir četvrti momenat empirijske serije. Zbog objašnjenih nedostataka običnog ICSS algoritma, u radu se koristi modifikovana ICSS procedura.

U svojoj studiji, Sans'ó i drugi (2004), umesto izraza (3.6) predlažu izraz za modifikovani ICSS algoritam (3.7), odnosno *AIT*.

$$AIT = \sup_k |T^{-0.5} G_k| \quad (3.7)$$

gde je:

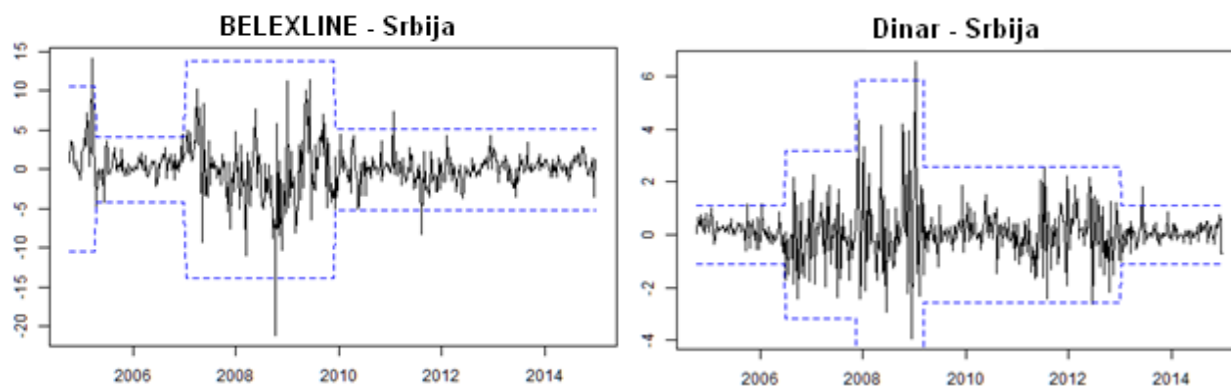
$$G_k = \hat{\lambda}^{-0.5} [C_k - (k/T)C_T] \quad (3.8)$$

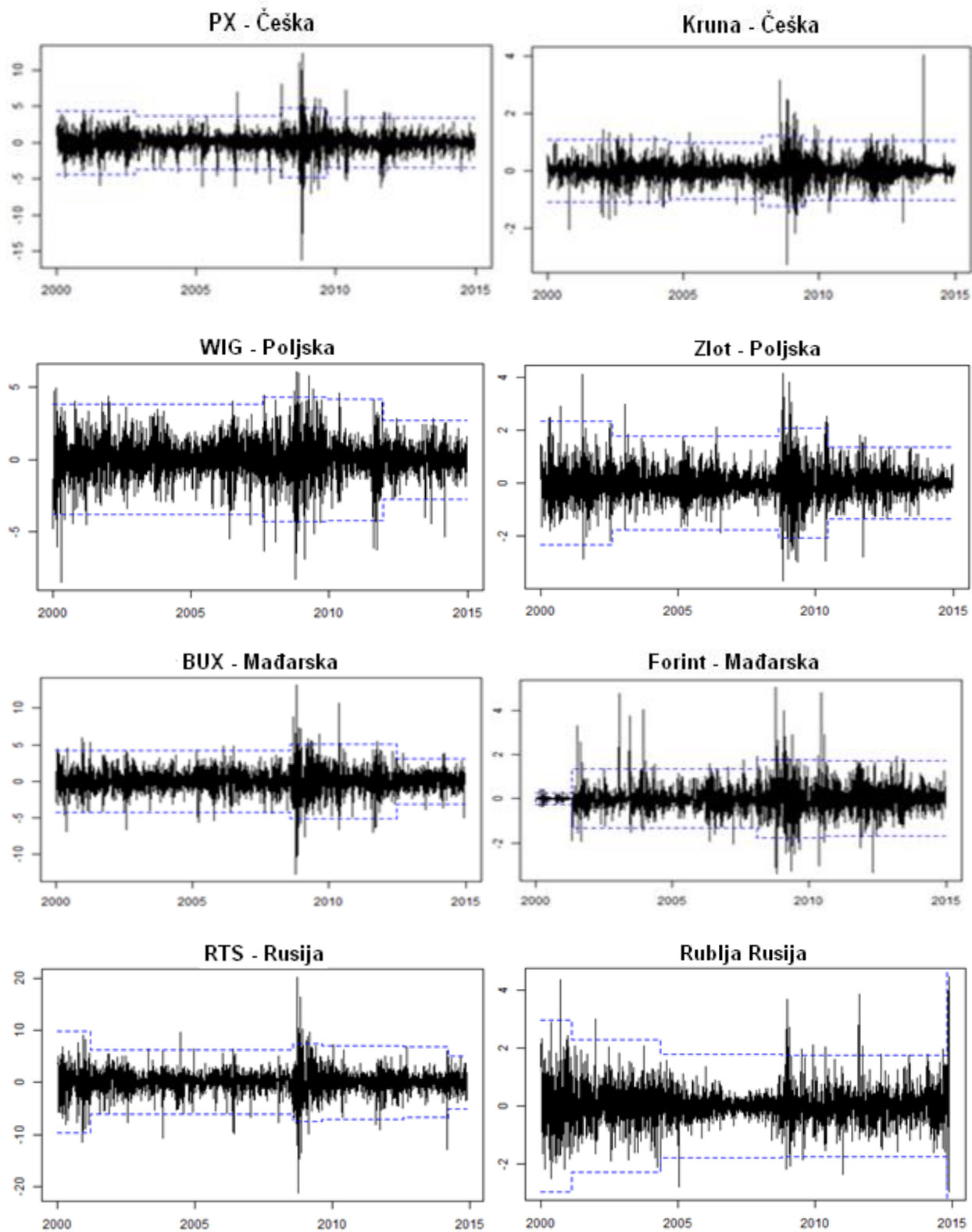
$$\hat{\lambda} = \hat{\gamma}_0 + 2 \sum_{l=1}^m [1 - l(m+1)^{-1}] \hat{\gamma}_l \quad (3.9)$$

$$\hat{\gamma}_l = T^{-1} \sum_{t=l+1}^T (\tau_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\tau_{t-1}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (3.10)$$

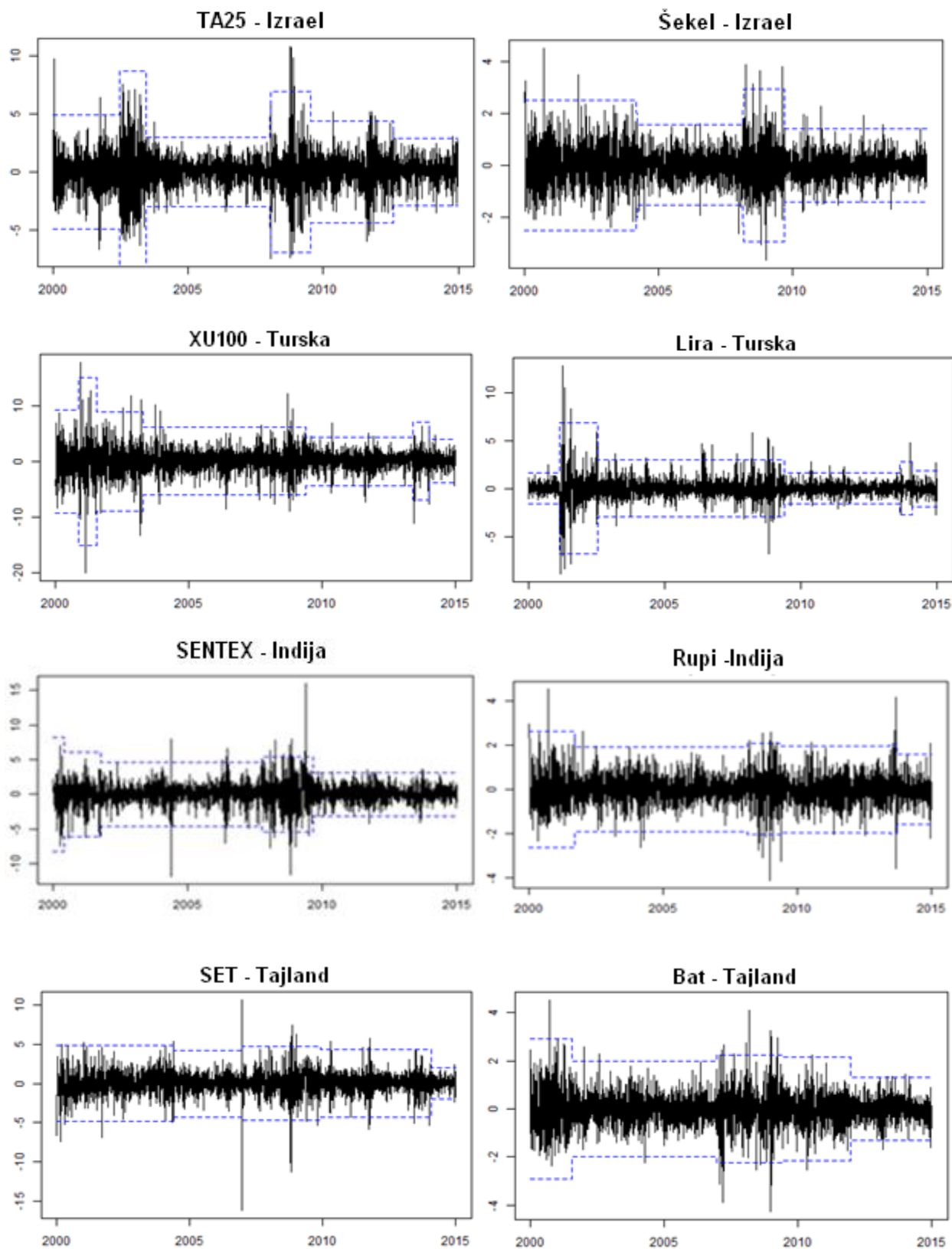
$$\hat{\sigma}^2 = T^{-1} C_T \quad (3.11)$$

Prema proceduri Newey and West (1994), parametar kojim se skraćuje broj legova (m) je određen kao $m = 0,75T^{1/3}$. Uz pomoć modifikovanog ICSS algoritma, određeni su tačni datumi pojave strukturnih lomova u empirijskim serijama. Na bazi toga su kreirane veštačke promenljive (dummy variables) koje se unose u GARCH modele, odnosno u specifikaciju jednačine uslovne volatilitnosti. Na ovaj način se efekat strukturnog loma u varijansi poništava. Svaka veštačka promenljiva uzima vrednost „0“ od početka serije do strukturnog loma, odnosno vrednost „1“ od strukturnog loma pa do kraja posmatranja. Na slikama 3.4 i 3.5 se vide parovi dnevnih vremenskih serija stopa prinosa indeksa i valuta u zemljama u usponu i razvijenim zemljama, kao i tačke u vremenu kada se desio strukturni lom. Plavom linijom su prikazane donja i gornja granica ± 3 standardne devijacije u odnosu na srednju vrednost, tj. $\pm 3\sigma$. Te granice označavaju da je empirijska raspodela oko 99%, u intervalu levo i desno od srednje vrednosti, obuhvaćena teorijskom normalnom raspodelom. Kada se desi promena nivoa plavih linija, to je znak da se u tom trenutku dogodio strukturni lom, što znači da je prekinuta invarijabilnost standardne devijacije između dva perioda.

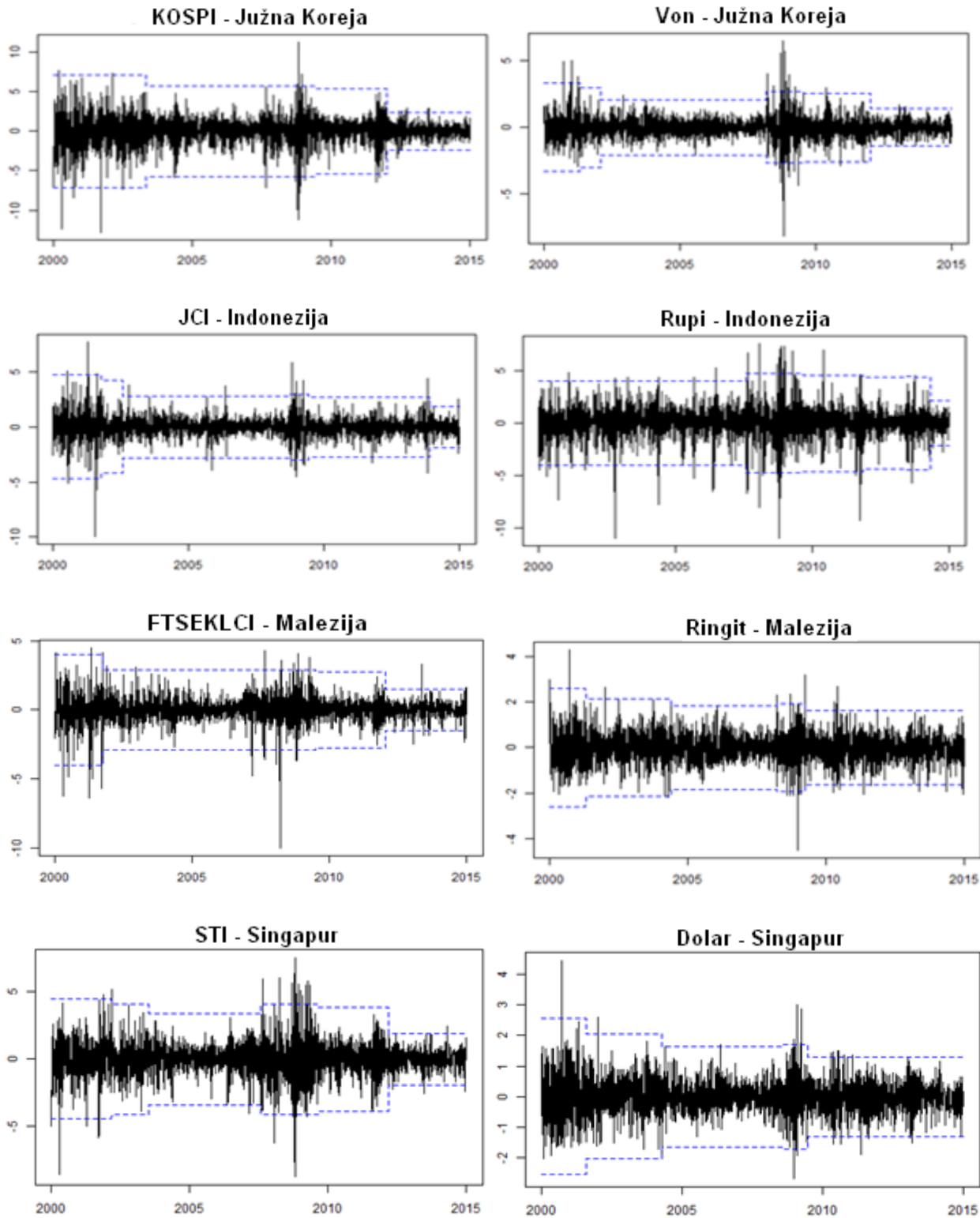




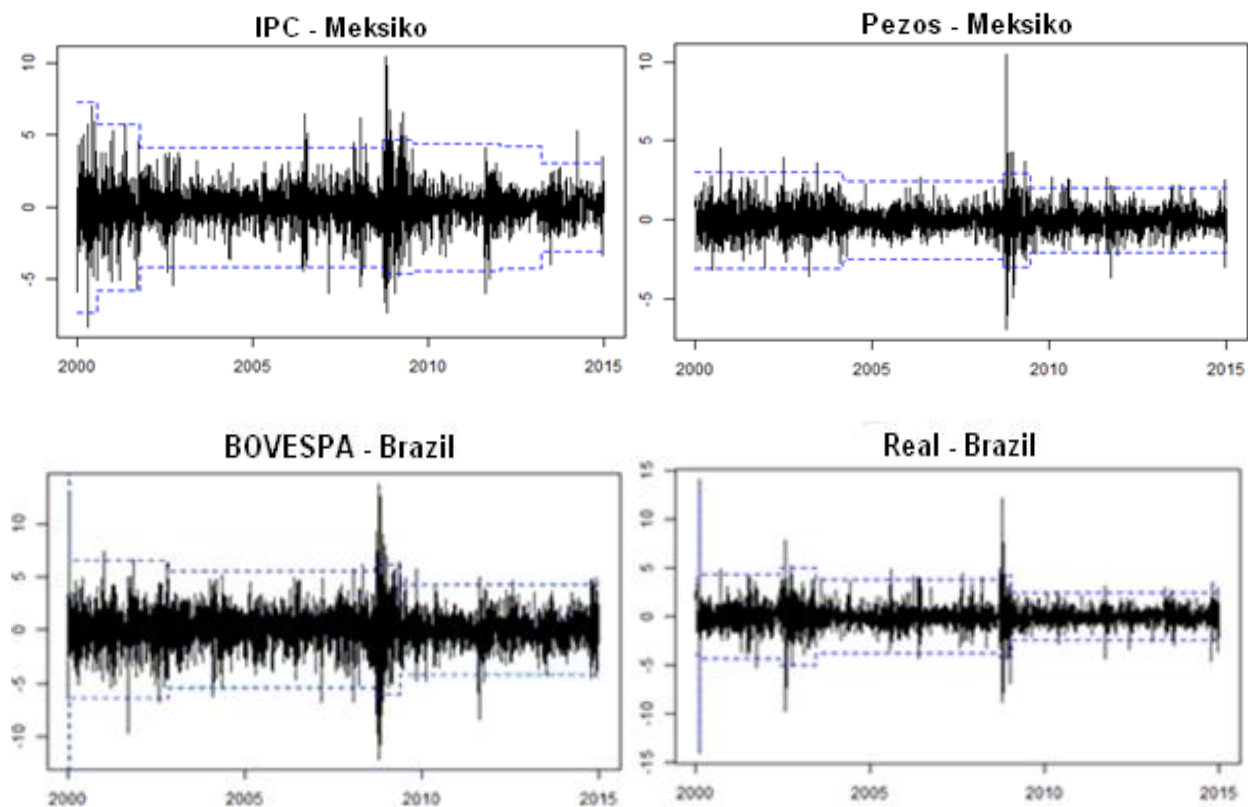
Nastavak na sledećoj strani



Nastavak na sledećoj strani



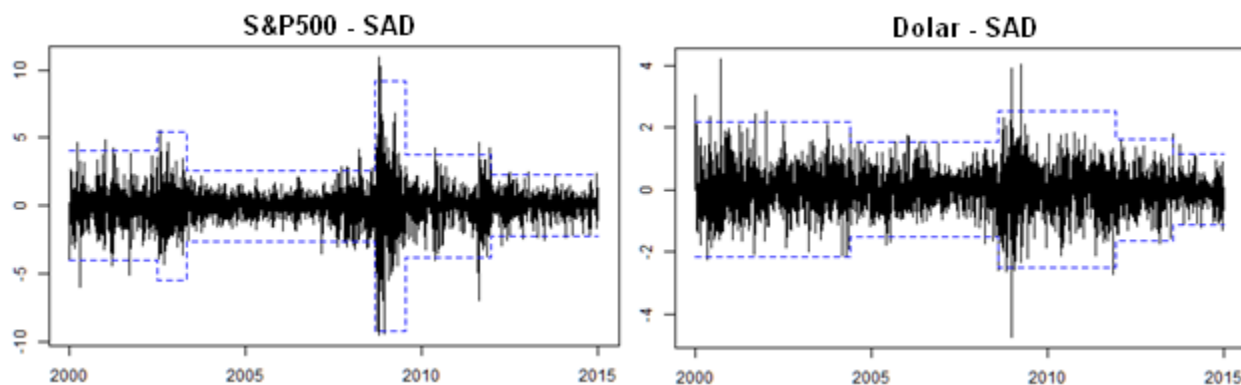
Nastavak na sledećoj strani



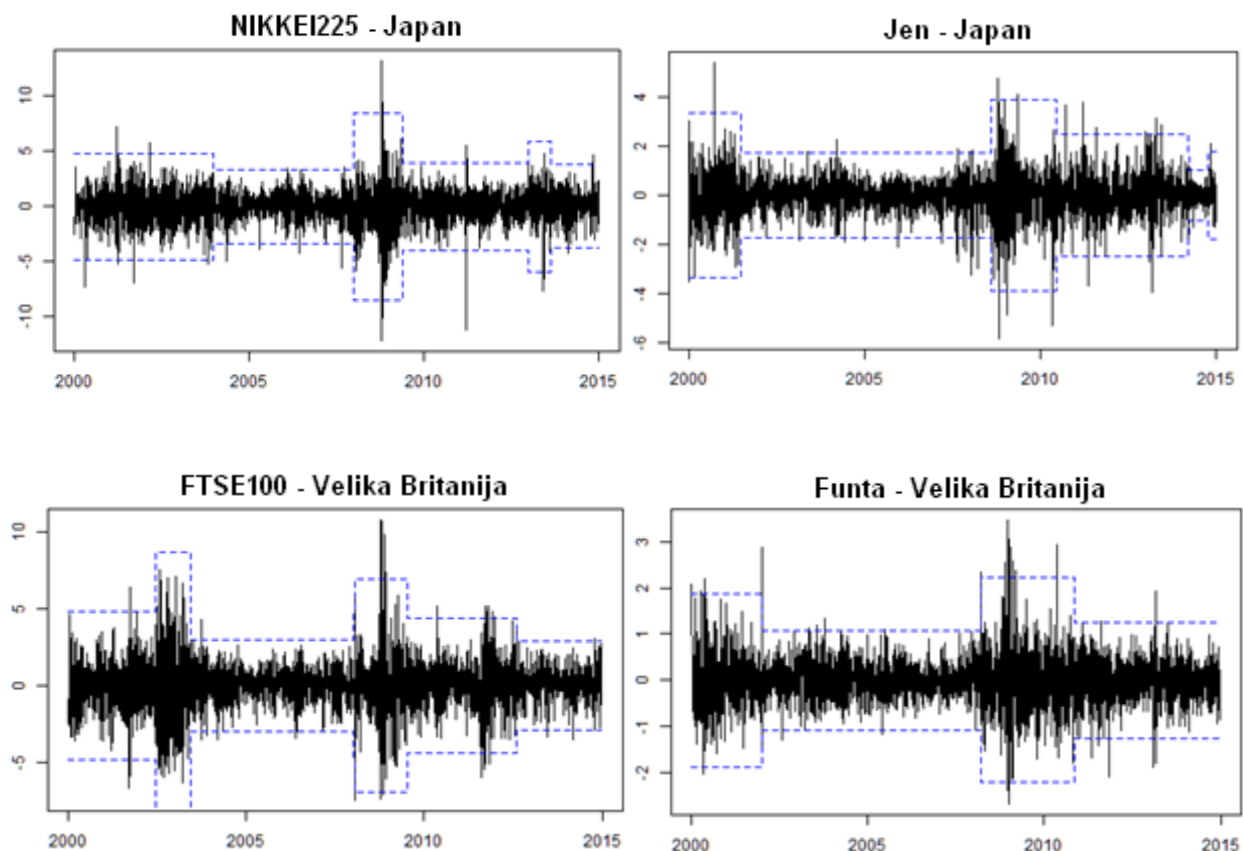
Slika 3.4 Dnevne stope prinosa akcija i deviznih kurseva zemalja u usponu i detektovani strukturni lomovi uz pomoć modifikovanog ICSS algoritma

Objašnjenje: Plave linije označavaju intervale od $\pm 3\sigma$. Na Y osi je prikazana varijabilnost stopa prinosa.

Izvor: Kalkulacija autora.



Nastavak na sledećoj strani



Slika 3.5 Dnevne stope prinosa akcija i deviznih kurseva razvijenih zemalja i detektovani strukturni lomovi uz pomoć modifikovanog ICSS algoritma

Objašnjenje: Plave linije označavaju intervale od $\pm 3\sigma$. Na Y osi je prikazana varijabilnost stopa prinosa.

Izvor: Kalkulacija autora.

3.6. Potencijalni uzroci i objašnjenje postojanja višestrukih strukturnih lomova

U ovom poglavlju se daju objašnjenja za potencijalne uzroke strukturnih lomova u izabranim serijama indeksa i deviznog kursa, koje je detektovao modifikovani ICSS algoritam. Generalno, strukturni lomovi su posledica različitih domaćih i inostranih događaja, koji izazivaju pojačanu volatilitnost na finansijskim tržištima. Što se tiče posmatranog perioda od 15 godina (2000-2014), njega karakteriše nekoliko velikih globalnih događaja, koji su izazivali turbulencije na svetskim finansijskim tržištima. Posmatrano hronološki, prvi veliki događaj je pucanje spekulativnog dot-com balona u martu 2000., zatim je svet bio potresen terorističkim napadom na Svetski trgovinski centar u septembru 2001, koji je nedugo potom praćen invazijom na Avganistan 2002., i na Irak 2003. Godine 2008. svet je bio pogođen Svetskom ekonomskom

krizom, a krajem 2009. i početkom 2010. pojavila se kriza javnog duga u Evropi, koja je izazvana otkrivanjem da Grčka ima neodrživi budžetski deficit od 12,7% BDP-a. Cilj ovog poglavlja je da se sagleda kako su različita tržišta reagovala na ove događaje i sa kakvim intenzitetom, a za to će poslužiti tabele 3.10 i 3.11, koje prikazuju tačne datume kada se desio strukturni lom, kao i standardne devijacije svakog potperioda između lomova.

Tabela 3.5 Detektovani datumi kad je došlo do strukturnih lomova na tržištima akcija

Panel A. Indeksi zemalja u usponu							
BELEXLINE – Srbija		PX – Češka		WIG – Poljska		BUX – Madarska	
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.
1/10/04 – 12/4/05	3,508	3/1/00 – 17/10/02	1,478	3/1/00 – 8/8/07	1,271	3/1/00 – 29/7/08	1,393
13/4/05 – 10/1/07	1,396	18/10/02 – 3/1/08	1,235	9/8/07 – 23/11/09	1,435	30/7/08 – 4/6/10	1,705
11/1/07 – 30/11/09	4,595	4/1/08 – 2/9/09	1,607	24/11/09 – 12/12/11	1,402	5/6/10 – 29/6/12	1,681
1/12/09 – 31/12/14	1,736	3/9/09 – 31/12/14	1,152	13/12/11 – 31/12/14	0,907	30/6/12 – 31/12/14	1,043
RTS – Rusija							
Period		TA25 – Izrael		XU100 – Turska		SENTEX – Indija	
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.
3/1/00 – 15/3/01	3,251	3/1/00 – 13/6/02	1,640	3/1/00 – 17/11/00	3,085	3/1/00 – 2/6/00	2,723
16/3/01 – 24/7/08	2,064	14/6/02 – 16/6/03	2,905	18/11/00 – 19/7/01	5,021	3/6/00 – 11/10/01	2,015
25/7/08 – 24/8/09	2,493	17/6/03 – 14/1/08	0,990	20/7/01 – 14/4/03	2,972	12/10/01 – 8/10/07	1,537
25/8/09 – 6/8/12	2,365	15/1/08 – 15/7/09	2,310	15/4/03 – 20/5/09	2,020	9/10/07 – 24/8/09	1,819
7/8/12 – 28/2/14	2,267	16/7/09 – 3/8/12	1,462	21/5/09 – 28/5/13	1,439	25/8/09 – 31/12/14	1,061
29/2/14 – 31/11/14	2,279	4/8/12 – 31/12/14	0,977	29/5/13 – 6/1/14	2,326		
				7/1/14 – 31/12/14	1,304		
SET – Tajland							
Period		KOSPI – Južna Koreja		JCI – Indonezija		FTSEKLCI – Malezija	
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.
3/1/00 – 27/5/04	1,617	3/1/00 – 29/4/03	2,371	3/1/00 – 8/10/01	1,571	3/1/00 – 21/9/01	1,345
28/5/04 – 18/12/06	1,418	30/4/03 – 10/6/09	1,913	9/10/01 – 31/7/02	1,403	22/9/01 – 25/6/09	0,972
18/12/06 – 3/12/09	1,562	11/6/09 – 3/1/12	1,795	1/8/02 – 11/9/08	0,937	26/6/09 – 5/1/12	0,908
4/12/09 – 28/1/14	1,457	4/1/12 – 31/12/14	0,797	12/9/08 – 5/6/09	0,994	6/1/12 – 31/12/14	0,508
29/1/14 – 31/12/14	0,686			6/6/09 – 10/7/13	0,902		
				11/7/13 – 31/12/14	0,910		
STI – Singapur							
Period		IPC – Meksiko		BOVESPA – Brazil			
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.
3/1/00 – 4/3/02	1,487	3/1/00 – 31/7/00	2,435	3/1/00 – 30/10/02	2,140		
5/3/02 – 14/7/03	1,373	1/8/00 – 15/10/01	1,922	31/10/02 – 3/9/08	1,819		
15/7/03 – 25/7/07	1,124	16/10/01 – 12/9/08	1,387	4/9/08 – 18/5/09	2,025		
26/7/07 – 24/8/09	1,365	13/9/08 – 23/7/09	1,543	19/5/09 – 31/12/14	1,417		
25/8/09 – 8/3/12	1,291	24/7/09 – 18/1/12	1,460				
9/3/12 – 31/12/14	0,642	19/1/12 – 12/3/13	1,408				
		13/3/13 – 31/12/14	1,012				

Nastavak na sledećoj strani

Panel B. Indeksi razvijenih zemalja					
S&P500 – SAD		NIKKEI225 – Japan		FTSE100 – Velika Britanija	
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.
3/1/00 – 28/6/02	1,345	3/1/00 – 17/12/03	1,612	3/1/00 – 13/6/02	1,602
29/6/02 – 28/4/03	1,808	18/12/03 – 21/12/07	1,114	14/6/02 – 16/6/03	2,905
29/4/03 – 3/9/08	0,869	22/12/07 – 19/5/09	2,814	17/6/03 – 14/1/08	0,989
4/9/08 – 15/7/09	3,064	20/5/09 – 18/12/12	1,309	15/1/08 – 15/7/09	2,310
16/7/09 – 20/12/11	1,270	19/12/12 – 20/8/13	1,958	16/7/09 – 3/8/12	1,462
21/12/11 – 31/12/14	0,753	21/8/13 – 31/12/14	1,262	4/8/12 – 31/12/14	0,977

Objašnjenje: S.D. označava standardnu devijaciju svakog potperioda između strukturnih lomova.

Izvor: Kalkulacija autora.

Posmatrajući tržišta akcija, iz tabele 3.10 se može videti da se broj detektovanih strukturnih lomova u zemljama u razvoju, i u razvijenim zemljama kreće, od tri do šest. Od 2000. do pred kraj 2003. gotovo sva posmatrana tržišta akcija su imala pojačanu volatilnost, što je prevashodno izazvano navedenim događajima: pucanjem dot-com balona, napadom 11. septembra i invazijama na Avganistan i Irak. U ovom periodu, prema veličini standardnih devijacija u tabeli 3.10, najveće šokove su pretrpele Turska, Izrael i Rusija. Tržišta akcija u Turskoj i Izraelu su burno reagovala posebno na ratove u Avganistanu i Iraku, verovatno jer su se ratovi odvijali u njihovom neposrednom susedstvu. Prema slici 3.3, tursko tržište akcija je na primer mnogo burnije reagovalo na rat u Iraku, nego kad je izbila Svetska finansijska kriza 2008. Rusija je zemlja koja je generalno osetljiva na svetske krize, i burno na njih reaguje, prevashodno zbog toga što se Rusija u znatnoj meri oslanja na prihode od izvoza nafte, pa svaki događaj koji ima uticaja u tržište nafte se odražava i na rusko tržište. Takođe, ICSS metodologija je utvrdila da su u 2000. tržišta Indije i Meksika reagovala burno na kolaps dot-com balona i događaj od 11. septembar 2001.

Što se tiče Indije, verovatan razlog je zato što Indija ima razvijen sektor informatičke tehnologije i bliske trgovačke veze sa SAD, a Meksiko jer je prvi južni sused SAD, i ima takođe značajne trgovačke odnose sa tom zemljom. Sa druge strane, tržišta koja su imala veoma blage reakcije na ove događaje su tržišta iz Istočne Evrope, Tajland i Singapur. Od razvijenih zemalja, Vela Britanija i SAD su u ovom periodu imale izraženiju volatilnost, što se posebno odnosi na Britaniju uzimajući u obzir da je ona bila glavni koalicioni partner Amerike u napadu na Irak.

Od kraja 2003. pa do početka 2008. je bio period u kome su sva posmatrana tržišta akcija uživala relativnu stabilnost, koja je bila praćena osetnijim rastom ovih tržišta. To potvrđuje slika 3.3 na kojoj se vide manje oscilacije stopa prinosa, ali i tabela 3.10 u kojoj se vide niže

standardne devijacije u ovom periodu. Međutim, od 2008. svet je pogodio kolaps sub-primarnog hipotekarnog tržišta u SAD i značajan pad vrednosti sekjuritizovanih HOV koje su bile vezane za to tržište. Kriza ovakvog intenziteta nije zabeležena još od Velike depresije 1929-1933., a njeni efekti su se vrlo brzo prelili i na ostala razvijena tržišta, a pogotovo na tržišta u razvoju. Zbog rastućeg rizika i pojačane neizvesnosti, gotovo sva tržišta akcija zemalja u usponu su zabeležile oštar pad u 2008, a taj pad je posebno bio naglašen nakon bankrotstva jedne od vodećih investicionih banaka, Liman braders (Lehman brothers) u septembru 2008. Kako ističu Silignakis i Kuretas (Syllignakis i Kouretas, 2011; b), tada je došlo do klasičnog efekta krda, kada investitori iz straha od daljih gubitaka, naglo i često bez dublje analize napuštaju tržišta u usponu, i povučena sredstva ulažu u aktivu koja izgleda najsigurnija, a to su najčešće plemeniti metali. Takođe, Bojer i drugi (Boyer i drugi, 2006) navode da je jedan od najučestalijih način prenošenja „zaraze“ među tržištima rebalansiranje portfolija investitora.

Kako tabela 3.10 sugeriše, najveći period oscilacije indeksa je zabeležen u SAD sa standardnom devijacijom većom od tri. To je i logično očekivati s obzirom da je kriza potekla iz SAD. Takođe, Japanski NIKKEI225 i Britanski FTSE100 su isto tako imali značajnije izražene oscilacije, a razlog je taj što se kriza iz najveće svetske ekonomije vrlo brzo prenela i na ostale razvijene zemlje, ali i zbog toga što su brojni investitori u sekjuritizovane HOV dolazili iz zapadnih razvijenih zemalja. Što se tiče zemalja u usponu, najveća volatilitnost je zabeležena u Rusiji (2,493 S.D.), Izraelu (2,310 S.D.), Brazilu (2,025 S.D.) i Indiji (1,819 S.D.). Srpski BELEXLIN je takođe imao značajnu volatilitnost (4,595 S.D.), ali pošto se za Srbiju koriste nedeljni podaci, ova vrednost je značajno veću u odnosu na dnevne podatke i stoga nije uporediva sa ostalim zemljama. Indonezija i Malezija su zemlje koje su sa najmanje turbulencija prošle Svetsku finansijsku krizu. Njihove standardne devijacije iz tog perioda su ispod jedan.

Kao mere ublažavanja i prevazilaženja Svetske finansijske krize, mnoge zemlje su primenjivale povećanje javnih rashoda i smanjenje poreza. Ovakvi postupci su doveli do rasta javnog duga, što je u kasnijem periodu dovelo do zabrinutosti svetske javnosti posebno kad su u pitanju zemlje Južne Evrope – Portugalija, Španija, Italija i Grčka. Posebno alarmantna situacija je bila u Grčkoj, što je dovelo do pojave tzv. Evropske krize suverenog duga. Ova kriza je bila, uslovno rečeno, više lokalnog tipa u odnosu na efekte Svetske finansijske krize, i više je imala neposrednog efekta na zemlje koje su u Evropi ili su bliže Evropi. Na primer, češki, poljski, mađarski, ruski i izraelski indeks su zabeležili veću volatilitnost tokom 2010. Od razvijenih

zemalja značajnije su je osetile Velika Britanija i SAD, dok japanski NIKKEI225 nije zabeležio značajnije fluktuacije u tom periodu. Mada, slika 3.3 pokazuje da su u tom periodu rast volatilnosti na tržištima akcija zabeležile zemlje poput Brazila, Meksika, Malezije, Singapura i Južne Koreje. Verovatan razlog povećanih oscilacija na ovim tržištima je njihova reakcija na povećanu volatilnost američkog tržišta.

Stope prinosa na tržištima deviznih kurseva u priličnoj meri prate dinamiku nacionalnih tržišta akcija, s tim što je volatilnost na ovim tržištima daleko manja nego na tržištima akcija, kao što sugeriše Y osa na slikama 3.4 i 3.5. Ovo je iz razloga što mnoge zemlje u usponu *de facto* utiču na stabilizaciju svojih valuta, jer stabilnost deviznog kursa vrlo bitan segment opšte makro-stabilnosti. Ako se pogleda dinamika volatilnosti deviznih kurseva, onda se vidi da su periodi grupisanja volatilnosti mnogo manje izraženiji nego kod berzanskih indeksa. Međutim, kod većine zemalja, kako razvijenih tako i u razvoju, mogu se primetiti dva jasna perioda pojačane volatilnosti, a to su period do 2003 i period od 2008, koji odgovaraju ratu u Iraku i Svetskoj ekonomskoj krizi. Posebno je turska lira imala značajne oscilatorne faze za vreme invazije na Irak, na šta ukazuje standardna devijacija od 2,266 u tabeli 3.11. Međutim, činjenica je da su kod većine zemalja u usponu standardne devijacije najveće oko perioda Svetske ekonomske krize. To ide u prilog pretpostavci da je u tom periodu došlo do značajnijeg odliva kapitala iz ovih zemalja, što je prilično smanjilo tražnju za nacionalnim valutama i izazvalo depresijaciju kursa.

Tabela 3.11 Detektovani datumi kad je došlo do strukturnih lomova na deviznim tržištima

Panel A. Valute zemalja u usponu							
Dinar – Srbija		Kruna – Češka		Zlot – Poljska		Forint – Mađarska	
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.
1/10/04 – 26/6/06	0,372	3/1/00 – 7/7/04	0,362	3/1/00 – 6/8/02	0,783	3/1/00 – 3/5/01	0,089
27/6/06 – 14/11/07	1,053	8/7/04 – 27/11/07	0,327	7/8/02 – 4/9/08	0,590	4/5/01 – 30/1/08	0,448
15/11/07 – 9/3/09	1,955	28/11/07 – 23/6/09	0,414	5/9/08 – 7/6/10	0,692	21/1/08 – 2/8/10	0,596
10/3/09 – 8/1/13	0,859	24/6/09 – 31/12/14	0,348	8/6/10 – 31/12/14	0,450	3/8/10 – 31/12/14	0,569
9/1/13 – 31/12/14	0,366						

Nastavak na sledećoj strani

Rublja – Rusija		Šekel – Izrael		Lira – Turska		Rupi – Indija	
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.
3/1/00 – 20/2/01	0,988	3/1/00 – 8/3/04	0,836	3/1/00 – 23/2/01	0,536	3/1/00 – 14/9/01	0,876
21/2/01 – 17/5/04	0,763	9/3/04 – 25/2/08	0,518	24/2/01 – 17/7/02	2,266	15/9/01 – 21/2/08	0,637
18/5/04 – 20/10/08	0,590	26/2/08 – 8/9/09	0,984	18/7/02 – 25/5/09	0,993	22/2/08 – 18/5/09	0,687
21/10/08 – 22/10/14	0,583	9/9/09 – 31/12/14	0,472	26/5/09 – 21/8/13	0,548	19/5/09 – 6/6/13	0,655
23/10/14 – 31/11/14	1,739			22/8/13 – 31/1/14	0,912	7/6/13 – 31/12/14	0,670
				1/2/14 – 31/12/14	0,629		
Bat – Tajland		Von – Južna Koreja		Rupi – Indonezija		Ringit – Malezija	
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.
3/1/00 – 25/7/01	0,977	3/1/00 – 30/4/01	1,110	3/1/00 – 26/7/07	1,349	3/1/00 – 20/4/01	0,875
26/7/01 – 15/12/06	0,664	1/5/01 – 28/1/02	0,995	27/7/07 – 20/8/09	1,569	21/4/01 – 17/5/04	0,719
16/12/06 – 8/6/09	0,740	29/1/02 – 5/3/08	0,691	21/8/09 – 10/11/11	1,531	18/5/04 – 14/3/08	0,612
9/6/09 – 14/12/11	0,715	6/3/08 – 15/7/09	0,892	11/11/11 – 22/5/13	1,468	15/3/08 – 30/3/09	0,647
15/12/11 – 31/12/14	0,431	16/7/09 – 30/12/11	0,858	23/5/13 – 30/9/13	1,484	31/3/09 – 31/12/14	0,541
		1/1/12 – 31/12/14	0,469	1/10/13 – 14/4/14	1,470		
				15/4/14 – 31/12/14	0,715		
Dolar – Singapur		Pezos – Meksiko		Real – Brazil			
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.		
3/1/00 – 2/8/01	0,851	3/1/00 – 8/3/04	1,012	3/1/00 – 10/2/00	1,311		
3/8/01 – 13/4/04	0,678	9/3/04 – 12/9/08	0,825	11/2/00 – 6/6/02	1,446		
14/4/04 – 7/8/08	0,551	13/9/08 – 12/6/09	0,984	7/6/02 – 5/6/03	1,655		
8/8/08 – 15/6/09	0,574	13/6/09 – 31/12/14	0,689	6/6/03 – 17/9/08	1,271		
16/6/09 – 31/12/14	0,435			18/9/08 – 16/1/09	1,392		
				17/1/09 – 31/12/14	0,800		
Panel B. Valute razvijenih zemalja							
Dolar – SAD		Jen – Japan		Funta – Velika Britanija			
Period	S.D.	Period	S.D.	Period	S.D.		
3/1/00 – 17/5/04	0,728	3/1/00 – 18/6/01	1,113	3/1/00 – 2/1/02	0,622		
18/5/04 – 7/8/08	0,510	19/6/01 – 7/8/08	0,580	3/1/02 – 14/3/08	0,359		
8/8/08 – 28/11/11	0,835	8/8/08 – 7/6/10	1,289	15/3/08 – 11/11/10	0,735		
29/11/11 – 16/7/13	0,546	8/6/10 – 17/3/14	0,819	12/11/10 – 31/12/14	0,419		
17/7/13 – 31/12/14	0,382	18/3/14 – 9/10/14	0,333				
		10/10/14 – 31/12/14	0,600				

Objašnjenje: S.D. označava standardnu devijaciju svakog potperioda između strukturnih lomova.

Izvor: Kalkulacija autora.

4. Utvrđivanje dinamičke korelacije između akcija i deviznog kursa korišćenjem bivarijacionog DCC-GARCH modela

U ovom poglavlju se ispituje hipoteza da je međusoban odnos između nacionalnih tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u skladu sa teorijskim pristupom balansiranog portfolija. U analizi se koristi bivarijacioni DCC-GARCH model, koji generiše seriju dinamičkih korelacija kroz vreme. Na ovaj način, moguće je zaključiti u kakvom su odnosu dva tržišta. Drugim rečima, ako koeficijenti dinamičke korelacije prevashodno imaju pozitivan predznak, to bi značilo da su ova tržišta u skladu sa teorijom toka. Sa druge strane, ako su koeficijenti predominantno negativni, onda je njihov odnos u skladu sa teorijom balansiranog portfolija.

Kao što je rečeno u poglavlju 2.3.3.1, DCC-GARCH model se ocenjuje iz dva koraka. Prvo se ocene univarijacioni GARCH modeli za svaku posmatranu varijablu, iz kojih se izvlače serije standardnih devijacija. U drugom koraku, reziduali iz svake jednačine srednje vrednosti se standardizuju, tj. dele se sa ranije izračunatim standardnim devijacijama. Drugim rečima, računa se $v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{ii,t}}$, gde se $v_{i,t}$ onda koristi da se izračunaju parametri dinamičke uslovne korelacije. Prema tome, prvi korak u specifikaciji DCC-GARCH modela je postavka optimalne jednačina srednje vrednosti za svaku posmatranu varijablu. U poglavlju 3.3, u tabelama 3.8 i 3.9 su određeni prema najnižem SIC kriterijumu optimalni ARMA(p,q) modeli za svaku posmatranu seriju indeksa i deviznog kursa. Optimalne ARMA(p,q) jednačine srednje vrednosti se koriste da bi se produkovale serije reziduala, koje su beli šum. Jednačine srednje vrednosti imaju sledeći opšti oblik:

$$r_{m,t} = C_r + \sum_{i=0}^p \Omega_i r_{m,t-i} + \sum_{j=0}^q \Phi_j \varepsilon_{m,t-j}; \quad \varepsilon_{m,t} = z_{m,t} \sigma_{m,t}; \quad z_{m,t} \sim iid \quad (4.1)$$

$$e_{n,t} = C_e + \sum_{i=0}^p \Theta_i e_{n,t-i} + \sum_{j=0}^q \Psi_j \xi_{n,t-j}; \quad \xi_{n,t} = \bar{z}_{n,t} \sigma_{n,t}; \quad \bar{z}_{n,t} \sim iid \quad (4.2)$$

gde je $r_{m,t} = 100 \times \log(P_{m,t} / P_{m,t-1})$ i $e_{n,t} = 100 \times \log(FX_{n,t} / FX_{n,t-1})$, pri čemu je $r_{m,t}$ stopa prinosa akcija nekog nacionalnog indeksa (m), a $P_{i,t}$ su cene akcija na zatvaranju. Simbol $e_{i,t}$ označava stope prinosa deviznog kursa, a FX je nominalni devizni kurs u odnosu na evro određene valute (n). ε_t i ξ_t su nezavisne i identično distribuirani (I.I.D.) reziduali različitih akcija i deviznih

kurseva. Pošto je utvrđeno u poglavlju 3.2 da sve serije imaju izražen četvrti momenat, u DCC-GARCH modelima će se koristiti Studentova-t distribucija.

Univarijacioni GARCH proces u bivarijacionom DCC-GARCH modelu ima jedan od četiri različita GARCH oblika, koji su predstavljeni u poglavlju 2.3. Ti modeli su redom: običan GARCH (4.3), asimetrični TGARCH (4.4), asimetrični EGARCH (4.5) i asimetrični PGARCH (4.6).

$$\sigma_t^2 = C + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (4.3)$$

$$\sigma_t^2 = C + (\alpha + \gamma I_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2; \quad I_{t-1} = \begin{cases} 1 & |\varepsilon_{t-1}| < 0 \\ 0 & |\varepsilon_{t-1}| \geq 0 \end{cases} \quad (4.4)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = C + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha(\varepsilon_{t-1}); \quad \alpha(\varepsilon_{t-1}) = \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 (|\varepsilon_{t-1}| - \sqrt{2/\pi}) \quad (4.5)$$

$$\sigma_t^\delta = C + \alpha (|\varepsilon_{t-1}| - \mu \varepsilon_{t-1})^\delta + \beta \sigma_{t-1}^\delta \quad (4.6)$$

, gde parametar α meri ARCH efekat, a parametar β meri GARCH efekat u svim specifikacijama od 4.3-4.6. Asimetričan efekat se meri sa parametrom γ u TGARCH modelu, sa ψ_1 i ψ_2 u EGARCH modelu i sa μ i δ u PGARCH modelu.

Generisanje dinamičkih korelacionih koeficijenata je prezentovana preko relacije (4.7).

$$Q_t = (1 - a - b) \bar{Q} + \alpha v_{t-1} v'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (4.7)$$

gde su $v_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{ii,t}}$ i $v'_{i,t} = \xi_{i,t} / \sqrt{h_{ii,t}}$ standardizovani reziduali izvedeni na bazi običnih reziduala iz jednačina (4.1) i (4.2).

Pošto u bivarijacionom DCC modelu nije moguće specifikovati različite univarijacione GARCH modele za svaku varijablu posebno, onda su potraženi optimalni DCC modeli sa istim univarijacionim GARCH modelima na bazi SIC informacionog kriterijuma za svaku zemlju. U tabeli 4.1 su prikazane vrednosti SIC parametara za ocenjene četiri različite DCC specifikacije, odnosno svaki par varijabli (indeks i devizni kurs) su u DCC modelu imali istu univarijacionu GARCH specifikaciju (jednu od četiri navedene – od 4.3 do 4.6). Optimalni DCC model koji ima najnižu vrednost SIC je osenčen. Može se primetiti da se za većinu zemalja pokazalo da je

optimalni DCC model sa univarijacionim asimetričnim GARCH specifikacijama. To znači da je kod većine varijabli prisutan tzv. leveridž efekat, u smislu da pozitivni i negativni šokovi nemaju istu težinu na uslovnu varijansu.

Tabela 4.1 SIC kriterijumi za izbor optimalnog bivarijacionog DCC-GARCH modela

	DCC-GARCH	DCC-EGARCH	DCC-TGARCH	DCC-PGARCH
Panel A. Zemlje u usponu				
Srbija	6,6147	—	6,6434	—
Češka	3,7527	3,7440	3,7525	—
Poljska	4,6024	4,6096	4,6027	4,6071
Mađarska	4,7466	—	4,7456	4,7348
Rusija	5,5347	5,5411	5,5364	5,5392
Izrael	5,1497	5,1238	5,1209	—
Turska	6,3166	6,3286	6,3178	6,3227
Indija	5,2625	5,2536	5,2487	5,2519
Tajland	5,0742	—	5,0716	5,0719
Južna Koreja	5,3351	5,3297	5,3281	5,3304
Indonezija	5,5093	5,5072	5,5063	5,5093
Malezija	3,8401	3,8379	3,8401	3,8427
Singapur	4,2006	—	4,1962	4,1995
Meksiko	5,4516	5,4336	5,4314	—
Brazil	6,5914	—	6,5765	—
Panel B. Razvijene zemlje				
SAD	4,6877	4,6509	4,6531	—
Japan	5,4609	5,4534	5,4549	5,4555
Velika Britanija	4,5287	4,4992	4,4980	—

Objašnjenje: Osenčena vrednost označava najniži SIC kriterijum, odnosno optimalni bivarijacioni DCC-GARCH model. Ravna linija označava da model nije konvergirao.

Izvor: Kalkulacija autora.

4.1. Rezultati dinamičke korelacije između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa

U narednim pod-poglavljima se prikazuju rezultati dinamičkih korelacija po zemljama. Zbog velikog broja analiziranih zemalja, a u cilju bolje preglednosti, podpoglavlja će razmatrati sledeće grupe zemalja razvrstane po geografskoj pripadnosti: zemlje Jugoistočne i Istočne

Evrope (Srbija, Češka, Poljska, Mađarska i Rusija kao Evro-azijska zemlja); zemlje Azije (Izrael, Turska, Indija, Tajland i Južna Koreja); zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike (Indonezija, Malezija, Singapur, Meksiko i Brazil). Na kraju, u svrhu poređenja, odnosno pronalaženja sličnosti i razlika, biće na isti način analizirane tri razvijene zemlje (SAD, Japan i Velika Britanija).

4.1.1. Rezultati dinamičke korelacije za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope

Tabela 4.2 u panelima A i B prikazuje ocenjene parametre univarijacionih GARCH modela, a u panelu C se prikazuju zajednički DCC parametri. Parametri jednačine srednje vrednosti nemaju suštinskog značaja u ovom istraživanju, pa je njihovo unošenje u tabelu 4.2 i objašnjavanje izostavljeno. Takođe, za svaku varijablu su prikazani statistički Ljung-Box testovi normalnih i kvadriranih slučajnih grešaka, koji prikazuju prisustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti. U tabeli 4.2 su prikazani optimalni DCC modeli u skladu sa sugestijom tabele 4.1. Jedini izuzetak je slučaj Srbije gde je u tabeli 4.2 prikazana DCC-TGARCH specifikacija umesto DCC-GARCH modela, jer prilikom ocenjivanja DCC-GARCH modela DCC parametar (b) nije bio statistički značajan, a on je ključan prilikom generisanja serije dinamičkih korelacija. Kao što se može primetiti, gotovo svi GARCH parametri (α i β) kod indeksa i deviznih kurseva su statistički značajni, međutim ne zadovoljavaju sve serije uslov ($\alpha + \beta < 1$). Kod indeksa BELEXLIN, WIG i kod rublje, imamo slučajeve da je $\alpha + \beta > 1$, što čini da je ne-uslovna varijansa nedefinisana, odnosno da je varijansa nestacionarna. Kod drugih modela, uslov $\alpha + \beta < 1$ je zadovoljen, a njihove sume su relativno blizu 1, što znači da je istrajnost varijansi tih modela velika, odnosno njihove sposobnosti prognoze budućih vrednosti su relativno velike.

Što se tiče asimetričnih parametara (γ , ψ_1 , ψ_2 , μ , δ) može se videti da nisu svi statistički značajni. Konkretno, za Srbiju, Češku i Mađarsku su korišćeni neki od asimetričnih GARCH modela, međutim u slučaju BELEXLIN indeksa, asimetrični γ parametar nije statistički značajan, a kod krune to nije parametar ψ_1 . Kod dinara, parametar γ je pozitivan i statistički značajan, što znači da pozitivni šokovi (numerički gledano, depresijacija kursa je pozitivan šok), imaju većeg uticaja na uslovnu varijansu od negativnih šokova, tj. apresijacije.

Tabela 4.2 Ocenjeni parametri bivarijacionog DCC modela za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope

	Srbija DCC-TGARCH	Češka DCC-EGARCH	Poljska DCC-GARCH	Mađarska DCC-PGARCH	Rusija DCC-GARCH
Panel A. Indeksi					
	BELEXLINE	PX	WIG	BUX	RTS
c_r	0,257**	0,502*	0,015*	0,063*	0,118*
α	0,360*	0,284	0,067*	0,076*	0,104*
β	0,666*	0,961*	0,924*	0,887*	0,871*
γ	0,012	—	—	—	—
ψ_1	—	-0,056*	—	—	—
ψ_2	—	0,188*	—	—	—
μ	—	—	—	0,249*	—
δ	—	—	—	2,150*	—
LB(Q)	59,65 [¶]	27,69	17,94	26,01	13,52
LB(Q ²)	9,98	22,19	2,083	5,18	9,81
Panel B. Devizni kursevi					
	Dinar	Kruna	Zlot	Forint	Rublja
c_e	0,004	-1,488*	0,003*	0,011*	0,001***
α	0,107**	-0,506*	0,091*	0,077*	0,077*
β	0,867*	0,983*	0,904*	0,915*	0,925*
γ	0,083***	—	—	—	—
ψ_1	—	-0,002	—	—	—
ψ_2	—	0,285*	—	—	—
μ	—	—	—	-0,399*	—
δ	—	—	—	1,343*	—
LB(Q)	25,64	14,82	19,60	19,21	14,85
LB(Q ²)	12,70	2,35	26,69	0,99	26,81
Panel C. DCC parametri					
a	0,009	0,012**	0,017*	0,021*	0,018***
b	0,607*	0,984*	0,976*	0,959*	0,981*
v	4,359*	6,427*	8,428*	6,452*	6,561*

Objašnjenje: LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. — označava prazno polje. [¶] simbol znači da je za konkretni test korišćeno 50 legova. Parametar v meri broj stepeni slobode u Studentovoj-t raspodeli prema jednačini 2.30, odnosno stepen debelih repova u raspodeli reziduala.

Izvor: Kalkulacija autora

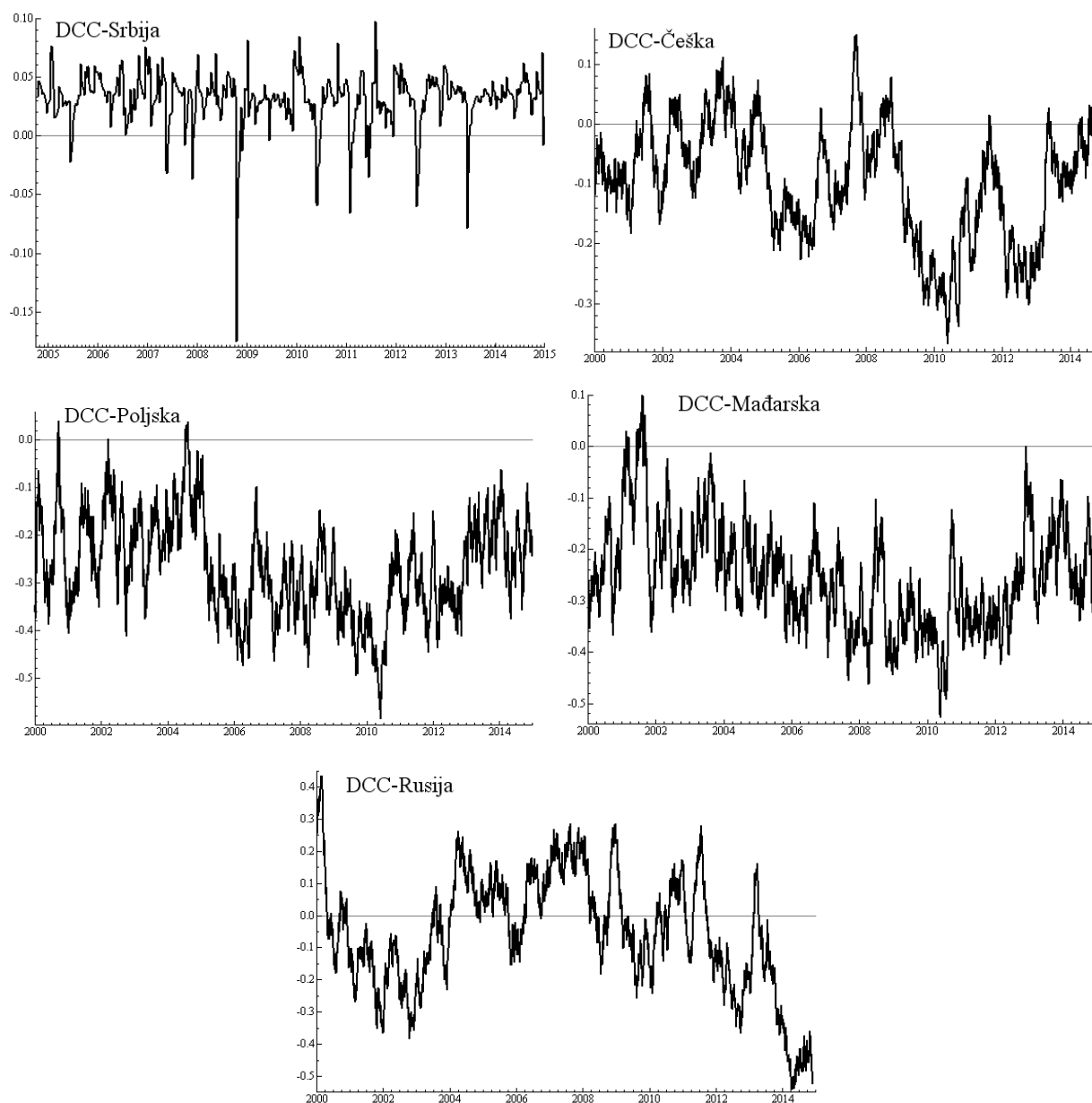
Kod PX indeksa, parametar ψ_1 je negativan, što znači da negativni neočekivani šokovi imaju većeg uticaja na tržištu akcija u Češkoj od pozitivnih šokova. Sa druge strane, na deviznom tržištu Češke parametar ψ_1 nije statistički značaj, što ne daje mogućnost da se izvuče određeni zaključak koji šokovi imaju jačeg uticaja na ovom tržištu. Na primeru Mađarske je korišćen DCC-PGARCH model, i kod ove zemlje su na oba tržišta asimetrični parametri μ i δ statistički značajni. Kod ovog modela, parametar μ određuje koja vrsta šokova ima većeg efekta na uslovnu varijansu. Kao što se moglo očekivati, na tržištu akcija ovaj parametar je pozitivan, što znači da negativni šokovi imaju većeg uticaja, a na deviznom tržištu je negativan što implicira da depresijacija ima jačeg efekta na uslovnu varijansu od apresijacije.

Što se tiče adekvatnosti modela, svi reziduali univarijacionih GARCH modela nemaju problema sa autokorelacijom i heteroskedstičnošću, kako sugerišu Ljung-Box testovi za 20 legova. Srpski BELEXLINE indeks je imao problema sa veoma jakom autokorelacijom kod dnevnih podataka, pa su kao alternativa korišćeni nedeljni podaci. Kod nedeljnih podataka, autokorelacija je značajno smanjena, odnosno njeno odsustvo zabeleženo je pri višem nivou docnji. Zbog toga je TGARCH za BELEXLINE jedini model kod koga je vrednost Ljung-Box testa za obične reziduale u tabeli 4.2 prikazana sa 50 legova.

Za ocenu adekvatnosti modela dinamičke korelacije, manje je bitna signifikantnost parametara u pojedinačnim univarijacionim GARCH modelima, a više treba da se obrati pažnja kod zajedničkih a i b parametara. Posebno je važno da je parametar b statistički značajan, jer je on indikator da li će serija dinamičkih korelacija biti uspešno generisana. Ovaj parametar ukazuje na istrajnost (persistence) uslovne korelacije u modelu. Pored toga, parametri a i b treba da ispune ograničavajući uslov $a + b < 1$. Kao što se može videti u tabeli 4.2, gotovo svi parametri a i b su visoko statistički značajni (sem parametra a u Srbiji), što ukazuje na verodostojnost modela dinamičke korelacije. Takođe, svi parametri Studentove distribucije (v), koji ocenjuju opravdanost upotrebe ove teorijske raspodele, su visoko statistički značajni, ukazujući da ova distribucija uspešno prepoznaje leptokurtičnost empirijskih serija.

Pošto tabela 4.2 na uverljiv način ukazuje da su svi DCC modeli adekvatno ocenjeni, u nastavku se na slici 4.1 prikazuju grafici serija dinamičkih korelacija ove grupe zemalja i daje se njihovo objašnjenje. Na bazi uvida u to kako je dinamička korelacija između ova dva tržišta

evoluirala kroz vreme, može se potvrditi ili opovrgnuti nulta hipoteza da je odnos ovih tržišta u skladu sa modelom balansiranog portfolija.



Slika 4.1 Grafički prikaz koeficijenta dinamičke korelacije za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope

Izvor: Kalkulacija autora

Posmatrajući sliku 4.1 može se videti da su sve dinamičke korelacije (DCC) vremenski varijabilne. U slučaju Češke, Poljske i Mađarske dinamička korelacija ima predominantno

negativne vrednosti, što je u skladu sa modelom balansirano portfolija. Sa druge strane, u slučaju Srbije, koeficijenti dinamičke korelacije su uglavnom pozitivni, dok u slučaju Rusije postoje različiti periodi pozitivnih i negativnih koeficijenata. Što se tiče Srbije, koeficijenti dinamičke uslovne korelacije su najvećim delom pozitivni, što bi na prvi pogled moglo da navede na zaključak da depresijacija dinara izaziva povećanje izvoza i time utiče na rast akcija kompanija, i obrnuto. Međutim, to je verovatno pogrešan zaključak, jer su vrednosti koeficijenata izuzetno male (u proseku se kreću oko 0,04), pa je verovatniji zaključak da u slučaju Srbije međusobna veza između ova dva tržišta uopšte ne postoji. Ovom zaključku doprinose ranije utvrđene činjenice, a to je da je srpsko tržište akcija izuzetno nelikvidno, odnosno sa niskim prometom, pa ne može dovoljno dobro da apsorbuje šokove sa nacionalnog deviznog tržišta. Slika 3.1, kao i prisustvo izuzetno jake autokorelacije idu u korist ovakvoj tvrdnji. Prema tome, zbog izuzetno niske aktivnosti srpskog tržišta akcija, nije ni postojala mogućnost da do jače korelativne veze uopšte dođe.

Sa druge strane, ekonomije Istočne Evrope (Češka, Poljska i Mađarska) prijavljuju uglavnom negativnu korelativnu vezu između ova dva tržišta, s tim što vrednosti korelativnih koeficijenata u nekim periodima ukazuju na jaču, a u nekim periodima na slabiju vezu. U finansijskoj teoriji odavno je primećeno da međusobna dinamika različitih tržišta aktive generalno jača u kriznim periodima, dok je ta veza manje jaka u mirnim periodima. Neki od autora koji su iznosili ovakve tvrdnje su: Kliment i Meneu (Climent i Meneu, 2003), Gvo i drugi (Guo i drugi, 2011), Lin (2012), Gonzalez i drugi (2005). Kao što slika 3.3 prikazuje, najveća volatilitnost finansijskih tržišta u Češkoj, Poljskoj i Mađarskoj je zabeleženo za vreme Svetske finansijske krize i Krize suverenog duga. U slučajevima Poljske i Mađarske jasno se vidi da dinamička korelacija beleži najveće vrednosti od 2008. do 2010., a to su periodi kada su ove dve krize izbile, dok su pre i posle ovih perioda koeficijenti korelacije niži. Ovi koeficijenti su posebno visoki u ove dve zemlje za vreme krize Suverenog duga, kada im vrednost prelazi -0,5.

Što se tiče Češke, kod nje nije evidentan rast negativne korelacije tokom 2008. i 2009., nego čak obrnuto, njen pad. Verovatan razlog leži u ne-sinhronom kretanju finansijskih tržišta u Češkoj. Naime, poljski PX indeks je počeo da pada još pred kraj 2007., dok je za to vreme češka kruna nastavila trend apresijacije. Zbog toga se u dinamičkoj korelaciji to oslikava kao njen pad, a ne rast. Drugim rečima, ovi pozitivni koeficijenti dinamičke korelacije u Češkoj nemaju nikakve veze sa modelom toka. Analizirajući rusku DCC, može se videti da je dinamička

korelacija bila relativno visoka oko 2003. godine, a to je period oko Iračke krize. Ranije je prikazano na slici 3.3, da su tržišta u Rusiji burno reagovala na rat u Iraku, a na dinamičkoj korelaciji to se prikazuje kao povećana veza između ova dva tržišta u skladu sa teorijom balansirano portfolija. Posle tog perioda, DCC ima pozitivne vrednosti u skladu sa teorijom toka. Međutim ovaj rezultat se mora posmatrati sa dozom rezerve jer je poznato da je Ruska centralna banka u tom periodu veoma intenzivno kontrolisala rublju, tako da je malo verovatno da je njihov odnos isključivo posledica tržišnih snaga. Od 2009., Ruske monetarne vlasti sve više dozvoljavaju rublji da se slobodno kreće, a na slici 4.1 se može videti da su od tog perioda negativni koeficijenti sve više izraženiji, što je u skladu sa teorijom balansirano portfolija. Posebno je evidentan nagli rast negativnih koeficijenata dinamičke korelacije u 2014., što se može pripisati Ukrajinskoj krizi.

4.1.2. Rezultati dinamičke korelacije za zemlje Azije

U ovom poglavlju se objašnjava dinamička korelacija za azijske zemlje. Tabela 4.3 prikazuje ocenjene parametre optimalnih bivarijacionih DCC modela. Kao što se može videti, za većinu zemalja je optimalan asimetrični DCC-TGARCH model, dok u slučaju Turske, ovaj zemlji najviše odgovara simetrični DCC-GARCH model. Parametri α i β u svim modelima tržišta akcija i deviznih kurseva su statistički značajni uz zadovoljenje uslova $\alpha + \beta < 1$. Takođe, zbir njihovih vrednosti u svim modelima relativno visok, što ukazuje da je istrajnost (persistence) tih modela visoka, odnosno da su njihove sposobnosti prognoze budućih vrednosti varijanse velike. Pošto su asimetrični GARCH modeli za četiri zemlje isti, njihove asimetrične parametre (γ) je moguće upoređivati u TGARCH modelu. Što se tiče indeksa, parametri γ su visoko statistički značajni za sve zemlje i imaju pozitivne vrednosti, što znači da neočekivani negativni šokovi imaju jačeg uticaja na varijansu od pozitivnih šokova istog intenziteta. Ovaj rezultat je logičan i očekivan na tržištu akcija. Veličina parametra γ ukazuje da je na izraelskom tržištu taj asimetrični efekat najjači, dok je na korejskom najslabiji. Posmatrajući tržišta deviznih kurseva, asimetrični parametar γ je statistički značajan na nivou od 10% jedino kod indijskog rupija, što znači da ovaj efekat na ostalim tržištima nije prisutan. Ovaj parametar je negativan, sugerišući da pozitivni šokovi, tj. depresijacija imaju jačeg efekta od negativnih šokova, odnosno apresijacije. Međutim, njegova vrednost je relativno mala, pogotovo u poređenju sa γ parametrima na tržištima akcija, što ukazuje da leveridž efekat, iako postoji na deviznom tržištu Indije, nije velik.

Nepronalaženje asimetričnih efekata na većini deviznih tržišta je u neku ruku očekivano, budući da je poznato da centralne banke zemalja u usponu često intervenišu na deviznim tržištima u cilju sprečavanja prevelikih oscilacija kursa. Ljung-Box Q-statistike ukazuju na odsustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti u svim modelima, potvrđujući da su reziduali svim modelima beli šum. Na tajlandskom tržištu akcija je zabeleženo odsustvo autokorelacije na nivou od 50 legova.

Tabela 4.3 Ocenjeni parametri bivarijacionog DCC modela za zemlje Azije

	Izrael DCC-TGARCH	Turska DCC-GARCH	Indija DCC-TGARCH	Tajland DCC-TGARCH	Južna Koreja DCC-TGARCH
Panel A. Indeksi					
	TA25	XU100	SENSEX	SET	KOSPI
c_r	0,027*	0,067*	0,052*	0,121	0,015*
α	-0,010**	0,102*	0,047*	0,061*	0,025*
β	0,913*	0,888*	0,865*	0,809*	0,921*
γ	0,162*	—	0,133*	0,137*	0,093*
LB(Q)	19,21	19,78	30,48	64,90¶	17,81
LB(Q ²)	24,46	17,05	13,81	1,01	20,98
Panel B. Devizni kursevi					
	Šekel	Lira	Rupi	Baht	Von
c_e	0,001	0,036*	0,005*	0,002**	0,003**
α	0,028*	0,199*	0,052*	0,034*	0,064*
β	0,966*	0,776*	0,945*	0,953*	0,934*
γ	0,006	—	-0,020***	0,014	-0,007
LB(Q)	25,82	18,10	25,10	27,63	16,45
LB(Q ²)	17,15	25,04	13,16	18,61	18,54
Panel C. DCC parametri					
a	0,007*	0,022*	0,019*	0,007*	0,018
b	0,990*	0,966*	0,968*	0,992*	0,962*
v	10,678*	6,928*	9,841*	7,607*	8,822*

Objašnjenje: LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. — označava prazno polje. ¶ simbol znači da je za konkretni test korišćeno 50 legova. Parametar v meri broj stepeni slobode u Studentovoj-t raspodeli prema jednačini 2.30, odnosno stepen debelih repova u raspodeli reziduala.

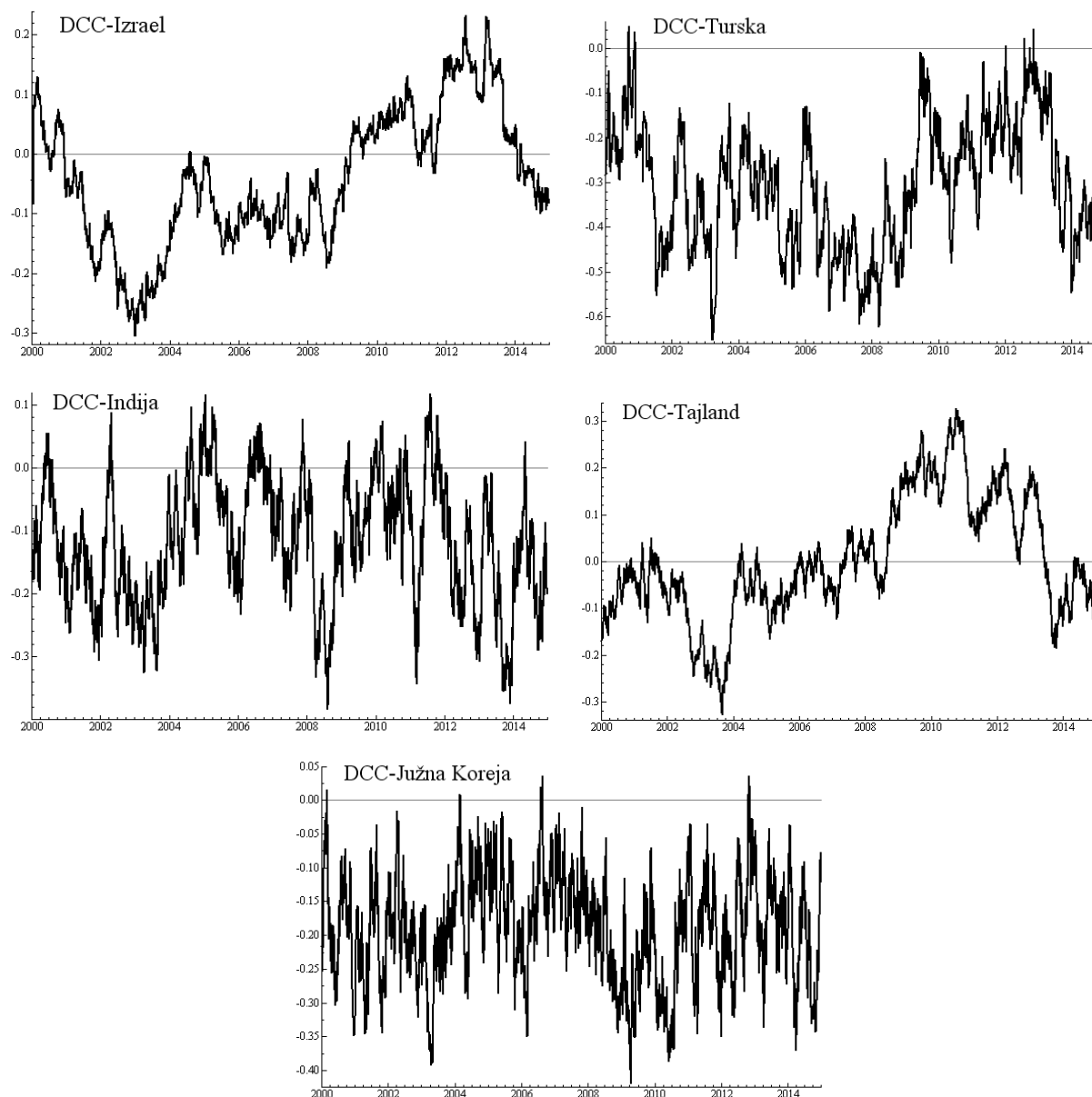
Izvor: Kalkulacija autora

Na adekvatnost bivarijacionih DCC-GARCH modela ukazuju parametri a i b , koji su statistički značajni u svim zemljama, jedino parametar a nije značajan u Južnoj Koreji. Međutim, kao što je ranije rečeno, za generisanje dinamičke korelacije presudan je parametar b , a on je u svim zemljama značajan na vrlo visokom nivou. Takođe, svi parametri Studentove distribucije (v), su visoko statistički značajni, što ukazuje da ova distribucija uspešno prepoznaje debele repove empirijskih serija.

Pošto su svi modeli dobro specifikovani, u nastavku se na slici 4.2 prikazuju grafikoni dinamičkih uslovnih korelacija za svaku zemlju, uz davanje objašnjenja. Rezultati dinamičkih korelacija se razlikuju po zemljama. Naime, vidi se da su koeficijenti dinamičke korelacije u slučaju Turske, Indije i Južne Koreje najvećim delom negativni, što sugeriše da je međusoban odnos između tržišta akcija i deviznog kursa u ovim zemljama u skladu sa teorijom balansirano portfolija u celom posmatranom periodu. Međutim, to se ne može reći za Izrael i Tajland. U ovim zemljama od 2009. godine, odnosno od početka oporavka tržišta posle inicijalnog šoka Svetske ekonomske krize, koeficijenti dinamičke korelacije imaju pozitivan predznak, što je u skladu sa modelom toka. Pošto je na slici 3.3 prikazano da je volatilnost izraelskog šekela i tajlandskog bahta bila značajno pojačana za vreme krize, uzrokujući pad vrednosti ovih valuta, logično je pretpostaviti da je u slučaju ovih zemalja depresijacija valuta delovala stimulišuće na njihov izvoz i posledično na rast indeksa akcija. Može se primetiti da je u obe zemlje ovaj efekat trajao nekoliko godina, odnosno do 2014., kada koeficijenti dinamičke korelacije opet imaju negativan predznak.

Takođe je primetno da je dinamička korelacija oko 2003., kad je trajala invazija na Irak, bila izrazito visoka u slučaju Izraela, i da se kasnije smanjivala. To je očekivano s obzirom da se Izrael geografski nalazi vrlo blizu Iraka. U ovom periodu su izraelski šekel i tajlandski baht zabeležili značajan pad vrednosti, mnogo veći nego za vreme Svetske ekonomske krize, što je mogući razlog napuštanja ovih tržišta od strane stranih investitora, odnosno zbog čega je DCC model u ovom periodu pronašao negativne korelativne koeficijente. Takođe, kada se posmatra period pre Svetske krize, početkom 2008. je baht počeo da depresira, međutim tajlandski indeks SET je tek krajem 2008. počeo da gubi vrednost. Sličnu neujednačenu dinamiku su imali Češki PX indeks i kruna. Ovakva nesinhrona dinamika je prouzrokovala da indeksi dinamičkih korelacija imaju prosečnu vrednost blizu nule za vreme krize. Od 2009., tajlandski baht je u nekoliko navrata depresirao i apresirao, ali je tajlandski SET nastavio uzlaznom putanjom, što je

učinilo da odnos između dve varijable budu u skladu sa modelom toka, a koeficijenti korelacije pozitivni. Takođe, izraelski šekel je imao sa stabilno kretanje od 2010., dok je indeks TA25 imao relativno stabilnu putanju rasta. Ovakva dinamika izraelskih finansijskih serija je uticalo da DCC model generiše pozitivne vrednosti dinamičkih koeficijenata u periodu posle krize.



Slika 4.2 Grafički prikaz koeficijenata dinamičke korelacije za zemlje Azije

Izvor: Kalkulacija autora

Što se tiče Turske, može se videti da su veze između tržišta akcija i deviznog kursa u ovoj zemlji izrazito jake, s obzirom da se koeficijenti dinamičke korelacije kreću i preko -0,6, što je najviše u odnosu na sve dosada posmatrane zemlje. Ove vrednosti dinamička korelacija u Turskoj je zabeležila za vreme Iračke krize i Svetske ekonomske krize, kada su tržišta akcija i deviznog kursa imale posebno izraženu volatilnost, što se vidi na slici 3.3. Kao što je rečeno u prethodnom poglavlju, ekonomska teorija je odavno potvrdila da u kriznim periodima finansijska tržišta teže da imaju bliskije veze u poređenju sa mirnim periodima. Indija i Južna Koreja su takođe zemlje koje su u ovim periodima imale izraženiju fluktuaciju na ovim tržištima, pa se na slici 4.2 može videti da su u ovim periodima koeficijenti dinamičke korelacije veći. Ovo je u skladu sa ranije iznetom pretpostavkom da u kriznim periodima kapital napušta rizična područja, što izaziva depresijaciju kursa i pad vrednosti indeksa akcija. Međutim, može se videti da su u Indiji i Južnoj Koreji koeficijenti dinamičke korelacije bili oko -0,3, što je duplo manje u odnosu na Tursku. Drugim rečima, može se zaključiti da turskom tržištu investitori reaguju sa najvećim intenzitetom na krizne šokove. Ovakva jaka reakcija na turskom tržištu nije karakteristična samo za krizne periode, jer i u relativno mirnim periodima (kao što su od 2004-2008. i od 2010-2014.) dinamička korelacija u turskoj se kreće oko -0,3 i -0,4 dok se u Indiji i Južnoj Koreji kreće oko -0,15 i -0,2.

4.1.3. Rezultati dinamičke korelacije za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike

U ovom poglavlju se daje prikaz rezultata DCC-GARCH modela za poslednju grupu zemalja u usponu. U tabeli 4.3 su dati ocenjeni parametri bivarijacionih DCC modela za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike. Kao što se može videti, ovim zemljama odgovaraju asimetrični DCC modeli, a svi parametri koji mere asimetričnost na tržištima akcija su statistički značajni, dok je to slučaj kod većine modela deviznih kurseva. Rezultati ukazuju da su, u svim univarijacionim GARCH modelima tržišta akcija, parametri α i β statistički značajni uz zadovoljenje uslova $\alpha + \beta < 1$. Međutim, na tržištima valuta ovaj uslov nije ispunjen ni na jednom tržištu deviznih kurseva. Kao što je ranije rečeno to je verovatno uzrokovano nestacionarnošću u varijansi, i kod ovih modela nije moguće doneti zaključak o istrajnosti varijanse. Sa druge strane, na tržištima akcija zbir vrednosti $\alpha + \beta$ u svim modelima su relativno visoke, što ukazuje da je istrajnost varijanse u tim modelima velika, odnosno da su njihove sposobnosti prognoze budućih vrednosti varijanse isto tako velike.

Tabela 4.3 Ocenjeni parametri bivarijacionog DCC modela za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike

	Indonezija DCC-TGARCH	Malezija DCC-EGARCH	Singapur DCC-TGARCH	Meksiko DCC-TGARCH	Brazil DCC-TGARCH
Panel A. Indeksi					
	JCI	FTSEKLCI	STI	IPC	BOVESPA
C_r	0,099*	-0,109	0,011*	0,023*	0,069*
α	0,058*	-0,322**	0,036*	0,006	0,007
β	0,823*	0,984*	0,911*	0,919*	0,919*
γ	0,136*	—	0,089*	0,123*	0,101*
ψ_1	—	-0,093*	—	—	—
ψ_2	—	0,224*	—	—	—
LB(Q)	12,40	16,74	21,09	17,35	19,95
LB(Q ²)	21,66	26,11	24,05	11,87	17,47
Panel B. Devizni kursevi					
	Rupi	Ringit	Dolar	Pezos	Real
C_e	0,004	-0,722*	0,001**	0,014*	0,025
α	0,057*	1,647	0,027*	0,105*	0,157*
β	0,951*	0,994*	0,966*	0,907*	0,881*
γ	-0,024***	—	0,007	-0,065*	-0,107*
ψ_1	—	0,001	—	—	—
ψ_2	—	0,029	—	—	—
LB(Q)	10,61	23,77	28,77	12,57	21,68
LB(Q ²)	19,84	10,34	11,44	19,99	9,60
Panel C. DCC parametri					
a	0,017***	0,003***	0,006*	0,005**	0,013*
b	0,975*	0,995*	0,992*	0,989*	0,967*
v	5,999*	7,005*	9,681*	9,176*	9,329*

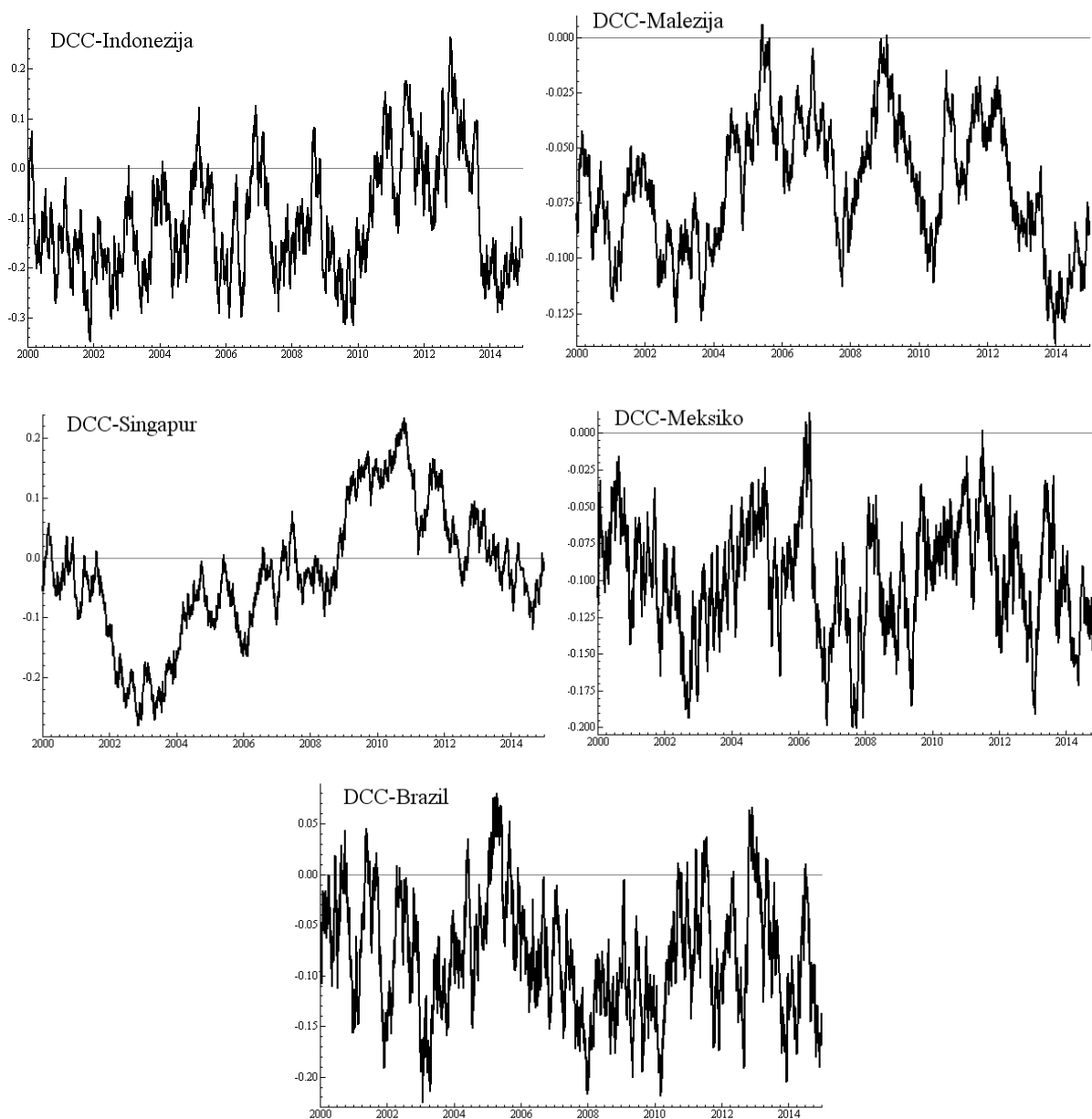
Objašnjenje: LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. *,**,*** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. — označava prazno polje. Parametar v meri broj stepeni slobode u Studentovoj-t raspodeli prema jednačini 2.30, odnosno stepen debelih repova u raspodeli reziduala.

Izvor: Kalkulacija autora

Na tržištima akcija, γ parametar je u svim modelima pozitivan, što ukazuje da negativni šokovi imaju većeg uticaja na uslovnu varijansu od pozitivnih šokova. Takođe, kod Malezije, taj efekat je ocenjen parametrom ψ_1 , a njegova negativna vrednost dovodi do istog zaključka da

negativni šokovi imaju većeg uticaja od pozitivnih šokova. Poredeći γ parametre između različitih država, može se videti da je asimetrični efekat najizraženiji na indonežanskom tržištu akcija. Sa druge strane, na tržištima valuta, statistički značajni γ parametri za indonežanski rupi, meksički pezos i brazilski real ukazuju da depresijacija ima većeg uticaja na uslovnu varijansu od apresijacije, što je očekivano, i što je saglasno svim asimetričnim parametrima na prethodno analiziranim deviznim tržištima. Što se tiče adekvatnosti modela, svi reziduali u jednačinama srednje vrednosti univarijacionih GARCH modela nemaju problema sa serijskom korelacijom i vremenski promenljivom varijansom, što doprinosi verodostojnosti ocenjenih parametara. Zajednički parametri a i b u DCC modelima u svim zemljama su statistički značajni, što ukazuje da su ocenjeni koeficijenti dinamičke korelacije pouzdani. U skladu sa tim, na slici 4.3 su prikazani grafikoni za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike. Svi γ parametri su visoko statistički značajni u svim zemljama, što ukazuje da ova teorijska distribucija dobro prepoznaje sve empirijske raspodele.

Slika 4.3 prikazuje da su koeficijenti dinamičkih uslovnih korelacija dominantno negativni za Indoneziju, Maleziju, Meksiko i Brazil, što ukazuje da je međusoban odnos između tržišta akcija i deviznog tržišta u skladu sa modelom balansiranog portfolija tokom posmatranog perioda. Drugim rečima, u ovim tržištima je primetna negativna osetljivost tržišta akcija na depresijaciju deviznog kursa. U poređenju sa ranije analiziranim zemljama u usponu, u ovoj grupi zemalja dinamička veza između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa je relativno slabija. Od posmatranih zemalja, najjača veza između ovih tržišta se ispoljava u Indoneziji, pošto koeficijenti dinamičke korelacije dostižu vrednosti i do $-0,3$, dok je ta veza najslabija u Maleziji, jer su vrednosti najvećih koeficijenata oko $-0,125$. Takođe, analizirajući jačinu dinamičkih korelacija u različitim periodima, može se videti da je ona jača u kriznim periodima, posebno se to odnosi na periode oko 2003. i 2008., što se vezuje za krize u Iraku i Svetsku finansijsku krizu. Jača dinamička korelacija u kriznim periodima je posebno vidljiva na primerima Malezije, Meksika i Brazila.



Slika 4.3 Grafički prikaz koeficijenta dinamičke korelacije za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike

Izvor: Kalkulacija autora

Što se tiče Singapura, definitivni odgovor vezano za odnos između akcija i deviznog tržišta nije moguće doneti jer su DCC koeficijenti pre Svetske ekonomske krize negativni, a posle nje su pozitivni. Posmatrano u odnosu na sliku 4.2, primetna je vrlo slična dinamika DCC koeficijenta Singapura sa DCC koeficijentima Izraela i Tajlanda. Drugim rečima, oko perioda

Iračke krize, koeficijenti dinamičke korelacije dostižu maksimum od oko -0,3, dok se u kasnijim periodima vrednost koeficijenta smanjivala, a od 2009. poprimaju pozitivne vrednosti. Na slici 3.2 se može videti da od 2009. singapurski dolar ima blagu depresijaciju koja traje do početka 2010., istovremeno STI indeks u tom periodu beleži značajan rast. Tokom 2011. STI indeks blago pada dok singapurski dolar ima trend apresijacije. U naredne dve godine singapurska valuta blago depresira, dok vrednost STI indeksa ima blagi rast. Opisana dinamika singapurske valute i nacionalnog indeksa od 2009. odgovara teorijskom konceptu modela toka, što se na slici 4.3 vidi kao pozitivni koeficijenti dinamičke korelacije.

4.1.4. Rezultati dinamičke korelacije za razvijene zemlje

U ovom poglavlju se prikazuju rezultati modela uslovne dinamičke korelacije za razvijene zemlje, kako bi se moglo napraviti poređenje sa zemljama u usponu, odnosno utvrditi sličnosti i razlike između ove dve grupe zemalja. Tabela 4.4 sadrži ocenjene parametre bivarijacionog DCC modela za tri razvijene zemlje – SAD, Japan i Velika Britanija. Može se videti da su za specifikaciju DCC modela korišćeni asimetrični univarijacioni GARCH modeli. U slučaju Japana, u tabeli 4.4 je prikazan DCC-TGARCH model, što se razlikuje od optimalnog DCC modela koga preporučuje tabela 4.1 na bazi SIC kriterijuma. Razlog je taj što kod DCC-EGARCH modela (koji je optimalan prema SIC kriterijumu) jednačina univarijacionog GARCH modela za jen nije konvergirala, pa je kao alternativa uzet drugi najbolji model, tj. DCC-TGARCH. Parametri α i β su statistički značajni u svim modelima, osim u slučajevima S&P500 indeksa i američkog dolara, kod kojeg parametar α nije signifikantan. To znači da u tim modelima kvadrati reziduala iz jednačine srednje vrednosti ne utiču na uslovnu varijansu u GARCH modelu. Takođe, za ove modele je nemoguće odrediti istrajnost varijanse, jer se ona računa preko zbira α i β .

Što se tiče asimetričnih parametara, u modelima berzanskih indeksa, svi asimetrični parametri su statistički značajni pri vrlo visokoj verovatnoći. U slučaju S&P500 indeksa, parametar ψ_1 je negativan što znači da negativni neočekivani šokovi na tržištu akcija imaju većeg uticaja na uslovnu varijansu od pozitivnih šokova. Parametar ψ_2 meri veličinu šoka na uslovnu varijansu. Na američkom deviznom tržištu, parametri ψ_1 i ψ_2 nisu statistički značajni, što ukazuje na odsutnost asimetričnog efekta na ovom tržištu. Na tržištima akcija Japana i Velike Britanije,

parametar γ ukazuje na asimetričan efekat na ovim tržištima. Kao što se može videti, oba parametra su pozitivna, što je indicija da negativni šokovi imaju jačeg uticaja na uslovnu varijansu. Takođe, može se videti da je intenzitet tih šokova jači na britanskom tržištu.

Tabela 4.4 Ocenjeni parametri bivarijacionog DCC modela za razvijene zemlje

	SAD DCC-EGARCH	Japan DCC-TGARCH	Velika Britanija DCC-TGARCH
Panel A: Indeksi			
	S&P500	NIKKEI225	FTSE100
C_r	0,090	0,054*	0,027*
α	0,241	0,048*	-0,013**
β	0,979*	0,877*	0,917*
γ	—	0,102*	0,160*
ψ_1	-0,104*	—	—
ψ_2	0,096*	—	—
LB(Q)	14,91	11,39	15,66
LB(Q ²)	60,06 [¶]	27,76	30,85
Panel B: Devizni kursevi			
	Dolar	Jen	Funta
C_e	-0,711*	0,003*	0,002*
α	1,013	0,047*	0,056*
β	0,994*	0,945*	0,939*
γ	—	0,008*	-0,001
ψ_1	-0,001	—	—
ψ_2	0,040	—	—
LB(Q)	11,74	21,02	22,02
LB(Q ²)	13,15	19,11	17,78
Panel C: DCC parametri			
a	0,011*	0,012*	0,006*
b	0,984*	0,986*	0,989**
v	10,619*	9,669*	12,146*

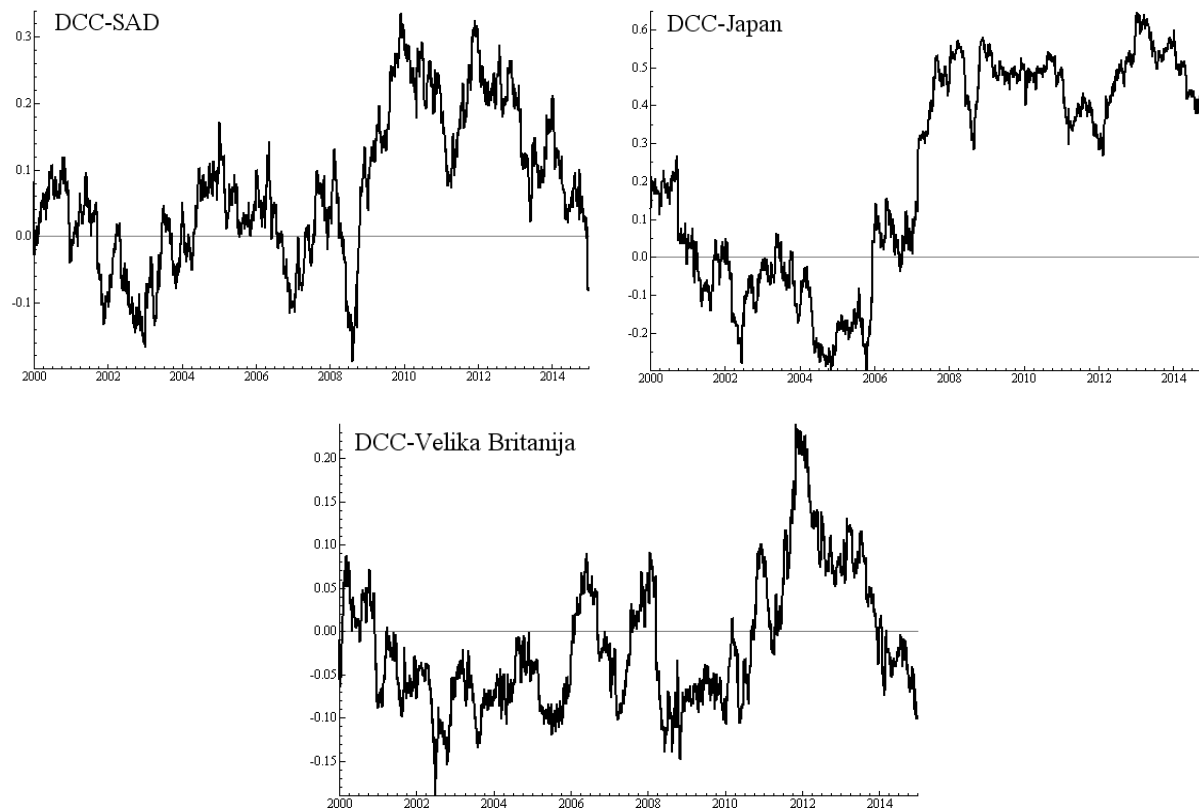
Objašnjenje: LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. — označava prazno polje. ¶ simbol znači da je za konkretni test korišćeno 50 legova. Parametar v meri broj stepeni slobode u Studentovoj-t raspodeli prema jednačini 2.30, odnosno stepen debelih repova u raspodeli reziduala.

Izvor: Kalkulacija autora

Posmatrajući devizna tržišta Japana i Velike Britanije, asimetričan parametar γ je statistički značajan samo u slučaju Japana, čija je vrednost pozitivna, ali i veoma mala. Pozitivna vrednost γ koeficijenta na japanskom deviznom tržištu nosi određene vrlo bitne zaključke. Naime, pozitivna vrednost γ znači da negativni šokovi, tj. apresijacija jena ima većeg uticaja na uslovnu varijansu od depresijacije jena. U odnosu na sve prethodno analizirane zemlje u razvoju, ovo je prvi slučaj da apresijacija valute ima jačeg efekta na varijansu te valute od depresijacije. To znači da se na japanskom tržištu, veza između dva tržišta ne utvrđuje preko kapitalno-finansijskog bilansa kao kod većine zemalja u usponu, nego preko tekućeg bilansa, odnosno zvoza. Ovi rezultati su u skladu sa nalazima Matsubajašija (Matsubayashi, 2011) koji je tvrdio da depresijacija japanskog jena ima pozitivnog efekta na profitabilnost japanskih kompanija, dok im apresijacija šteti. Ovakvi rezultati u slučaju Japana preliminarno ukazuju da je odnos tržišta akcija i deviznog kursa u skladu sa teorijom toka. Kasnija analiza dinamičkih korelacija će detaljnije potvrditi ili odbaciti ove tvrdnje.

Ljung-Box Q- statistike pružaju informacije o adekvatnosti specifikovanih modela. Kao što se može videti, u svim modelima ne postoji prisustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti. U slučaju američkog S&P500 indeksa, odsustvo heteroskedastičnosti je potvrđeno na višem nivou docnji. Parametri a i b u svim DCC modelima su visoko statistički značajni i zadovoljavaju uslov $a + b < 1$, što ide u prilog verodostojnosti ocenjenih parametara dinamičke korelacije. Svi ocenjeni v parametri u Studentovoj-t distribuciji su visoko statistički značajni, ukazujući na opravdanost izbora ove teorijske raspodele. S obzirom na utvrđenu adekvatnost svih DCC modela, u nastavku se daju grafički prikazi serija dinamičkih korelacija u razvijenim zemljama.

Naime, gledajući sliku 4.4 može se doći do zaključka kakva je korelativna veza između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u odabranim razvijenim zemljama u posmatranom periodu. Lako je uočiti da se dinamika uslovnih korelacija u razvijenim zemljama razlikuje po smeru i intenzitetu sa najvećim brojem prethodno analiziranih zemalja u usponu. Kao prvo, uočava se da je dinamička korelacija oko 2003. godine, tj. za vreme Iračke krize u izabranim razvijenim zemljama imala negativne vrednosti, što je posledica pojačane volatilnosti na ovim tržištima, odnosno simultanog pada vrednosti berzanskih indeksa i depresijacija valute. Ovo se takođe može videti na slikama 3.2 i 3.4.



Slika 4.4 Grafički prikaz koeficijenata dinamičke korelacije za razvijene zemlje

Izvor: Kalkulacija autora

Međutim, koeficijenti dinamičkih korelacija u tom periodu imaju u proseku znatno niže negativne vrednosti od većine posmatranih zemalja u usponu. Drugim rečima, na prvi pogled bi moglo da se zaključi da je u ovom periodu odnos između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u skladu sa modelom balansiranog portfolija zbog negativnih korelativnih koeficijenata. Međutim, zbog relativno niskih vrednosti koeficijenata, ne bi moglo definitivno da se tvrdi da se to dešavalo zbog značajnog bega kapitala, što se najčešće dešava u zemljama u usponu u kriznim periodima.

U slučaju Amerike, posle Iračke krize, dolar ima tendenciju depresijacije, što podstiče američki izvoz i čini da koeficijenti međusobne korelacije budu pozitivni. U Japanu, negativni korelativni koeficijenti se javljaju i posle 2004. godine, što je verovatno posledica blage apresijacije japanskog jena koja se desila te godine. Za vreme Svetske ekonomske krize,

koeficijenti dinamičke korelacije nemaju izražene negativne vrednosti, što je slučaj kod većine zemalja u usponu kao posledica bega kapitala. U razvijenim zemljama, dolar, jen i funta su apresirale za vreme krize, jer su se činile kao sigurnija aktiva u odnosu na druge valute. Posle Svetske ekonomske krize, dinamičke korelacije razvijenih zemalja imaju izražene pozitivne vrednosti što je u skladu sa teorijom toka. Posebno je to izraženo u slučaju Japana, čiji koeficijenti u nekim trenucima prelaze vrednosti od 0,6.

Zbog promenljivih vrednosti i veličine dinamičkih korelacija, generalan zaključak nije moguće doneti o tome kakav je odnos između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u razvijenim zemljama. Međutim, ono što je sigurno je da se taj odnos znatno razlikuje od dinamičkih korelacija većine zemalja u usponu, kod kojih je moguće pronaći uobičajen obrazac prisustva dominantno negativnih koeficijenata, što kod razvijenih zemalja nije slučaj.

4.2. Statističko objašnjenje dobijenih koeficijenata dinamičke uslovne korelacije

U prethodnim poglavljima su prikazane slike dinamičkih uslovnih korelacija (DCC), međutim samo na bazi vizuelnog prikaza se ne mogu dobiti precizne informacije o statističkim karakteristikama ocenjenih dinamičkih korelacija. Stoga, u ovom poglavlju se po zemljama detaljnije analiziraju i numerički izražavaju neke statističke osobine ocenjenih dinamičkih korelacija, kao što su srednja vrednost, standardna devijacija, parametar trenda i ekstremna vrednost. Analiza posmatra ukupan period od 2000-2014. i nekoliko karakterističnih potperioda, kako bi mogla da se urade poređenja i da se shodno tome izvuku određeni zaključci. Naime, pošto je na bazi vizuelne inspekcije u prethodnim poglavljima utvrđeno da u većini zemalja u usponu dinamička korelacija ima različite vrednosti u kriznim periodima u poređenju sa mirnim periodima, odlučeno je da se posmatraju tri potperioda: pre, za vreme i posle Svetske ekonomske krize. Slika 3.1 sugeriše da je pad berzanskih indeksa kod većine analiziranih zemalja započeo pre kraja 2007. godine, pa izabrani potperiodi imaju sledeće intervale posmatranja: pre krize (januar 2000. – jun 2007.), za vreme krize (jul 2007. – decembar 2008.) i posle krize (januar 2009. – decembar 2014.). Analiza se obavlja po grupama zemalja, definisanih kao u prethodnom poglavlju.

4.2.1. Analiza statističkih karakteristika dinamičkih korelacija za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope

Tabela 4.5 daje koncizan prikaz bazičnih statističkih karakteristika dinamičke korelacije za ukupan period i tri potperioda u tranzitornim zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope. Posmatranjem srednjih vrednosti dinamičkih korelacija može da se stekne precizna slika o tome u skladu sa kojim teorijskim pristupom se ponaša veza između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa i koliko je ona jaka.

Što se tiče Srbije, srednje vrednosti koeficijenata dinamičke korelacije su veoma niski i pozitivni u celom periodu, kao i u svim potperiodima, i kreću se oko 0.03. Kao što je ranije rečeno, u Srbiji ne postoji jasna veza između dva tržišta, a verovatan razlog je nizak stepen prometa, odnosno niska likvidnost na tržištu akcija, pa se na taj način ne mogu uočiti veće oscilacije na tržištu akcija kao posledica većih fluktuacija na deviznom tržištu. Drugim rečima, korelacija između dva tržišta u Srbiji ne postoji. Posmatrajući ostale zemlje, može se videti da je prosečna vrednost koeficijenata negativna u svim zemljama, s tim što su prosečne negativne vrednosti najveće u Poljskoj i Mađarskoj. Ovi nalazi mogu da potvrde da veza između dva tržišta, u ove četiri zemlje, odgovara teorijskom pristupu balansiranog portfolija. Pored toga, sagledavajući i ostale potperiode, može se steći jasnija slika o određenim specifičnostima dinamičkih korelacija.

U slučaju Češke, prosečne niske vrednosti dinamičke korelacije za ceo period su posledica relativno niskih vrednosti u prvom, a posebno u drugom potperiodu. Češka je specifična po tome što je od svih posmatranih zemalja u usponu imala najniže koeficijente dinamičke korelacije u periodu krize (u proseku -0.007), što je kontradiktorno stavu opšte finansijske teorije da finansijska tržišta imaju jače veze u kriznim periodima. Međutim, Češka nije nikakav izuzetak, jer je u tom periodu kad je PX indeks naglo gubio vrednost, češka kruna još uvek beležila trend jačanja, pa je DCC model produkovao pozitivne koeficijente, iako ne postoje nikakve druge indicije da u Češkoj tržište akcija i deviznog kursa imaju odnos u skladu sa modelom toka. U periodu posle Svetske ekonomske krize, parametri dinamičkih korelacija Češke imaju relativno visoke negativne vrednosti, što je u skladu sa teorijom balansiranog portfolija, a najjača korelativna veza je zabeležena 2010., u periodu Krize suverenog duga, kada je koeficijent dostigao vrednost -0,366.

Tabela 4.5 Statističke karakteristike dinamičkih korelacija za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope

	Srbija	Češka	Poljska	Mađarska	Rusija
Panel A. Period od 1/1/2000 – 31/12/2014					
Srednja vrednost	0,030	-0,095	-0,269	-0,257	-0,063
σ	0,022	0,098	0,123	0,096	0,180
Trend [§]	-0,069	-0,298*	-0,425*	-0,331*	-0,522*
Ekstremna vr.	-0,175	-0,366	-0,607	-0,558	-0,554
Panel B. Period od 1/1/2000 – 30/6/2007					
Srednja vrednost	0,034	-0,066	-0,261	-0,213	-0,011
σ	0,017	0,074	0,121	0,075	0,166
Trend [§]	-0,301	-0,407*	-0,833*	-0,554*	1,469*
Ekstremna vr.	0,076	-0,226	-0,448	-0,397	-0,397
Panel C. Period od 1/7/2007 – 31/12/2008					
Srednja vrednost	0,028	-0,007	-0,350	-0,304	0,075
σ	0,026	0,058	0,107	0,112	0,108
Trend ^{§§}	-0,360**	-0,167*	0,465*	0,189*	-0,224*
Ekstremna vr.	-0,175	0,146	-0,498	-0,484	0,271
Panel D. Period od 1/1/2009 – 31/12/2014					
Srednja vrednost	0,033	-0,158	-0,263	-0,294	-0,157
σ	0,022	0,096	0,125	0,089	0,163
Trend ^{§§}	0,024***	0,134*	0,127*	0,104*	-0,168*
Ekstremna vr.	0,078	-0,366	-0,607	-0,558	-0,554

Objašnjenje: Simbol σ označava standardnu devijaciju. Simbol §, §§ označava da je vrednost trenda pomnožena sa 10000, 1000, respektivno. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno.

Izvor: Kalkulacija autora

Rusija je zemlja koja je takođe imala u proseku niske negativne vrednosti koeficijenata u periodu pre krize i čak pozitivne koeficijente za vreme krize. Međutim, razlozi su drugačiji u odnosu na Češku, jer je Ruska centrala banka imala snažnog uticaja na rusku rublju sve do posle 2009., pa se u periodu pre toga, rezultati dinamičkih korelacija ne mogu posmatrati kao čista posledica tržišnih sila. U trećem potperiodu dinamička korelacija ima izraženije negativne vrednosti (u proseku -0,157), a tada je zabeležen i najveći koeficijent od -0,554, što je posledica Ukrajinske krize, odnosno većeg bega kapitala iz Rusije, koji je izazvao jaču depresijaciju rublje.

Sa druge strane, Mađarska i Poljska imaju vrlo konstantne i relativno ujednačene vrednosti korelativnih koeficijenata tokom različitih potperioda. U ove dve zemlje, prosečne vrednosti korelativnih koeficijenata iznose -0,269 u Poljskoj i -0,257 u Mađarskoj, što može da ukaže na nedvosmislen zaključak da je u ovim zemljama veza između dva tržišta u skladu sa teorijom balansirano portfolija. Takođe, može se videti da su u periodu Svetske ekonomske krize, parametri dinamičke korelacije imali najviše prosečne negativne vrednosti, -0,261 u Poljskoj i -0,213 u Mađarskoj, što je u skladu sa tvrdnjama Klimenta i Menea (Climent i Meneu, 2003), Gua i drugih (Guo i drugi, 2011), Lina (Lin, 2012), Gonzalesa i drugih (Gonzalez i drugi, 2005) o jačini veze između finansijskih tržišta u periodima krize. Međutim, u ovim zemljama, slično kao i u slučaju Češke, najveći koeficijent dinamičke korelacije je zabeležen u trećem potperiodu oko 2010., a uzrokovan je verovatno krizom javnog duga u nekim zemljama Evropske Unije. U tom periodu najveći zabeleženi koeficijent u Poljskoj iznosio je čak -0,607, a u Mađarskoj -0,558.

Što se tiče koeficijenta linearnog trend, on je ocenjen da bi se videla tendencija koeficijenata dinamičke korelacije u različitim potperiodima, odnosno da bi se videlo kojom prosečnom brzinom su se koeficijenti uvećavali, odnosno smanjivali sa protekom vremena. Pošto je analiza rađena na dnevnim podacima, vrednosti trend-parametara u tabeli 4.5 bi značili da se u proseku dinamička korelacija svakim danom uvećavala ili smanjivala za određenu vrednost koja je data u tabeli. Da vrednosti trend-parametara ne bi bile jako male u tabeli i da bi bile upotrebljive za upoređivanje, njihove vrednosti su uvećane množenjem sa 10000 ili sa 1000. Posmatrajući prvi potperiod, primetne su negativne vrednosti trendova za Češku, Poljsku i Mađarsku, što ukazuje da je putanja od prvog ka drugom potperiodu bila silazna, a da su se najvećom brzinom u proseku smanjivali koeficijenti dinamičke korelacije Poljske (u proseku $-0,833 \times 10^{-4}$). Takođe, u Poljskoj je u tom periodu zabeležena najveća varijabilnost koeficijenata korelacije, što sugeriše najviši koeficijent standardne devijacije od 0,121. Ruski trend u tom periodu je izuzetno visok i iznosi 1.469×10^{-4} , ali ova vrednost ne može da se smatra posledicom fundamentalnih faktora, jer je rublja u tom periodu bila strogo kontrolisana valuta.

U potperiodu za vreme krize, trend parametri za Poljsku i Mađarsku su pozitivni što ukazuje na trend rasta, odnosno smanjivanja negativnih koeficijenata. Drugim rečima, ova vrednost ukazuje koliko su se brzo tržišta oporavljala na prelasku iz drugog u treći period. U slučaju Češke i Rusije trend je negativan jer su ove dve zemlje u periodu krize imale pozitivne

parametre dinamičkih korelacija iz ranije objašnjenih razloga. U trećem potperiodu, trend je rastući u Češkoj, Poljskoj i Mađarskoj zbog niskih vrednosti dinamičkih koeficijenata u vreme Krize suverenog duga oko 2010., koji su se u kasnijem periodu smanjivale. Kod Rusije je u tom periodu trend negativan, prevashodno zbog ekstremno niskih koeficijenata oko 2014. godine usled Ukrajinske krize i pada cena nafte na svetskom tržištu.

4.2.2. Analiza statističkih karakteristika dinamičkih korelacija za zemlje Azije

U ovom poglavlju se analiziraju statističke osobine dinamičkih uslovnih korelacija za zemlje Azije. Tabela 4.6 sadrži četiri osnovne statističke veličine za ceo analizirani period, kao i za tri potperioda. U panelu A, srednje vrednosti dinamičkih korelacija za ukupan period ukazuju da je veza između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u proseku najjača u Turskoj i iznosi -0,310, što je najveća vrednost prosečnih dinamičkih koeficijenata za sve do sad analizirane zemlje. Izrael i Tajland imaju veoma niske prosečne koeficijente, jer je dinamička korelacija posle Svetske ekonomske krize u ovim zemljama bila dominantno pozitivna, dok su u Indiji i Južnoj Koreji prosečne vrednosti koeficijenata skoro upola niže u odnosu na Tursku, ali konstantno negativne. Relativno visoke vrednosti negativnih koeficijenata dinamičke korelacije u Turskoj, Indiji i Južnoj Koreji, posmatrano za ceo period, govore u prilog tome da se tržišta u ovim zemljama ponašaju u skladu sa teorijom balansiranog portfolija. Međutim, ova tvrdnja se ne može izneti i za preostale dve zemlje – Izrael i Tajland, jer su im prosečni koeficijenti izuzetno mali, i iznose -0,042 i -0,017, respektivno.

Analizirajući prvi potperiod, kod koga se kao glavni događaj izdvaja kriza u Iraku, u panelu B se može videti da su sve posmatrane zemlje imale u proseku relativno visoke negativne koeficijente dinamičke korelacije. Zbog ovih nalaza, može se reći da su u prvom potperiodu tržišta akcija i deviznog kursa ostvarivale vezu preko kapitalnog bilansa, tj. onako kako predviđa teorija balansiranog portfolija. Naime, u ovom periodu su izraelski šekel i tajlandski baht zabeležili značajan pad vrednosti, mnogo veći nego za vreme Svetske ekonomske krize. Mogući uzrok ovakvih rezultata je napuštanje ovih tržišta od strane stranih investitora, zbog čega je DCC model u ovom periodu pronašao negativne korelativne koeficijente. Turska lira je takođe za vreme Iračke krize značajnije depresirala, odnosno od početka 2000. kada se jedna lira menjala za oko 0,6 evra, u vreme krize taj paritet je bio skoro 2 lire za 1 evro. Sa druge strane, Indija i

Južna Koreja su imali vrednosti koeficijenta malo ispod višegodišnjeg proseka u tom periodu, a njihove valute su takođe beležile trend depresijacije, ali ne tako intenzivno kao lira, šekel i baht.

Tabela 4.6 Statističke karakteristike dinamičkih korelacija za zemlje Azije

	Izrael	Turska	Indija	Tajland	Južna Koreja
Panel A: Period od 1/1/2000 – 31/12/2014					
Srednja vrednost	-0,042	-0,310	-0,123	-0,017	-0,188
σ	0,113	0,138	0,105	0,135	0,090
Trend [§]	0,5712*	0,1584*	-0,0964*	0,7212*	0,0119
Ekstremna vr.	-0,305	-0,651	-0,457	-0,309	-0,477
Panel B: Period od 1/1/2000 – 30/6/2007					
Srednja vrednost	-0,104	-0,334	-0,117	-0,116	-0,175
σ	0,087	0,127	0,094	0,069	0,077
Trend [§]	-0,338*	-1,073*	0,406*	0,334*	0,345*
Ekstremna vr.,	-0,305	-0,651	-0,328	-0,309	-0,380
Panel C: Period od 1/7/2007 – 31/12/2008					
Srednja vrednost	-0,113	-0,477	-0,160	0,020	-0,221
σ	0,043	0,079	0,118	0,049	0,128
Trend ^{§§}	0,118*	0,344*	-0,592*	0,321*	-0,857*
Ekstremna vr.	-0,191	-0,622	-0,398	0,162	-0,477
Panel D: Period od 1/1/2009 – 31/12/2014					
Srednja vrednost	0,058	-0,237	-0,123	0,093	-0,194
σ	0,075	0,115	0,110	0,126	0,092
Trend ^{§§}	-0,008**	-0,071*	-0,109*	-0,223*	0,097*
Ekstremna vr.	0,230	-0,545	-0,457	0,299	-0,430

Objašnjenje: Simbol σ označava standardnu devijaciju. Simbol §, §§ označava da je vrednost trenda pomnožena sa 10000, 1000, respektivno. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno.

Izvor: Kalkulacija autora

U periodu za vreme Svetske ekonomske krize, ubedljivo najjača korelacija je zabeležena u Turskoj sa vrednošću prosečnog koeficijenta od -0,477 i ekstremnom vrednošću od -0,622. Za vreme Svetske ekonomske krize lira je bila relativno stabilna, dok je turski XU100 indeks pao za više od 50%. To je verovatan razlog pojave tako ekstremnog korelativnog koeficijenta u tom periodu. Tabela 4.6 prikazuje da su u sva tri potperioda, negativni koeficijenti dinamičkih korelacija u Turskoj bili najviši, što je indikator da su investitori na turskom tržištu najosetljiviji

na pojavu kriza. Mogući uzrok ovakvih rezultata je blizina turske države regionu koji je u proteklih 15 godina stalno bio izložen raznim nestabilnostima i oružanim sukobima.

Izraelski šekel je jedna od retkih valuta, u poređenju sa svim zemljama u usponu, koja je bila prilično stabilna za vreme krize, i čak na mahove imala trend jačanja. Zbog toga su i prosečne vrednosti korelativnih koeficijenata relativno niske i iznose samo -0,113 u tom periodu. Kao što je rečeno u poglavlju 4.1.2, izraelski šekel je od 2010. nastavio sa stabilnom putanjom, bez većih oscilacija, dok je indeks TA25 imao relativno stabilnu putanju rasta. Posledično, to se odrazilo na pozitivne vrednosti dinamičkih koeficijenata, koji su u trećem periodu imali prosečnu vrednost od 0,058.

Tajlandska valuta, baht, je počela da depresira još početkom 2008., dok je tajlandski indeks SET počeo da gubi vrednost tek pred kraj 2008. godine, što je prouzrokovalo da indeksi dinamičkih korelacija imaju prosečnu vrednost blizu nule za vreme krize. Od 2009., tajlandski baht je u nekoliko navrata depresirao i apresirao, što se odražavalo i na dinamiku uslovnih korelacija. Naime, početkom 2009. baht je depresirao, ali je tajlandski SET nastavio uzlaznom putanjom, što čini da odnos između dve varijable bude u skladu sa modelom toka, a koeficijenti korelacije pozitivni. Tajland je zemlja koja ostvaruje značajne prihode od turizma, pa nije isključeno da je depresijacija valute u tom periodu uticala na povećanje prihoda od turizma, ali i na generalan rast izvoza, čiji je udeo u tajlandskom BDP-upreko 70%. Naime, tokom 2010 izvoz Tajlanda je iznosio 71,3%, dok je u naredne dve godine on bio 76,9% i 75%. Tokom 2010. baht je apresirao, ali je u 2011. imao tendenciju slabljenja, što je verovatno uticalo na rast tajlandskog izvoza i posledično SET indeksa. Drugim rečima, zbog prikazanih rezultata, odnos između dva tržišta u Tajlandu od 2009. je verovatno u skladu sa modelom toka, gde se veza između dva tržišta uspostavlja preko tekudog bilansa. Česte oscilacije dinamičkih koeficijenata u Tajlandu se prepoznaju i u prilično visokom koeficijentu standardne devijacije, koji u trećem potperiodu iznosi 0,126, što je među najvišim vrednostima u odnosu na sve zemlje i sve potperiode. Posmatrajući Tajland i Izrael, treba reći da je verovatnija tvrdnja da je odnos između tržišta akcija i deviznog kursa posle 2009. bio više u skladu sa modelom toka na Tajlandu nego u Izraelu, jer su prosečne vrednosti dinamičkih koeficijenata na Tajlandu 0.093, a u Izraela 0.058.

Indija i Južna Koreja su u periodu krize imale izraženije negativne koeficijente u odnosu na svoj višegodišnji prosek, što je u skladu sa ranije iznetom tvrdnjom da je veza između

finansijskih tržišta jača u kriznim periodima. Južna Koreja je u tom periodu zabeležila najveći negativan koeficijent od $-0,477$. Na ovim tržištima, u periodu posle Svetske ekonomske krize, primetni su dominantno negativni koeficijenti, kao što sugeriše slika 4.2, ali i njihova izraženo visoka oscilatorna dinamika, što se oslikava u relativno visokim σ koeficijentima.

Što se tiče koeficijenata trenda, oni pokazuju kakva je linearna funkcija između dva kraja posmatranog perioda. Posmatrajući ceo period, može se primetiti da je kod Izraela i Tajlanda trend rastući, jer su dinamičke korelacije prvo beležile negativne vrednosti, a onda su u drugom i trećem potperiodu postajale pozitivne. Turski trend od $0,1584 \times 10^{-4}$ ukazuje da su na levom kraju slike 4.2 koeficijenti korelacije u proseku niži od desnih koeficijenata, dok je kod Indije obrnut slučaj, jer je trend $-0,0964 \times 10^{-4}$. Međutim, kod ovih zemalja vrednosti trendova za ceo uzorak su mnogo manji nego kod Izraela i Tajlanda, pa ukazuju na ujednačeniju dinamiku koeficijenata korelacije. U slučaju Koreje, trend za ceo period nije statistički značajan, pa se ne može izvući definitivni zaključak. U prvom potperiodu najjači trend ima Turska ($-1,073 \times 10^{-4}$), zbog ekstremno niskih vrednosti koeficijenata za vreme Iračke krize. U drugom potperiodu, trend za tursku je pozitivan, što ukazuje da je jača korelacija između dva tržišta bila prisutna krajem 2007. ipočetkom 2008. Sa druge strane, kod Indije i Koreje zaključak je obrnut, jer su im trendovi negativni. U trećem potperiodu sve zemlje imaju relativno niske trendove, sem Tajlanda, što ukazuje na uravnoteženo kretanje dinamičkih koeficijenata u većini azijskih zemalja.

4.2.3. Analiza statističkih karakteristika dinamičkih korelacija za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike

U ovom poglavlju se objašnjavaju statističke osobine dinamičkih uslovnih korelacija za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike. Panel A tabele 4.6 prikazuje prosečne vrednosti uslovnih korelacija za ceo posmatrani period. Može se videti da su sve srednje vrednosti ovih zemalja negativne, ali i da su im vrednosti relativno niske, u smislu da najveću prosečnu vezu od $-0,105$ između dva tržišta prijavljuje Indonezija. U ostalim zemljama jačina ove veze je ispod $-0,1$. Negativni koeficijenti dinamičkih uslovnih korelacija u ovim zemljama bi mogli da ukazuju da je interakcija između dva tržišta u skladu sa teorijom balansirano portfolija, odnosno da kretanje kapitala na ovim tržištima utiče na devizni kurs i vrednost akcija. Malezija je, na primer,

zemlja koja ima konstantno negativne koeficijente, međutim njeni koeficijenti su izuzetno niski u čitavom periodu od 15 godina, što je indikator slabe veze, dok veoma niska prosečna vrednost u slučaju Singapura dovodi u pitanje tvrdnju da se tržišta ponašaju u skladu sa teorijom portfolija.

Tabela 4.6 Statističke karakteristike dinamičkih korelacija za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike

	Indonezija	Malezija	Singapur	Meksiko	Brazil
Panel A. Period od 1/1/2000 – 31/12/2014					
Srednja vrednost	-0,105	-0,068	-0,024	-0,096	-0,081
σ	0,128	0,037	0,103	0,039	0,061
Trend	0,533*	0,044*	0,634*	-0,013**	-0,133*
Ekstremna vr.	-0,427	-0,153	-0,275	-0,194	-0,239
Panel B. Period od 1/1/2000 – 30/6/2007					
Srednja vrednost	-0,160	-0,070	-0,100	-0,093	-0,061
σ	0,092	0,043	0,075	0,043	0,061
Trend	0,163*	0,493*	0,079*	-0,032*	-0,201*
Ekstremna vr.	-0,427	-0,153	-0,275	-0,194	-0,239
Panel C. Period od 1/7/2007 – 31/12/2008					
Srednja vrednost	-0,101	-0,061	-0,017	-0,111	-0,156
σ	0,089	0,017	0,026	0,032	0,027
Trend	0,640	0,124*	-0,034*	0,079*	0,097*
Ekstremna vr	-0,281	-0,095	-0,078	-0,171	-0,209
Panel D. Period od 1/1/2009 – 31/12/2014					
Srednja vrednost	-0,037	-0,068	0,072	-0,094	-0,088
σ	0,140	0,030	0,051	0,033	0,044
Trend	0,006	-0,047*	-0,082*	-0,015*	0,010*
Ekstremna vr.	-0,288	-0,138	0,195	-0,184	-0,217

Objašnjenje: Simbol σ označava standardnu devijaciju. Simbol §, §§ označava da je vrednost trenda pomnožena sa 10000, 1000, respektivno. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno.

Izvor: Kalkulacija autora

Gledajući grafičke prikaze dinamičkih korelacija na slici 4.3, može se videti da su u slučaju Malezije, Meksika i Brazila vrednosti koeficijenata u celom periodu dominantno ispod nule, dok u slučaju Indonezije i Singapura postoje periodi kada su koeficijenti imali pozitivne vrednosti, pa je potrebna detaljnija analiza po potperiodima. Takođe, kada se pogledaju standardne devijacije za ceo period, primećuje se da su najveća odstupanja od srednje vrednosti

upravo kod Indonezije i Singapura, čije su vrednosti 0,128 i 0,103, respektivno, što ukazuje na veće fluktuiranje koeficijenata tokom vremena u ovim zemljama. Kod ostalih zemalja, vrednosti σ su daleko manje, sugerišući na ravnomernije kretanje dinamičke korelacije. Pozitivne i relativno visoke vrednosti trenda za ove dve zemlje navode na zaključak da je u kasnijim periodima došlo do rasta vrednosti koeficijenata. Slika 4.3 govori u prilog ovim tvrdnjama.

U panelu B prikazuju se statističke osobine dinamičkih koeficijenata za prvi potperiod. U periodu pre Svetske ekonomske krize, Indonezija je imala najviše prosečne vrednosti koeficijenata od -0,160, sa najvećom ekstremnom vrednošću od -0,427. Takođe, primetno je da su sve zemlje svoje najveće vrednosti dinamičkih parametara zabeležile u prvom potperiodu i to oko 2003. godine, a to je godina koja se vezuje za krizu u Iraku. Ovakvi nalazi idu u prilog ranije iznetoj konstataciji da se u kriznim periodima pojačava veza između finansijskih tržišta. U prvom potperiodu, Malezija ima najveći, pozitivan trend što, ukazuje da je na malezijskom tržištu najveća razlika između korelativnih veza na početku i na kraju prvog potperioda. Takođe, posmatrano u apsolutnim iznosima, sve zemlje su zabeležile relativno jaku korelaciju između dva tržišta tokom 2000. godine, koja se vezuje za dot-com krizu. U tom periodu koeficijenti su se kretali oko 0,1-0,2 u apsolutnom iznosu, u zavisnosti od zemlje, što se može videti na slici 4.3. Singapur je tokom Iračke krize imao relativno izraženu korelaciju, čak neuporedivo jaču nego za vreme Svetske ekonomske krize, sa maksimalnom vrednošću od -0,275, što je odmah iza Indonezije.

U periodu Svetske ekonomske krize, koeficijenti korelacije, iako negativni, su neočekivano niski, a to je posebno izraženo u slučaju Singapura i Malezije. Primetan je evidentan rast negativnih korelacija u tom periodu u svim zemljama sem u Singapuru, što se može videti na slici 4.3. Kao i u slučaju ranijih zemalja, ovakav rezultat je verovatno posledica depresijacije kursa i pada vrednost indeksa, što je najverovatnije uzrokovano begom kapitala sa tih tržišta. Međutim, uprkos tome, prosečne korelacije u Indoneziji, Maleziji i Singapuru su u proseku manje nego u prethodnom potperiodu. Prema tabeli 4.6, Brazil je imao najjaču prosečnu korelativnu vezu u periodu Svetske ekonomske od -0,156. Međutim, zemlja sa najvećom ekstremnom vrednošću je Indonezija od -0,281. Najveći trend u drugom potperiodu ima Indonezija, ali on nije statistički značajan, pa njegova vrednost nije pouzdana i zbog toga neće biti komentarisana. Iza Indonezije, najveći statistički značajan trend ima Malezija, što ukazuje na

najveću razliku između korelativnih veza na početku i na kraju drugog potperioda, odnosno na najbrži oporavak ovih tržišta.

U trećem potperiodu, prosečne korelacije su negativne u svim zemljama, sem u Singapuru. U Singapuru se beleže relativno visoki pozitivni koeficijenti u periodu od 2010-2012. godine. Na grafikonu 3.1 se može videti da je početkom 2009. godine singapurski dolar imao trend slabljenja, ali je u istom periodu njegov indeks STI počeo naglo da se oporavlja, što je uzrokovalo da se u DCC modelu generišu pozitivni koeficijenti u tom periodu. Takođe, tokom 2011. STI indeks je imao period pada, dok je u istom periodu singapurski dolar jačao, što su dodatni razlozi zašto je srednja vrednost dinamičkih koeficijenata pozitivna u Singapuru. Moguće je da se u ovom periodu, kojeg karakteriše odsustvo kriza, odnos između singapurskog STI indeksa i singapurskog dolara u skladu sa modelom toka, jer je Singapur mala otvorena ekonomija, čija se vrednost izvoza kreće i preko 200% BDP-a. Naime, od 2001. Singapur beleži stalan pad izvoza, što je verovatno posledica jake domaće valute, dok u 2011. Singapur beleži porast izvoza od 199,3% na 201,3% BDP-a kad je singapurski dolar zabeležio blagu depresijaciju.

U slučaju Indonezije, niska prosečna vrednost korelativnih koeficijenata je posledica pojave pozitivnih koeficijenata tokom 2012. i 2013. godine. U ovom periodu, indonežanski JCI indeks je rastao, dok je indonežanski rupi beležio trend pada. Iako bi ova dinamika mogla da sugeriše da je povećani izvoz uticao na rast indeksa, odnosno da je međusoban odnos u tom periodu u skladu sa modelom toka, to nije slučaj jer indonežanski izvoz od 2011. beleži stagnaciju oko 24% BDP-a. Trendovi i standardne devijacije u trećem potperiodu su relativno niski u Maleziji, Singapuru, Meksiku i Brazilu što ukazuje na ujednačenost u kretanju dinamičkih koeficijenata. Jedino je σ u slučaju Indonezije malo veća (0,140), što ukazuje na malo veće odstupanje od srednje vrednosti u tom periodu.

4.2.4. Analiza statističkih karakteristika dinamičkih korelacija za razvijene zemlje

Ovo poglavlje statistički sagledava ocenjene vrednosti dinamičkih koeficijenata korelacije u razvijenim zemljama. U tabeli 4.7 se nalaze numeričke vrednosti četiri statističke kategorije za ceo uzorak i za tri potperioda. U panelu A se vide prosečne vrednosti dinamičkih koeficijenata za ceo period. Odmah se može uočiti da se prosečne vrednosti dinamičkih

parametara značajno razlikuju od dinamičkih parametara zemalja u usponu, u smislu da su im vrednosti pozitivne, kao u slučaju SAD i Japana ili su im vrednosti negativne, ali vrlo blizu nule, kao u slučaju Velike Britanije. Ove numeričke vrednosti su u skladu sa ranije iznetom pretpostavkom da tržište akcija i deviznog kursa u razvijenim zemljama nemaju odnos u skladu sa teorijom balansiranog portfolija. Drugim rečima, u razvijenim zemljama, kretanje kapitala preko finansijskog bilansa ne određuje ponašanje ova dva tržišta. Srednje vrednosti parametara u panelu A sugerišu da je u slučaju Japana verovatnije da je odnos između dva tržišta u skladu sa teorijom toka, jer su prosečni korelativni koeficijenti prilično visoki i pozitivni. U finansijskoj literaturi je dobro poznato koliko je apresijacija jena škodila japanskom izvozu u proteklih nekoliko decenija, a neki od radova koji su analizirali ovu temu su: Torbke (Thorbecke, 2014), Perk i Song (Park i Song, 2008), i Torbke (Thorbecke, 2008).

Sa druge strane, u slučaju SAD i Britanije takav definitivan zaključak nije moguće doneti jer su prosečni parametri relativno niski, pogotovu u slučaju Britanije. Vrlo izražen pozitivan trend u slučaju Japana od $2,050 \times 10^{-4}$ ukazuje koliko je dinamička korelacija imala pozitivne vrednosti u drugoj polovini uzorka u odnosu na prvu polovinu. Kod SAD i Britanije, trendovi su takođe pozitivni i visoki, ali su značajno manji u odnosu na japanski trend, što suštinski podrazumeva isti zaključak kao i kod Japana, samo je razlika između korelacionih koeficijenata manje izražena. Ekstremne vrednosti dinamičkih parametara su pozitivne u sve tri zemlje, što ide više u prilog teoriji toka. Ipak, nemoguće je doneti definitivan zaključak samo na bazi posmatranja celog perioda, jer kao što je viđeno u ranijim analizama zemalja u usponu, u različitim periodima tržišta akcija i deviznog kursa su se različito ponašala. Zbog toga, u nastavku se daju objašnjenja istih potperioda, koji su posmatrani i u slučaju zemalja u usponu.

U prvom potperiodu, u slučaju SAD, prosečne vrednosti koeficijenata su izuzetno niske i pozitivne, a kod Japana i Britanije su niske i negativne. Prema slici 4.4, sve razvijene zemlje su imale pojačane negativne koeficijente korelacije oko perioda Iračke krize, kada su ekstremne vrednosti negativnih parametara išle i preko -0,2. U ovom periodu sva analizirana tržišta razvijenih zemalja su beležila pad vrednosti indeksa i depresijacije svojih nacionalnih valuta. Uzimajući u obzir dinamiku finansijskih tržišta, moguće je zaključiti da su se u ovom periodu tržišta ponašala u skladu sa modelom balansiranog portfolija. Međutim, u kasnijem periodu, kao verovatna posledica slabljenja valuta ovih zemalja, od 2005. se izvoz u ovim zemljama povećao, kao što se može videti na slici 4.5. Naime, u SAD se izvoz povećao sa 10% u 2005. na 12,5% u

2008., u Britaniji sa 25,8% u 2005. na 27,7% u 2008., a u Japanu sa 14,3% u 2005. na 17,7% u 2008.

Tabela 4.7 Statističke karakteristike dinamičkih korelacija za razvijene zemlje

	SAD	Japan	Velika Britanija
Panel A. Period od 1/1/2000 – 31/12/2014			
Srednja vrednost	0,071	0,223	-0,016
σ	0,111	0,277	0,076
Trend	0,592*	2,050*	0,280*
Ekstremna vrednost	0,336	0,645	0,236
Panel B. Period od 1/1/2000 – 30/6/2007			
Srednja vrednost	0,003	-0,033	-0,043
σ	0,067	0,151	0,052
Trend	-0,008	-0,183*	-0,079*
Ekstremna vrednost	0,169	0,386	-0,189
Panel C. Period od 1/7/2007 – 31/12/2008			
Srednja vrednost	0,003	0,477	-0,040
σ	0,085	0,076	0,068
Trend	-0,226*	-0,024	-0,458*
Ekstremna vrednost	-0,187	0,579	-0,147
Panel D. Period od 1/1/2009 – 31/12/2014			
Srednja vrednost	0,175	0,472	0,024
σ	0,081	0,075	0,084
Trend	-0,097*	0,007	0,505*
Ekstremna vrednost	0,336	0,645	0,236

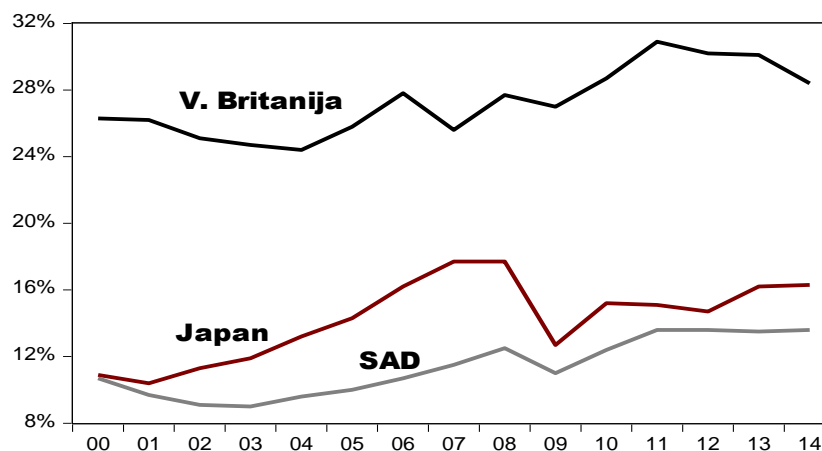
Objašnjenje: Simbol σ označava standardnu devijaciju. Simbol §, §§ označava da je vrednost trenda pomnožena sa 10000, 1000, respektivno. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno.

Izvor: Kalkulacija autora

U periodu Svetske ekonomske krize, srednja vrednost koeficijenta korelacije u slučaju SAD i Britanije je izuzetno mala, a u slučaju Japana je pozitivna i prilično visoka. Ovakvi rezultati ukazuju da se u razvijenim zemljama nije desio masovan odliv kapitala, što se skoro uvek dešava u zemljama u razvoju u kriznim periodima. U slučaju Japana, u periodu Svetske ekonomske krize, izuzetno visoki prosečni koeficijenti od 0,477, sa ekstremnom vrednošću od 0,579 su posledica naglog pada NIKKEI225 indeksa i nagle apresijacije jena. Iako je ovakvo ponašanje finansijskih tržišta u skladu sa modelom toka, malo je verovatno da je indeks opao

zbog pada izvoza usled apresijacije jena. Pošto se radi o kriznom periodu, verovatnije je da je takav rezultat izazvalo naprasno ponašanje međunarodnih investitora, koji su bežali sa tržišta akcija jer je naglo gubilo vrednost, ali nisu napuštali jen jer je bio sigurnija aktiva u odnosu na valute zemalja u usponu.

U trećem potperiodu, ponašanje finansijskih tržišta razvijenih zemalja najviše podseća na model toka. U njemu su koeficijenti korelacije imali pozitivne i relativno visoke vrednosti, kao u slučaju SAD i Japana, dok su u slučaju Britanije oni bili pozitivni, ali niski. Takođe, u ovom potperiodu su zabeležene najveće pozitivne vrednosti korelativnih koeficijenata u čitavom posmatranom periodu. U uvom potperiodu, valute posmatranih zemalja su periodično apresirale i depresirale, dok su indeksi relativno stabilno rasli. Takođe, empirijski podaci na slici 4.5 ukazuju da je od 2009. došlo do poboljšanja izvoza ovih zemalja, što doprinosi argumentima za model toka. Što se tiče vrednosti trend-parametara, rezultati ukazuju da su u slučaju SAD korelativni koeficijenti na početku trećeg potperioda bili veći u odnosu na kraj, kod Britanije da su na početku trećeg potperioda bili manji, a kod Japana da su manje-više bili izjednačeni.



Slika 4.5 Izvoz razvijenih zemalja u procentima BDP-a

Izvor: Delo autora

4.3. Efekat uslovnih varijansi tržišta akcija i deviznog tržišta na dinamičku korelaciju – ocenjivanje preko linearne kotrljajuće regresije

U ovom poglavlju se analizira vremenski-promenljiva veza između uslovnih varijansi tržišta akcija i deviznog kursa, i dinamičkih uslovnih korelacija. Ove tri varijable su produkt

DCC-GARCH modela, a preko tzv. kotrljajuće regresije (rolling regression) u ovom poglavlju će biti ispitivano kako su uslovne varijanse u različitim periodima uticale na zajedničku dinamičku korelaciju dva tržišta. Prema autorima Bali i Peng (2006), Rapač i Štraus (Rapach i Strauss, 2008), i Vozliblenia (Vozlyublenniaia, 2012), kotrljajuća regresija se upotrebljava u situacijama kada hoće da se vidi da li se ocenjeni parametri regresije menjaju tokom vremena, odnosno da li određeni poduzorci imaju uticaja na vrednost ocenjenih parametara. Kotrljajuća regresija je metodologija koja podrazumeva ocenjivanje niza sukcesivnih poduzoraka, sa unapred determinisanom veličinom, odnosno sa određenim brojem posmatranja u svakom uzorku. Veličina poduzorka se naziva prozor posmatranja i on se tokom vremena pomera tako što mu se na početku dodaje jedno novo empirijsko posmatranje, a na kraju mu se oduzima jedno staro posmatranje. Na taj način se kreira serija ocenjenih parametara čija vrednost zavisi od specifičnog poduzorka. Konkretno, u radu je prozor posmatranja postavljen da bude jedna godina, odnosno oko 252 dnevna empirijska podatka. Pošto se u slučaju Srbije koriste nedeljni podaci, prozor posmatranja u slučaju Srbije iznosi 52 nedelje, što je jedna godina. Kako bi se smanjio broj ocenjenih kotrljajućih parametara, jer se koriste dnevni podaci u periodu od 15 godina, pomeranje uzoraka je izvršeno tako što se posmatrao svaki peti uzorak, odnosno uzorci su pomerani za jednu nedelju. Na ovaj način, broj ocenjenih parametara je smanjen pet puta, a brzina ocenjivanja je uvećana. U proseku, za svaku zemlju je ocenjeno oko 690 kotrljajućih, vremenski-promenljivih parametara. Međusobna linearna veza između uslovne dinamičke korelacije, kao zavisne promenljive i uslovni varijansi indeksa i kursa, kao nezavisnih varijabli je postavljeno na sledeći način:

$$\rho_{t,mm} = \eta_{t,mm} + \omega_m \sigma_{t,m}^2 + \bar{\omega}_n \sigma_{t,n}^2 + e_{t,mm} \quad (4.8)$$

gde je ρ_t serija uslovnih korelacija, a σ_t^2 je serija uslovnih varijansi (indeksa i deviznog kursa) izvučenih iz DCC modela. Oznake m i n ukazuju na različita tržišta akcija i tržišta deviznog kursa. Simbol η je konstanta, ω_m i $\bar{\omega}_m$ su sukcesivno ocenjeni kotrljajući parametri, a $e_{t,mm}$ je serija reziduala. Kako bi se izbegla pojava autokorelacije i heteroskedastičnosti u rezidualima, linearna kotrljajuća regresija je ocenjena metodom generalizovanih najmanjih kvadrata (Generalized Least Squares – GLS).

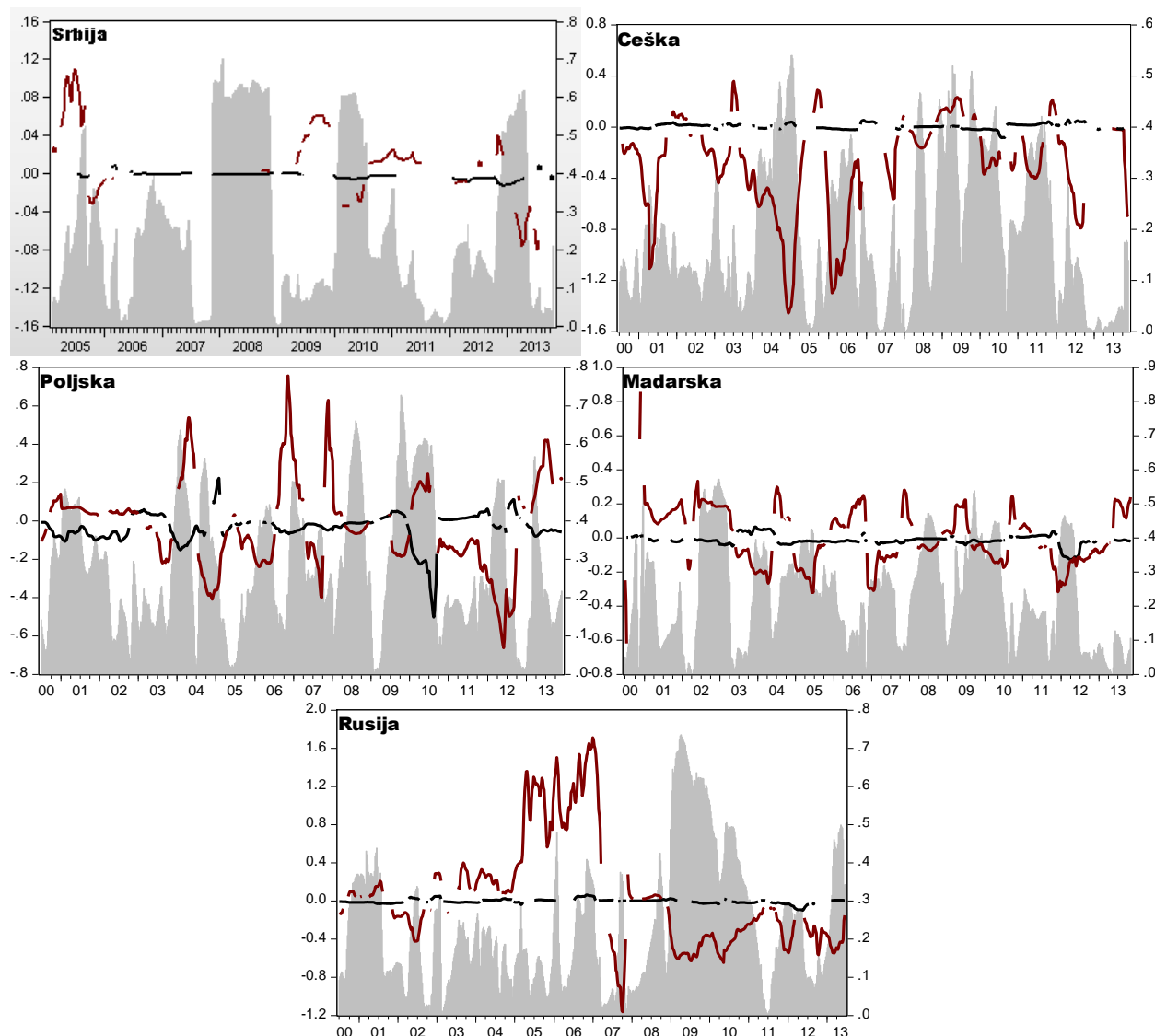
4.3.1. Rezultati kotrljajuće regresije u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope

Analiza uticaja uslovnih varijansi indeksa i deviznog kursa na dinamičku korelaciju u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope se prikazuje u ovom poglavlju. Na slici 4.6 se prikazuju statistički značajni uzastopno ocenjeni parametri volatilnosti indeksa i deviznog kursa za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope, kao i sukcesivni koeficijenti determinacije za svaki poduzorak. Konkretno, crvenom linijom su prikazani sukcesivni kotrljajući koeficijenti deviznog kursa, a crnom linijom su prikazani koeficijenti indeksa. Kao što se može videti, kotrljajući parametri imaju i pozitivne i negativne vrednosti. Kada dinamička korelacija ima negativne vrednosti, a kotrljajući parametri su negativni, onda rast uslovne volatilnosti (akcija ili deviznog kursa) uzrokuje rast negativne dinamičke korelacije. Odnosno, kada dinamička korelacija ima negativne vrednosti, a kotrljajući parametri su pozitivni, onda rast uslovne volatilnosti utiče na smanjenje negativnih parametara dinamičke korelacije. Suprotan efekat se javlja kada parametri dinamičke korelacije imaju pozitivne vrednosti.

Na prvi pogled je evidentno da mnogo veći uticaj na zajedničku dinamičku korelaciju ima devizni kurs, pošto su vrednosti koeficijenata uslovne varijanse indeksa veoma niski i kreću se oko nule tokom celog perioda, što posebno važi za Srbiju, Češku, Mađarsku i Rusiju. Kod Poljske, u nekim periodima volatilnost indeksa pokazuje da ima značajnijeg uticaja na dinamičku korelaciju, ali je njen uticaj ipak manji od uticaja volatilnosti zlotija. Suštinski, ovi rezultati ukazuju da su internacionalni investitori mnogo više osetljiviji na fluktuacije deviznog kursa nego na fluktuacije indeksa, jer depresijacija kursa umanjuje prihode ostvarene na tržištu akcija, a iskazane u nekoj čvrstoj valuti, dok apresijacija čini da se ti prihodi još više uvećaju kada se iskažu u čvrstoj valuti.

Što se tiče Srbije, slika 4.6 prikazuje da je većina kotrljajućih parametara dinara statistički neznačajna, dok su parametri indeksa BELEXLIN statistički značajni, ali približno nuli. Ovi rezultati su u skladu sa nalazima iz poglavlja 4.1.1 gde je utvrđeno da nikakva korelativna veza između dinara i BELEXLIN indeksa ne postoji. U skladu sa tim, ne može se očekivati da uslovne volatilnosti dinara ili srpskog indeksa imaju značajnijeg uticaja na zajedničku dinamičku korelaciju. U slučaju Češke, kotrljajući parametri deviznog kursa imaju izrazito negativne vrednosti oko 2000., 2004. i 2006. godine, kada su koeficijenti dinamičke korelacije imali negativne vrednosti. Odnosno, ocenjeni kotrljajući parametri ukazuju da je u

ovim periodima rast volatilnosti deviznog kursa značajnije uticao na rast negativnih koeficijenata zajedničke dinamičke korelacije.



Slika 4.6 Ocenjeni kotrljajući parametri za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope

Objašnjenje: Crna linija prikazuje kotrljajuće parametre za indeks, a crvena linija označava kotrljajuće parametre deviznog kursa. Siva površina prikazuje vrednosti koeficijenta determinacije (R^2). Leva Y osa prikazuje vrednosti kotrljajućih parametara, a desna Y osa prikazuje procentualne vrednosti koeficijenta determinacije.

Izvor: Kalkulacija autora.

Uprkos tome što je u ranijim poglavljima utvrđeno da zajednička korelacija između ova dva finansijska tržišta raste tokom kriznih perioda, rezultati kotrljajuće regresije ukazuju da

pojačana volatilitnost deviznog kursa ima više uticaja na dinamičku korelaciju u mirnim periodima, nego u kriznim periodima (kao na primer tokom 2008. i 2010.) kada su bile aktuelne Svetska ekonomska kriza i Kriza javnog duga nekih evropskih zemalja). Slika 4.6 ukazuje da je ovo karakteristika u manjoj ili većoj meri svih posmatranih zemalja. Moguće objašnjenje je da u mirnim periodima investitori ne očekuju značajnije oscilacije kursa, pa oni u neku ruku ostaju zatečeni tekucim pojačanim fluktuacijama domicilnih valuta, što onda ima jačeg efekta i na zajedničku korelaciju. Sa druge strane, u kriznim periodima, investitori su vrlo dobro svesni pojačanih fluktacija na finansijskim tržištima i u svoje pozicije su već ukalkulisali taj rizik, tako da se te pojačane oscilacije na deviznom tržištu u veoma skromnoj meri odražavaju na zajedničku dinamičku korelaciju.

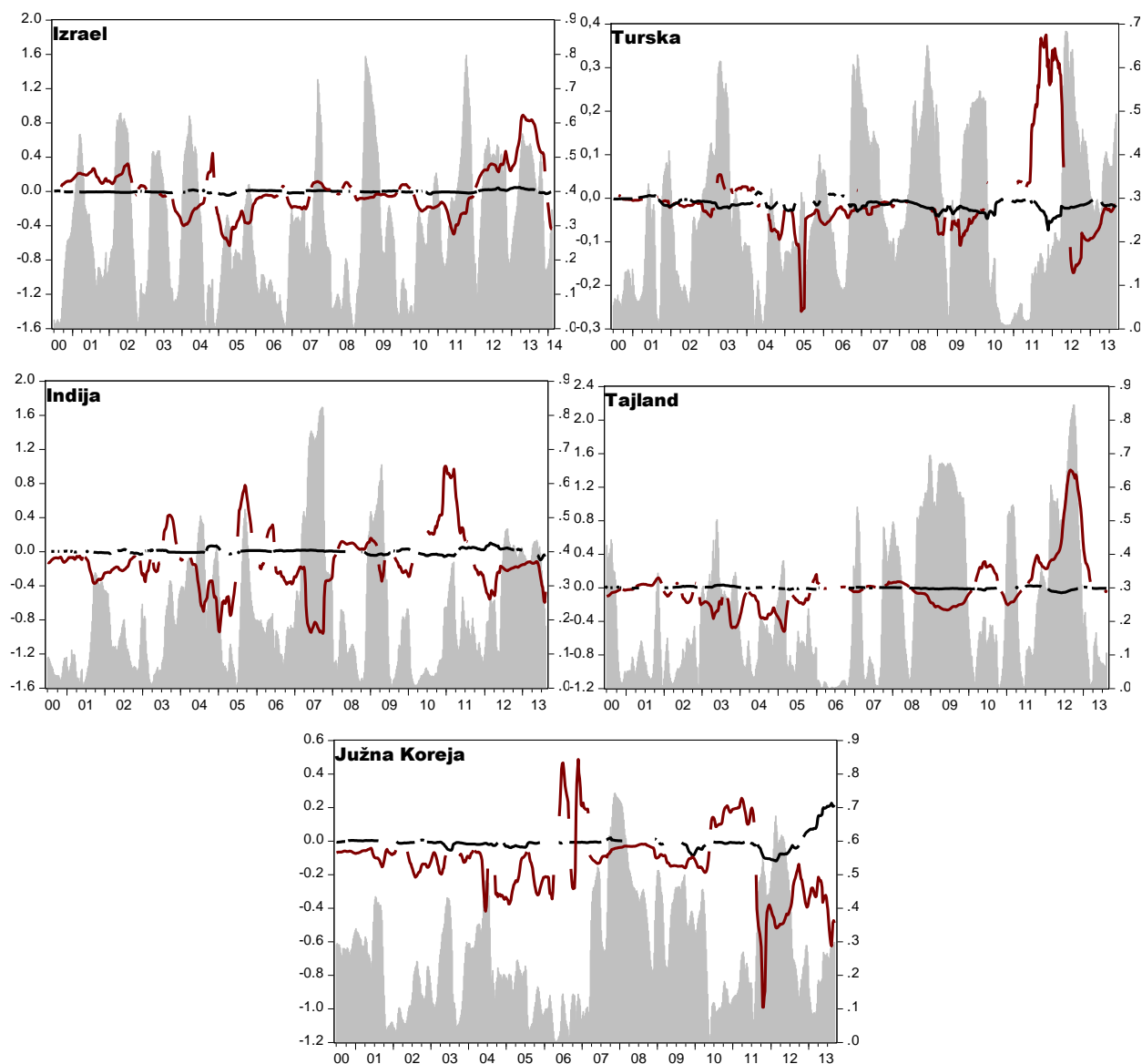
Isti rezultati se mogu naći i kod Mađarske i Poljske. Ove zemlje imaju generalno niske vrednosti negativnih kotrljajućih parametara, ali su приметne njihove malo veće vrednosti tokom 2004., 2005. i 2012., koje su bile relativno mirne godine. Sličan obrazac se može naći i kod Rusije. U slučaju ove zemlje приметni su pojačani pozitivni parametri tokom 2005. i 2006., i negativni parametri tokom 2009. i prve polovine 2010. Tokom 2005. i 2006. u poglavlju 4.1.1 je prikazano da je ruska dinamička korelacija imala pozitivne vrednosti, pa veće vrednosti kotrljajućih parametara ukazuju da je rast volatilitnosti rublje u intenzivnijoj meri u tom periodu uticao na dinamičku korelaciju. Ove godine su takođe bile relativno mirne godine, odnosno godine bez krize. U periodu od 2009. do prve polovine 2010., koji je takođe bio relativno miran, dinamička korelacija je bila negativna na ruskom tržištu, a negativni parametri nagoveštavaju da je volatilitnosti rublje u značajnijoj meri uticala na dinamičku korelaciju.

Koeficijenti determinacije (R^2) pokazuju u kom stepenu nezavisne promenljive (regresori), tj. uslovne volatilitnosti akcija i deviznog kursa objašnjavaju zavisnu promenljivu (regresanda), odnosno dinamičku korelaciju. Prosečni R^2 koeficijenti u slučaju Češke iznose 19,3%, u slučaju Poljske 28,2%, u slučaju Mađarske 23,2% i Rusije 23,9%. Kod svih zemalja, može se приметiti da u onim periodima u kojim uslovna volatilitnost deviznog kursa jače utiče na dinamičku korelaciju, u tim periodima koeficijenti determinacije imaju veću vrednost. Najočiglednije je u slučaju Rusije u periodu 2009. i prve polovine 2010., kada su R^2 koeficijenti prelazili čak 70%. Zbog relativno niskih prosečnih koeficijenata determinacije, to je jasan signal da mnoge druge makroekonomske varijable takođe utiču na dinamičku korelaciju indeksa i deviznog kursa, što je i očekivano.

4.3.2. Rezultati kotrljajuće regresije u zemljama Azije

U nastavku se objašnjava uticaj uslovnih varijansi na dinamičku korelaciju, preko kotrljajuće regresije, u zemljama Azije, a slika 4.7 prikazuje dinamiku ocenjenih kotrljajućih parametara indeksa i deviznog kursa. Slika 4.7 prikazuje da je većina kotrljajućih parametara statistički značajna, međutim, slično kao i u prethodnom poglavlju, i kod zemalja Azije, vrednosti kotrljajućih parametara indeksa su veoma blizu nule, što znači da nemaju nikakav uticaj na dinamičku korelaciju. Sa druge strane, parametri uslovne varijansa deviznog kursa imaju vremenski-promenljiv uticaj, koji je relativno visok i različit od nule, što je indikator da su učesnici na ovim tržištima mnogo više osetljiviji na fluktuacije deviznog kursa nego na fluktuacije indeksa.

Nalazi na slici 4.7 su u skladu sa konstatacijom iznetom u prethodnom poglavlju, a to je da se jači uticaj deviznog kursa uglavnom javlja u mirnim periodima, odnosno onda kada investitori ne očekuju pojačanu volatilitnost na deviznom tržištu. Može se primetiti da u periodu oko Iračke krize (oko 2003. godine), kada su sve dinamičke korelacije imale visoke i negativne vrednosti, parametri uslovne volatilitnosti deviznog kursa imaju izrazito niske vrednosti. Slično zapažanje se može napraviti i kod perioda Svetske ekonomske krize oko 2008. Ovi nalazi su u skladu sa iznetom pretpostavkom u prethodnom poglavlju, a to je da u kriznim periodima investitori računaju sa značajnijim oscilacijama kursa, tako da je taj rizik već anticipiran i uračunat u njihove pozicije na tržištu, pa stoga veća volatilitnost deviznog kursa ima malog uticaja na zajedničku dinamičku korelaciju. U slučaju Izraela, uticaj uslovne volatilitnosti na dinamičku korelaciju je generalno relativno mali, a intenzivniji je u periodima oko 2004. i 2005., odnosno 2011. i 2013, tj. u periodima bez krize. Pošto je dinamička korelacija u Izraelu u periodu 2004. i 2005. bila negativna, negativni koeficijenti uslovne volatilitnosti sugerišu da su oni posledica rasta volatilitnosti izraelskog šekela u tom periodu. Slika 3.3 takođe potvrđuje ove navode. Isto se dešava i oko 2011., a u 2013. je dinamička korelacija bila pozitivna pa je rast volatilitnosti izraelske valute uslovio uvećanje dinamičke korelacije u tom periodu. U slučaju Turske, kotrljajući parametri uslovnih varijansi turske lire imaju niske vrednosti tokom celog perioda, jedini porast je zabeležen oko 2005. i 2012., pošto su u 2005. kotrljajući parametri turske valute negativni, a u tom periodu je turska dinamička korelacija negativna, zaključak je da je tada došlo do neočekivanog rasta volatilitnosti lire.



Slika 4.7 Ocenjeni kotrljajući parametri za zemlje Azije

Objašnjenje: Crna linija prikazuje kotrljajuće parametre za indeks, a crvena linija označava kotrljajuće parametre deviznog kursa. Siva površina prikazuje vrednosti koeficijenta determinacije (R^2). Leva Y osa prikazuje vrednosti kotrljajućih parametara, a desna Y osa prikazuje procentualne vrednosti koeficijenta determinacije.

Izvor: Kalkulacija autora.

Sa druge strane, u 2012. je dinamička korelacija bila negativna, a na slici 4.7 se javljaju pozitivni sukcesivni parametri, što znači da je u tom periodu neočekivan rast volatilnosti turske lire uticao na smanjenje negativnih koeficijenata dinamičke korelacije. Na slici 4.2 se vidi da je

oko 2013. godine, negativna dinamička korelacija između XU100 indeksa i lire značajnije smanjena.

U slučaju Tajlanda, uglavnom negativni koeficijenti do 2009., koji se javljaju na slici 4.7, su posledica porasta volatilnosti tajlandskog bahta, jer je u tim periodima dinamička korelacija imala negativne vrednosti. Sa druge strane, oko 2012. se javljaju pozitivni koeficijenti sa prilično visokim vrednostima, ali su oni isto tako posledica rasta volatilnosti bahta, jer je dinamička korelacija Tajlanda u tom periodu bila pozitivna. Na grafikonu Indije se vidi da su negativni koeficijenti uslovne varijanse bili prisutni 2004, 2005. i 2007., odnosno u godinama bez krize, a njihovu veličinu je prouzrokovao rast volatilnosti indijskog rupija. Sa druge strane, pozitivni koeficijenti oko 2011. ukazuju da je u tom periodu rast volatilnosti rupija uticao na smanjenje negativnih koeficijenata dinamičke korelacije u Indiji. Na slici 4.2 je moguće videti pad vrednosti dinamičkih koeficijenata u Indiji oko 2011. godine. Koeficijenti uslovne volatilnosti korejskog vona su uglavnom negativni i relativno niski, a jedini značajniji porast je zabeležen krajem 2011., a to je period u kome je korejski von imao pojačanu volatilnost. Svi prethodni navodi vezani za volatilnost bahta, rupija i vona, mogu se videti na slici 3.3 gde su prikazane stope prinosa indeksa i valuta.

Prosečni koeficijenti determinacije su 30,1%, 27,1%, 22,4%, 23,9% i 27,2% za Izrael, Tursku, Indiju, Tajland i Južnu Koreju, respektivno. Kao i u prethodnom poglavlju, primetno je da su R^2 koeficijenti veći u godina kada je volatilnost nacionalne valute veća, ali takođe njihove relativno male vrednosti ukazuju da mnogi drugi regresori objašnjavaju dinamičku korelaciju pored uslovnih varijansi indeksa i deviznog kursa.

4.3.3. Rezultati kotrljajuće regresije u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike

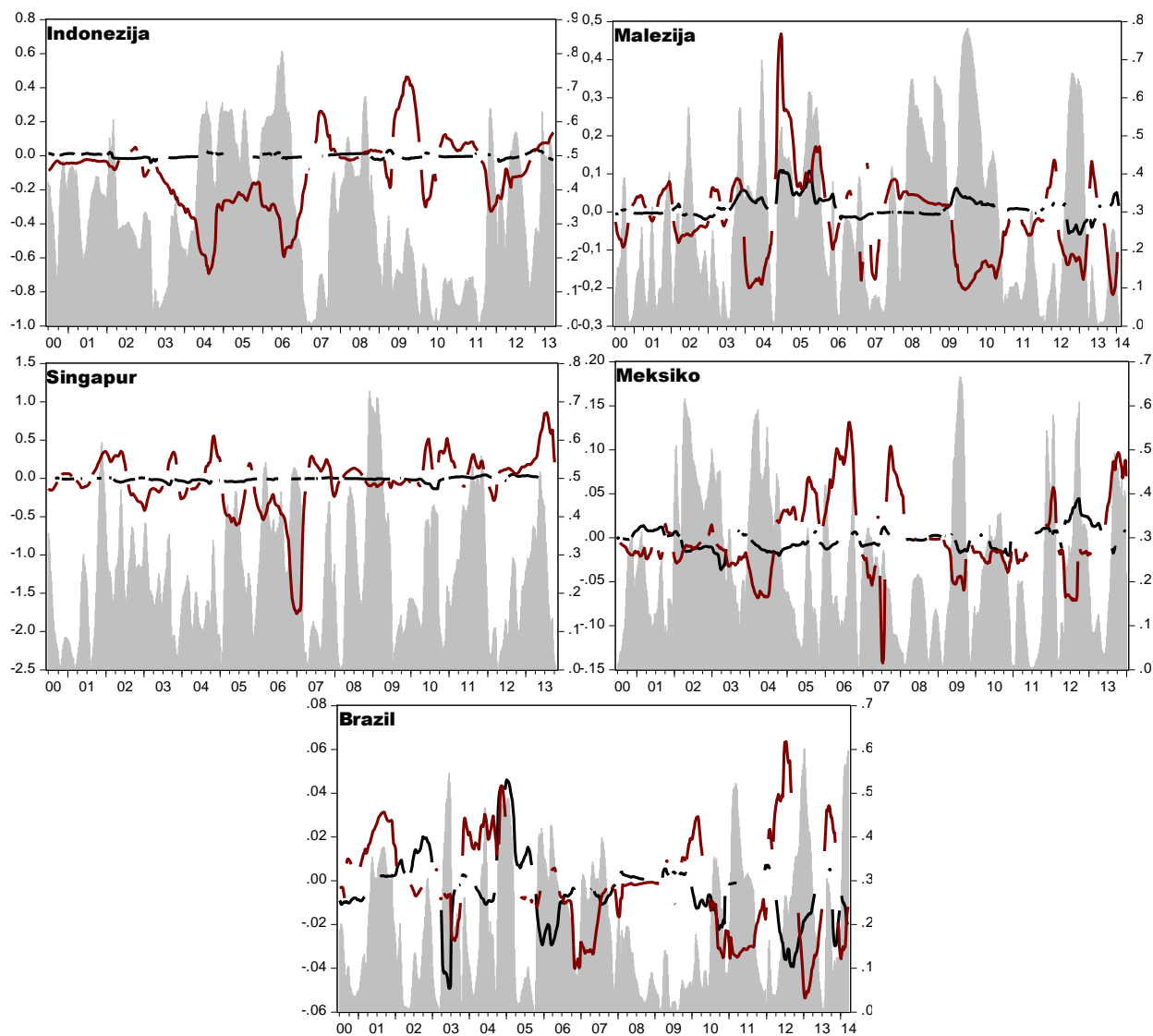
Rezultati kotrljajućih regresija za poslednju grupu zemalja u usponu se prikazuju i objašnjavaju u ovom poglavlju, a slika 4.8 pokazuje dinamičko kretanje vrednosti ocenjenih parametara za različite kotrljajuće poduzorke. Kod skoro svih analiziranih zemalja, uslovne varijanse deviznih kurseva imaju neuporedivo jači efekat na uslovnu dinamičku korelaciju, što je u skladu sa rezultatima u prethodnim poglavljima. Jedini izuzetak je Brazil, kod koga brazilski BOVESPA ima relativno visokog uticaja na zajedničku dinamičku korelaciju u poređenju sa uslovnom varijansom brazilskog reala. Međutim, vrednosti koeficijenata uslovnih varijansi u

slučaju Brazila su izuzetno mali, tj. najmanji u odnosu na sve do sada analizirane zemlje, i ne prelaze ± 0.06 . Niske vrednosti parametara uslovnih varijansi brazilskog indeksa i kursa ukazuju na njihov mali uticaj na zajedničku dinamičku korelaciju, a vrlo niska vrednost koeficijenta determinacije od 19.7% doprinosi ovakvoj tvrdnji. Zbog niskih vrednosti kotrljajućih parametara uslovne volatilnosti u slučaju Brazila, sasvim je moguće i vrlo verovatno da neke druge makro-varijable, poput kamatne stope, inflacije, izvoza, ekonomskog rasta i slično, utiču značajnije na brazilsku dinamičku korelaciju. Interesantno bi bilo saznati u kom stepenu ove navedene makro-varijable utiču na dinamičku korelaciju, ne samo u Brazilu nego i u svim zemljama. Međutim, preko pristupa koji se koristi u ovom radu to nije moguće postići, pošto serije empirijskih podataka za njih postoje samo u manjoj frekventnosti (mesečno ili kvartalno) u odnosu na dnevnu frekventnost serija koje su korišćene u jednačini 4.8. U skladu sa tim, nemoguće ih je uključiti kao takve u jednačinu 4.8. Alternativa je da se dinamička korelacija izračuna sa mesečnim ili kvartalnim serijama podataka, ali problem je što su takve dinamičke korelacije manje pouzdane od dnevnih dinamičkih korelacija, i stoga mogu da dovedu do pogrešnih zaključaka. Prema tome, u ovom slučaju je moguće samo nagađati i donositi paušalne ocene koja makro-varijabla ima većeg uticaja na dinamičku korelaciju indeksa i deviznog kursa.

U odnosu na prethodno poglavlje, isti obrazac se može primetiti i kod ovih zemalja, a to je da parametri uslovnih volatilnosti imaju veće vrednosti u mirnim periodima, odnosno u periodu između Iračke krize i Svetske krize 2008., kao i u periodu posle Svetske krize. Na primer, kod Indonezije veće vrednosti kotrljajućih parametara se javljaju oko 2004. i 2006. godine, a kako slika 3.3 sugeriše da su to bile godine veće volatilnosti indonežanskog rupija. Na grafičkom prikazu Malezije, veći negativni parametri se javljaju oko 2004. i 2010., kada je malezijski ringit imao pojačano oscilatorno kretanje prema slici 3.3. Ipak u poređenju sa indonežanskim parametrima, malezijski parametri su dosta niži, što ukazuje na manji efekat uslovnih varijansi ringita na dinamičku korelaciju Malezije. Parametri prosečnih koeficijenata determinacije za Indoneziju i Maleziju iznose 33% i 28%, respektivno, što je pokazatelj da i druge varijable utiču na dinamičku korelaciju ovih zemalja.

Singapur ima veće negativne kotrljajuće parametre oko 2005. i krajem 2006., a pošto je u tom periodu dinamička korelacija bila negativna to znači da su oni posledica rasta volatilnosti singapurskog dolara. Ovo se može videti i na slici 3.3, koja prikazuje stope prinosa. Takođe, oko 2013. su zabeležene veće vrednosti kotrljajućih parametara singapurske valute. U ovom periodu

je singapurski dolar imao izraženiju volatilitnost, a dinamička korelacija je takođe bila pozitivna, što se na slici 4.8 vidi kao rast pozitivnih parametara.



Slika 4.8 Ocenjeni kotrljajući parametri za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike

Objašnjenje: Crna linija prikazuje kotrljajuće parametre za indeks, a crvena linija označava kotrljajuće parametre deviznog kursa. Siva površina prikazuje vrednosti koeficijenta determinacije (R^2). Leva Y osa prikazuje vrednosti kotrljajućih parametara, a desna Y osa prikazuje procentualne vrednosti koeficijenta determinacije.

Izvor: Kalkulacija autora.

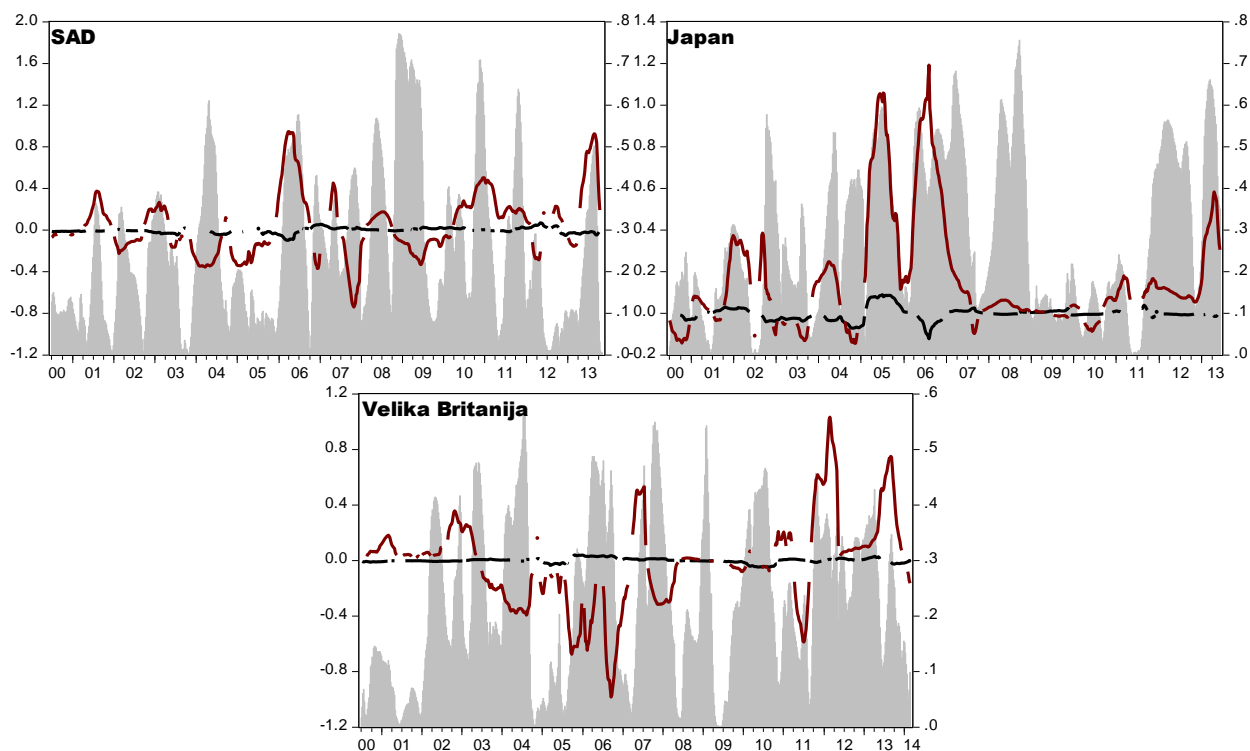
Meksiko, slično Brazilu i Maleziji, ima relativno niske parametre kotrljajuće regresije, što ukazuje da uslovne volatilnosti indeksa i kursa nemaju velikog efekta na dinamičku korelaciju.

Blagi porast negativnih parametara je primetan 2004., 2007 i 2012., a to su godine relativno veće volatilnosti meksičkog pezosa. Slično svim prethodno analiziranim zemljama, Singapur i Meksiko imaju niske vrednosti R^2 koeficijenata (prosek za Singapur je 25,5%, a za Meksiko je 23,9%), pri čemu se porast R^2 koeficijenata javlja u periodima većih vrednosti kotrljajućih parametara.

4.3.4. Rezultati kotrljajuće regresije u razvijenim zemljama

Analiza efekata kotrljajućih uslovnih varijansi na dinamičku korelaciju u razvijenim zemljama se daje u ovom poglavlju. Na slici 4.9 se mogu videti rezultati kotrljajuće linearne regresije za SAD, Japan i Britaniju. Slično kao i u slučajevima zemalja u usponu, uslovne varijanse deviznih kurseva mnogo više u tiču na dinamičku korelaciju od uslovnih varijansi indeksa, čije vrednosti se kreću oko nule. Takođe, primetno je da je u kriznim periodima vrednost kotrljajućih parametara deviznog kursa manja u odnosu na mirne periode. Drugim rečima, u periodima kada se od strane investitora očekuju veće fluktuacije deviznog kursa, tada volatilnost deviznog kursa ima manjeg uticaja na dinamičku korelaciju, i obrnuto.

U slučaju SAD, veće vrednosti kotrljajućih parametara su zabeležene oko 2006., krajem 2007., i oko 2011. i 2012. To su periodiu kojima je dinamička korelacija imala redom pozitivne, negativne i pozitivne vrednosti. Na slici Japana, veći pozitivni parametri su ocenjeni oko 2002., a to znači da je u tom periodu rast volatilnosti jena uticao na smanjivanje negativnih parametara zajedničke dinamičke korelacije, što sugerišu i slike 3.3 i 4.4. U periodu oko 2005. i krajem 2006. pozitivni kotrljajući parametri japanskog jena ukazuju da je rast volatilnosti jena uticao na smanjenje negativnih koeficijenata dinamičke korelacije oko 2005. i na rast pozitivne dinamičke korelacije pred kraj 2006. Kotrljajući parametri uslovne varijanse britanske funte imaju veće negativne vrednosti u periodu 2005-2006. i pozitivne u periodu 2012-2013. U periodu pre Svetske krize, dinamička korelacija je bila negativna, što znači da je tada veća volatilnost funte uticala da dođe do porasta negativnih koeficijenata dinamičke korelacije. Suprotno, u periodu 2012-2013. veće vrednosti pozitivnih parametara upućuju na zaključak da je rast volatilnosti u tom periodu uslovio rast pozitivnih parametara dinamičke korelacije.



Slika 4.9 Ocenjeni kotrljajući parametri za razvijene zemlje

Objašnjenje: Crna linija prikazuje kotrljajuće parametre za indeks, a crvena linija označava kotrljajuće parametre deviznog kursa. Siva površina prikazuje vrednosti koeficijenta determinacije (R^2). Leva Y osa prikazuje vrednosti kotrljajućih parametara, a desna Y osa prikazuje procentualne vrednosti koeficijenta determinacije.

Izvor: Kalkulacija autora.

Prosečni koeficijenti determinacije su relativno niski (25% SAD, 28,5% Japan i 22,7% Britanija), a uzimaju veće vrednosti u periodima kada je veći uticaj uslovnih varijansi nacionalnih valuta na dinamičku korelaciju, što je identično rezultatima za zemlje u usponu, i ukazuje da su u tim periodima uslovne varijanse više određivale zajedničku dinamičku korelaciju, dok su u drugim periodima neke druge varijable, poput kamatne stope, inflacije, izvoza, ekonomskog rasta i slično, verovatno imale većeg uticaja.

5. Ocenjivanje jačine preliivanja šokova između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa korišćenjem univarijacionih i multivarijacionih GARCH modela uz komparativni prikaz modela sa i bez strukturnih lomova

5.1. Ocena efekta preliivanja šokova preko univarijacionog GARCH modela

U ovom poglavlju se analizira dvosmerni efekat preliivanja šokova između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa na izabranim zemljama u razvoju i razvijenim zemljama, uz upotrebu različitih univarijacionih GARCH modela. Takođe, analiza razmatra prisustvo višestrukih strukturnih lomova u finansijskim serijama, odnosno univarijacioni GARCH modeli se ocenjuju sa i bez implementacije strukturnih lomova. Dobijanje paralelnih rezultata u modelima sa i bez uključivanja strukturnih lomova, omogućuje njihovo poređenje, kao i merenje njihovih performansi. U finansijskoj teoriji je poznato da prisustvo strukturnih lomova u GARCH modelima može da izazove različite probleme. Tako na primer, autori Juing i Malik (Ewing i Malik, 2005), Hvang (Huang, 2012), i Jang i Maderič (Jung i Maderitsch, 2014) tvrde da efekat preliivanja šokova može biti pogrešan, odnosno statistički rečeno pristrasan, ako se strukturni lomovi ne uključe u GARCH modeliranje. Sa druge strane, Mikoš i Starika (Mikosch i Starica, 2004), Hilebrand (Hillebrand, 2005), Kremer i Acamo (Kramer i Azamo, 2007) su pronašli dokaze da je istrajnost volatilnosti u GARCH modelima prenaplašeno, odnosno preuveličano ako se prisutnost višestrukih strukturnih lomova zanemari u GARCH modelima. Takođe, Marcelo i drugi (Marcelo i drugi, 2008) su tvrdili da ocene asimetričnog efekta u GARCH modelima mogu biti pogrešne, ako su prisutni strukturni lomovi u seriji zavisne varijable. Prisustvo strukturnih lomova, sa utvrđivanjem tačnog datuma u kome su se lomovi desili, je utvrđeno u poglavlju 3.5 preko modifikovanog ICSS algoritma, za čiju postavku su zaslužni autori Sansó i drugi (2004).

Da bi se utvrdio dvosmerni efekat preliivanja šokova, odnosno od tržišta akcija ka deviznom tržištu i obrnuto, u radu se koristi postupak iz dva koraka. Naime, prvo se specificuju optimalni ARMA(p,q) modeli za svaku finansijsku seriju akcija i deviznih kurseva (optimalni ARMA modeli su određeni u poglavlju 3.3). Zatim se iz tih modela generišu serije reziduala metodom običnih najmanjih kvadrata iz svake ARMA specifikacije. U drugom koraku, tako dobijeni reziduali se kvadriraju i ugrađuju u jednačinu varijanse odgovarajućeg suprotnog tržišta. Odnosno, kvadrirani reziduali nacionalnog tržišta akcija se ugrađuju u jednačinu varijanse

nacionalnog deviznog kursa, a reziduali sa deviznog tržišta se ugrađuju u jednačinu varijanse indeksa. Samo se istovremeni efekat preliivanja ocenjuje, odnosno efekat preliivanja bez legiranih vrednosti reziduala, zato što se pokazalo da se efekat preliivanja značajno umanjuje sa korišćenjem reziduala sa sve većim stepenom kašnjenja. Ovaj postupak je opravdan, jer je poznato u finansijskoj literaturi da je transfer informacije između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa veoma brz. Na ovaj način je moguće oceniti u kom stepenu šokovi sa jednog tržišta utiču na uslovnu varijansu na drugom tržištu, i obrnuto. Jednačine srednje vrednosti imaju sledeći opšti ARMA(p,q) oblik, odnosno slično kao i kod specifikacije DCC-GARCH modela:

$$r_{m,t} = C_r + \sum_{i=0}^p \Omega_i r_{m,t-i} + \sum_{j=0}^q \Phi_j \varepsilon_{m,t-j}; \quad \varepsilon_{m,t} = z_{m,t} \sigma_{m,t}; \quad z_{m,t} \sim iid \quad (5.1)$$

$$e_{n,t} = C_e + \sum_{i=0}^p \Theta_i e_{n,t-i} + \sum_{j=0}^q \Psi_j \xi_{n,t-j}; \quad \xi_{n,t} = \bar{z}_{n,t} \sigma_{n,t}; \quad \bar{z}_{n,t} \sim iid \quad (5.2)$$

gde je $r_{m,t} = 100 \times \log(P_{m,t} / P_{m,t-1})$ i $e_{n,t} = 100 \times \log(FX_{n,t} / FX_{n,t-1})$, pri čemu je $r_{m,t}$ stopa prinosa akcija nekog nacionalnog indeksa (m), a $P_{i,t}$ su cene akcija na zatvaranju. Simbol $e_{i,t}$ označava stope prinosa deviznog kursa, a FX je nominalni devizni kurs u odnosu na evro određene valute (n). ε_t i ξ_t su nezavisni i identično distribuirani (*i.i.d.*) reziduali različitih akcija i deviznih kurseva. Pošto je ranije u poglavlju 3.2 utvrđeno da sve serije imaju izražen četvrti momenat, a neke imaju prisutan i efekat asimetričnosti, u specifikacijama univarijacionih GARCH modela se koristiti Studentova-t distribucija i asimetrična Studentova-t distribucija.

Različite GARCH specifikacije za parove tržišta akcija i tržišta deviznog kursa, uključujući parametar koji meri efekat preliivanja i parametre koji uzimaju u obzir strukturne lomove, izgledaju na sledeći način:

$$\text{GARCH (indeks):} \quad \sigma_{r,t}^2 = C + \alpha_r \varepsilon_{r,t-1}^2 + \beta_r \sigma_{r,t-1}^2 + \omega_r \xi_{e,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_r V_{r,i} \quad (5.3)$$

$$\text{GARCH (kurs):} \quad \sigma_{e,t}^2 = C + \alpha_e \varepsilon_{e,t-1}^2 + \beta_e \sigma_{e,t-1}^2 + \omega_e \varepsilon_{r,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \quad (5.4)$$

$$\text{TGARCH (indeks):} \quad \sigma_{r,t}^2 = C + (\alpha_r + \gamma_r I_{t-1}) \varepsilon_{r,t-1}^2 + \beta_r \sigma_{r,t-1}^2 + \omega_r \xi_{e,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_r V_{r,i} \quad (5.5)$$

$$\text{TGARCH (kurs):} \quad \sigma_{e,t}^2 = C + (\alpha_e + \gamma_e I_{t-1}) \varepsilon_{e,t-1}^2 + \beta_e \sigma_{e,t-1}^2 + \omega_e \varepsilon_{r,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \quad (5.6)$$

$$\begin{aligned} \text{EGARCH (indeks):} \quad \ln(\sigma_{r,t}^2) &= C + \beta_r \ln(\sigma_{r,t-1}^2) + \alpha_r (\varepsilon_{r,t-1}) + \omega_r \xi_{e,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_r V_{r,i} \\ \alpha(\varepsilon_{r,t-1}) &= \psi_{r,1} \varepsilon_{r,t-1} + \psi_{r,2} (|\varepsilon_{r,t-1}| - \sqrt{2/\pi}) \end{aligned} \quad (5.7)$$

$$\begin{aligned} \text{EGARCH (kurs):} \quad \ln(\sigma_{e,t}^2) &= C + \beta_e \ln(\sigma_{e,t-1}^2) + \alpha_e (\varepsilon_{e,t-1}) + \omega_e \varepsilon_{r,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \\ \alpha(\varepsilon_{e,t-1}) &= \psi_{e,1} \varepsilon_{e,t-1} + \psi_{e,2} (|\varepsilon_{e,t-1}| - \sqrt{2/\pi}) \end{aligned} \quad (5.8)$$

$$\text{PGARCH (indeks):} \quad \sigma_{r,t}^\delta = C + \alpha_r (|\varepsilon_{r,t-1}| - \mu_r \varepsilon_{r,t-1})^\delta + \beta_r \sigma_{r,t-1}^\delta + \omega_r \xi_{e,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_r V_{r,i} \quad (5.9)$$

$$\text{PGARCH (kurs):} \quad \sigma_{e,t}^\delta = C + \alpha_e (|\varepsilon_{e,t-1}| - \mu_e \varepsilon_{e,t-1})^\delta + \beta_e \sigma_{e,t-1}^\delta + \omega_e \varepsilon_{r,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \quad (5.10)$$

gde parametar α meri ARCH efekat, a parametar β meri GARCH efekat u svim specifikacijama od 5.3-5.10. Asimetričan efekat se meri sa parametrom γ u TGARCH modelu, sa ψ_1 i ψ_2 u EGARCH modelu, i sa μ i δ u PGARCH modelu. Parametar ω meri efekat preliivanja šokova sa susednog tržišta, dok parametar τ stoji ispred veštačkih promenljivih (V), koje su kreirane za svaki detektovani strukturni lom prema rezultatima modifikovanog ICSS algoritma. Svi GARCH modeli se ocenjuju metodom kvazi-maksimalne verodostojnosti (QML).

Za svaku finansijsku seriju odabranih zemalja u usponu i razvijenih zemalja određen je optimalni GARCH model prema najnižem SIC kriterijumu. Pošto se koriste univarijacioni modeli, konkretna GARCH specifikacija može da se razlikuje između finansijskih serija akcija i deviznog kursa jedne zemlje, odnosno ne moraju biti jednake specifikacije kao u slučaju DCC-GARCH modela. Tabele 5.1 i 5.2 prikazuju optimalne GRCH modele za svako tržište indeksa i deviznog kursa, a optimalni model je biran između četiri različite GARCH specifikacije sa Studentovom-t distribucijom i asimetričnom Studentovom-t distribucijom.

Tabela 5.1 Optimalni GARCH model za svaki analizirani indeks

	GARCH		EGARCH		TGARCH		PGARCH	
	St	SkSt	St	SkSt	St	SkSt	St	SkSt
Panel A. Indeksi zemalja u usponu								
BELEXLINE	4,3073	4,3087	4,3250	4,3256	4,3190	4,3206	4,3278	4,3287
PX	3,2035	3,2024	3,1994	3,1998	3,1971	3,2002	3,1970	3,1974
WIG	3,1504	3,1520	3,1535	3,1555	3,1486	3,1504	3,1507	3,1525
BUX	3,5162	3,5184	3,5199	3,5221	3,5111	3,5133	3,5132	3,5154
RTS	4,0779	4,0765	4,0855	—	4,0771	4,0758	4,0791	4,0779
TA25	3,3383	3,3351	3,3077	—	3,3057	3,3001	—	—
XU100	4,1436	4,1450	4,1529	4,1530	4,1410	4,1424	4,1431	4,1446
SENSEX	3,3956	3,3954	3,3855	3,3853	3,3786	3,3783	3,3806	3,3803
SET	3,2408	3,2427	3,2373	3,2391	3,2370	3,2389	3,2371	3,2390
KOSPI	3,4199	3,4149	3,4092	3,4027	3,4091	3,4033	3,4090	3,4031
JCI	3,2836	3,2822	3,2777	3,2762	3,2780	3,2766	3,2788	3,2772
FTSEKLCI	2,0880	2,0901	2,0845	2,0866	2,0860	2,0881	2,0866	2,0887
STI	2,8267	2,8255	2,8209	2,8192	2,8199	2,8185	2,8210	2,8195
IPC	3,1513	3,1515	3,1371	—	3,1340	3,1339	3,1343	3,1342
BOVESPA	3,8474	3,8474	3,8410	3,8412	3,8343	3,8345	3,8361	3,8362
Panel B. Indeksi razvijenih zemalja								
S&P500	2,8598	2,8528	—	—	2,8233	2,8125	—	—
NIKKEI225	3,4855	3,4843	3,4732	3,4721	3,4750	3,4739	3,4733	3,4722
FTSE100	3,3338	3,3305	3,3019	—	3,3004	3,2944	—	—

Objašnjenje: Osenčena vrednost ukazuje na najniži SIC kriterijum. Simbol — znači da model nije konvergirao.

Izvor: Kalkulacija autora

Tabela 5.2 Optimalni GARCH model za svaki analizirani devizni kurs

	GARCH		EGARCH		TGARCH		PGARCH	
	St	SkSt	St	SkSt	St	SkSt	St	SkSt
Panel A. Valute zemalja u usponu								
Dinar	2,2291	2,2403	2,2522	2,2641	2,2412	2,2524	2,2535	2,2646
Kruna	0,5477	0,5499	0,5439	0,5461	—	0,5520	0,5407	0,5428
Zlot	1,5477	1,5441	—	1,5430	1,5475	1,5440	1,5490	1,5453
Forint	1,1674	—	1,1863	1,1770	—	—	1,1504	1,1412
Rublja	1,5033	1,5049	1,4999	1,5014	1,5033	1,5048	1,5045	1,5060
Šekel	1,8253	1,8273	1,8277	1,8297	1,8274	1,8294	1,8290	1,8310

Nastavak na sledećoj strani

Lira	2,3119	2,3063	2,3137	2,3073	2,3114	2,3054	2,3128	2,3068
Rupi*	1,8906	1,8928	1,8904	1,8926	1,8914	1,8936	1,8926	1,8948
Baht	1,8363	1,8379	1,8403	1,8417	1,8380	1,8397	1,8402	1,8418
Von	1,9605	1,9627	1,9629	1,9651	1,9625	1,9646	1,9646	1,9668
Rupi**	2,2566	2,2589	2,2593	2,2615	2,2563	2,2586	2,2585	2,2608
Ringit	1,7407	1,7426	1,7427	1,7445	1,7427	—	1,7447	1,7466
Dolar	1,3819	—	1,3828	1,3848	1,3841	1,3861	1,3861	1,3881
Pezos	2,3027	2,3025	2,2982	2,2983	2,3006	2,3004	2,3013	2,3013
Real	2,7457	2,7456	2,7411	—	2,7414	2,7412	2,7413	2,7412
Panel B. Valute razvijenih zemalja								
USD	1,8395	1,8407	1,8391	—	1,8416	1,8429	1,8425	1,8436
Jen	2,1330	2,1307	—	—	2,1351	2,1327	2,1361	2,1336
Funta	1,1993	—	1,2005	—	1,2011	1,2029	1,2013	1,2031

Objašnjenje: Osenčena vrednost ukazuje na najniži SIC kriterijum. Simbol — znači da model nije konvergirao.

Izvor: Kalkulacija autora

5.1.1. Rezultatiprelivanja šokova od deviznog tržišta ka tržištu akcijaocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope

Poglavlje 5.1.1 analizira efekat dvosmernog prelivanja šokova između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa preko optimalnog univarijacionog GARCH modela na primeru zemalja Jugoistočne i Istočne Evrope. Tabela 5.3 paralelno prikazuje ocenjene rezultate optimalnih GARCH modela sa i bez veštačkih promenljivih. Pošto ocenjeni parametri jednačine srednje vrednosti ne igraju važnu ulogu u analizi efekta prelivanja, oni su izostavljeni u tabelama 5.3 i 5.4, kao i u svim narednim tabelama ostalih grupa zemalja. Analiza će prvo biti usmerena ka efektu prelivanja od deviznog tržišta ka tržištu akcija, a tabela 5.3 sadrži ocenjene parametre jednačine uslovne varijanse i testove dijagnoze modela.

Kao što se može videti, svi α i β parametri u GARCH modelima sa strukturnim lomovima i bez njih su statistički značajni, pri čemu je uslov $\alpha + \beta < 1$ zadovoljen u svim modelima sem u modelu BELEXLIN indeksa bez veštačkih promenljivih, što znači da je ne-uslovna varijansa u tom modelu nedefinisana, a to se pripisuje nestacionarnosti u varijansi. U ovom modelu je nemoguće utvrditi istrajnost varijanse, odnosno stepen memorije GARCH modela. Drugim rečima, ovaj model ne može da ukaže posle kog vremena model gubi moć predviđanja. Pored

toga, primetno je da su svi zbrojevi α i β manji u modelima sa strukturnim lomovima u odnosu na modele bez strukturnih lomova. Ovi nalazi potvrđuju navode Mikoša i Starike (Mikosch i Starica, 2004), Hillebranda (Hillebrand, 2005), Kremera i Acame (Kramer i Azamo, 2007), koji su ukazali da je istrajnost volatilnosti u modelima sa prisutnim strukturnim lomovima preuveličano.

Tabela 5.3 Rezultati efekta preliivanja šokova od tržišta deviznog kursa ka tržištu akcija u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope

	BELEXLIN GARCH		PX PGARCH		WIG TGARCH		BUX TGARCH		RTS TGARCH	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri u jednačini uslovne varijanse										
C	0,115	1,171	0,053*	0,175*	0,017*	0,041*	0,055*	0,135	0,058*	0,423*
α	0,206***	0,118***	0,110*	0,099*	0,042*	0,034*	0,049*	0,024***	0,058*	0,042*
β	0,796*	0,781*	0,856*	0,804*	0,914*	0,898*	0,880*	0,834*	0,883*	0,857*
γ	—	—	—	—	0,046*	0,058*	0,069*	0,111*	0,0543*	0,071*
μ	—	—	0,398*	0,450*	—	—	—	—	—	—
δ	—	—	1,303*	1,572*	—	—	—	—	—	—
ω	0,124	0,123	0,120*	0,201***	0,049*	0,058**	0,070***	0,110***	0,213*	0,264*
ν	3,839*	4,386*	9,296*	9,665*	8,201*	8,355*	12,052*	12,919*	6,755*	7,004*
k	—	—	—	—	—	—	—	—	-0,082*	-0,085*
Panel B. Testovi dijagnoze										
LL	-1069	-1060	-5941	-5929	-5873	-5864	-5621	-5603	-7357	-7340
AIC	4,2496	4,2270	3,1743	3,1694	3,1323	3,1289	3,4779	3,4685	4,0501	4,0435
SIC	4,3162	4,3187	3,1943	3,1943	3,1472	3,1489	3,4986	3,4948	4,0705	4,0725
HQC	4,2757	4,2630	3,1815	3,1783	3,1376	3,1361	3,4853	3,4779	4,0574	4,0538
LB(Q)	27,70	20,97	20,15	23,32	19,34	19,48	14,15	14,53	16,74	14,04
LB(Q ²)	9,17	12,44	25,26	63,16 [¶]	22,73	22,07	8,24	14,13	12,50	10,02
ARCH	0,332	0,371	0,881	1,241	1,812	1,899	0,433	0,767	0,887	0,635
P(60)	62,34	52,17	82,26	53,38	68,98	67,16	81,37	64,59	70,33	67,40

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol ν označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji, a parametar k meri asimetriju u asimetričnoj Studentovoj raspodeli. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. ARCH stoji za ARCH(LM) test hetroskedastičnosti za 10 legova. P(60) je Pearsonov test adekvatnosti teorijske raspodele. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. — označava prazno polje. ¶ označava LB(Q²) test sa 50 legova.

Izvor: Kalkulacija autora

Asimetričan efekat je prisutan kod svih indeksa, sem kod BELEXLINE indeksa. Na češkom tržištu akcija, ocenu asimetričnog efekta određuje parametar μ . On je statistički značajan i pozitivan, što znači da negativni šokovi na tržištu akcija imaju većeg uticaja na uslovnu varijansu od pozitivnih šokova. Ovi nalazi su konzistentni sa rezultatima DCC modela gde je preko EGARCH modela takođe sugerisano da negativni šokovi imaju jačeg efekta. Na tržištima akcija Poljske, Mađarske i Rusije parametar γ određuje asimetričan efekat. On je statistički značajan i pozitivan što takođe ukazuje da na ovim tržištima negativni šokovi imaju jačeg efekta.

Ono što je interesantno je da se asimetrični efekti razlikuju između modela ocenjenih sa strukturnim lomovima i bez njih. Drugim rečima, kod svih modela sa uključenim veštačkim promenljivama, asimetričan efekat je veći u odnosu na modele bez veštačkih promenljivih. Ovim putem su potvrđene tvrdnje Marsela i drugih (Marcelo i drugih, 2008), koji su ukazali da ocene asimetričnog efekta u GARCH modelima mogu biti pristrasne ako su prisutni strukturni lomovi u seriji zavisne varijable.

Prosečan efekat preliivanja šokova sa deviznog tržišta se meri parametrom ω , i on ukazuje da je ovaj efekat prisutan u svim zemljama sem u Srbiji. Drugim rečima, srpski indeks ne reaguje na promene fluktuacija koje dolaze sa deviznog tržišta. Ovaj rezultat je očekivan pošto je u poglavlju 4.1.1 utvrđeno preko DCC modela da ne postoji korelativan odnos između srpskog tržišta akcija i tržišta deviznog kursa. Što se tiče drugih zemalja, najjači udar trpi ruski RTS indeks od rublje, odnosno investitori na ruskom tržištu su najosetljiviji na šokove koji dolaze sa ruskog deviznog tržišta. Sa druge strane, najniži efekat podnosi poljski WIG od zlota. Poredeći modele sa strukturnim lomovima i bez njih, opaža se da se ω parametri razlikuju između ovih modela, i da je efekat preliivanja jači u modelima sa veštačkim promenljivama. Ovi rezultati potvrđuju nalaze Juinga i Malika (Ewing i Malik, 2005), Hvanga (Huang, 2012), i Janga i Maderiča (Jung i Maderitsch, 2014), koji su tvrdili da efekat preliivanja šokova može biti pogrešan u GARCH modelima ako se strukturni lomovi ne uzmu u obzir.

Panel B u tabeli 5.3 prikazuje rezultate verodostojnosti ocenjenih modela. U svim modelima LB(Q) i LB(Q²) testovi sugerišu odsustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti, a ARCH test daje dodatnu potvrdu da su reziduali homoskedastični. Vrednost LL i tri informaciona kriterijuma ukazuju koji su modeli bolji za empirijske serije, odnosno da li modeli sa ili bez uključivanja strukturnih lomova. Model sa većom vrednošću Log likelihood je bolji

model, dok su kod informacionih kriterijuma bolji modeli koji imaju njihove niže vrednosti. Kod svih indeksa, LL vrednosti su veće kod modela sa strukturnim lomovima, dok na isti zaključak navode i niže vrednosti AIC i HQC u modelima sa strukturnim lomovima. U slučaju Srbije, Poljske i Rusije, SIC vrednosti su niže kod modela bez strukturnih lomova, međutim to ne treba da zabrinjava pošto SIC kriterijum generalno favorizuje modele sa manjim brojem parametara. Zbog uključivanja veštačkih promenljivih, modeli sa strukturnim lomovima imaju između 3 i 6 parametara više, a zbog toga i veću vrednost SIC. Svi u parametri Studentove-t distribucije su statistički značajni, a u slučaju Rusije to je i asimetrični k parametar, što ukazuje da ove teorijske raspodele adekvatno prepoznaju empirijske distribucije. Pearsonov test dodatno doprinosi ovoj tvrdnji, pošto su njegove vrednosti statistički značajne za sve modele. Čak se može primetiti da su u svim modelima sa strukturnim lomovima vrednosti P(60) testa niže, što znači da teorijske distribucije u modelima sa lomovima bolje odgovaraju empirijskim serijama.

5.1.2. Rezultati prelivanja šokova od tržištu akcija ka deviznom tržištu ocenjenih preko univariacionog GARCH modela u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope

U ovom poglavlju se prikazuju rezultati obrnutog prelivanja šokova, odnosno od tržišta akcija ka deviznom tržištu. Tabela 5.4 prikazuje ocenjene parametre u optimalnim GARCH modelima, kao i testove dijagnoze. Parametri α i β su statistički značajni u svim modelima, ali uslov $\alpha + \beta < 1$ nije ispunjen u modelu za dinar bez lomova, i u modelima za krunu sa i bez lomova, kao i u modelu forinte bez lomova. Kao što je ranije rečeno, u ovim modelima je nemoguće utvrditi istrajnost varijanse, odnosno stepen memorije GARCH modela. Takođe, slično kao u slučaju modela nacionalnih indeksa, niža istrajnost uslovne varijanse je primetna u modelima valuta sa uključenim veštačkim promenljivama. Drugim rečima, prisustvo strukturnih lomova neopravdano povećava istrajnost varijanse.

Što se tiče asimetričnog efekta, on je prisutan na deviznim tržištima Poljske, Mađarske i Rusije. Iako je SIC kriterijum preporučio za krunu PGARCH model, parametar μ nije statistički značajan što znači da na ovom tržištu ne postoji leveridž efekat. Na deviznom tržištu Poljske, parametar ψ_1 je pozitivan i statistički značajan, što ukazuje da pozitivni šokovi, tj. depresijacija, ima većeg efekta na uslovnu varijansu od apresijacije. Na deviznom tržištu Rusije je isti slučaj,

samo je jačina tog efekta na ruskom deviznom tržištu malo manja u odnosu na poljsko devizno tržište, kako sugerirše parametar ψ_2 .

Tabela 5.4 Rezultati efekta preliivanja šokova od tržišta akcija ka deviznom tržištu u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope

	Dinar GARCH		Kruna PGARCH		Zlot EGARCH		Forint PGARCH		Rublja EGARCH	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri u jednačini uslovne varijanse										
C	0,018***	0,053**	0,002	0,003***	0,444	0,139	0,007**	0,025	0,121	0,196
α	0,268*	0,231*	0,081*	0,081*	-0,351*	-0,319**	0,105*	0,107*	-0,486*	-0,404*
β	0,779*	0,549*	0,931*	0,927*	0,986*	0,975*	0,900*	0,876*	0,995*	0,980*
ψ_1	—	—	—	—	0,060*	0,069*	—	—	0,063*	0,058*
ψ_2	—	—	—	—	0,258*	0,236*	—	—	0,214*	0,186*
μ	—	—	-0,014	-0,044	—	—	-0,412*	-0,462*	—	—
δ	—	—	1,016*	1,064*	—	—	1,089*	1,141*	—	—
ω	-0,008*	-0,008*	0,001*	0,001*	0,052*	0,050*	0,002*	0,003**	0,011*	0,011*
v	3,616*	5,600*	4,851*	4,871*	8,563*	9,065*	5,630*	5,909*	0,011*	0,011*
k	—	—	—	—	0,095*	0,097*	0,146*	0,141*	6,863*	7,168*
Panel B. Testovi dijagnoze										
LL	-543	-530	-972	-969	-2824	-2810	-2354	-2340	-2683	-2670
AIC	2,1727	2,1370	0,5235	0,5235	1,5101	1,5045	1,4605	1,4541	1,4801	1,4756
SIC	2,2311	2,2287	0,5384	0,5435	1,5300	1,5294	1,4812	1,4804	1,4972	1,4994
HQC	2,1956	2,1729	0,5287	0,5306	1,5172	1,5134	1,4679	1,4635	1,4862	1,4841
LB(Q)	24,48	25,93	12,85	13,03	22,23	20,81	13,74	13,76	18,99	16,61
LB(Q ²)	10,94	12,56	2,75	2,38	61,37 [¶]	61,27 [¶]	0,30	0,27	19,11	14,81
ARCH	0,486	0,494	0,135	0,121	2,495*	2,209	0,014	0,014	1,208	0,697
P(60)	46,01	68,26	56,19	49,73	57,06	35,09	38,62	46,18	57,47	53,02

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol v označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji, a parametar k meri asimetriju u asimetričnoj Studentovoj raspodeli. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. ARCH stoji za ARCH(LM) test hetroskedastičnosti za 10 legova. P(60) je Pearsonov test adekvatnosti teorijske raspodele. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. — označava prazno polje. ¶ označava LB(Q²) test sa 50 legova.

Izvor: Kalkulacija autora

Za seriju mađarske forinte je optimalan PGARCH model, a negativan μ parametar ukazuje na isti zaključak kao i kod poljskog i ruskog tržišta, a to je da depresijacija ima jačeg efekta od apresijacije, što je očekivano. U sve tri zemlje kod kojih je primećen asimetrični efekat, vrednosti parametara se razlikuju, što može biti dokaz da prisustvo strukturnih lomova utiče na njihovu pristrasnost.

Parametar ω meri prosečan efekat preliivanja sa tržišta akcija na tržište deviznog kursa, i svi ω parametri su visoko statistički značajni, ali uz vrlo niske vrednosti, koje su blizu nule. Ovakvi rezultati ukazuju da šokovi koji dolaze sa tržišta akcija nemaju jačeg efekta na tržište deviznog kursa. Ranije iznete tvrdnje da zemlje u razvoju imaju tzv. strah od fluktuiranja valuta, i da vode *de facto* politiku što stabilnijeg deviznog kursa, apsolutno su u skladu sa ovim nalazima.

Drugim rečima, nacionalne centralne banke sa značajnim intervencijama na deviznom tržištu pokušavaju da što više smanje fluktuiranje deviznog kursa jer je on varijabla, čija se nestabilnost vrlo brzo reperkutuje na ostale makroekonomske agregate. Između ostalog i na tržište akcija, kao što je viđeno u prethodnom poglavlju. Takođe, može se videti da se vrednost parametra ω u glavnom ne razlikuje posmatrano između modela sa strukturnim lomovima i bez njih. Verovatan razlog je taj što je efekat preliivanja toliko mali da na njegovu vrednost ne može uticati prisustvo strukturnih lomova.

Što se tiče adekvatnosti ocenjenih modela, može se videti da svi modeli nemaju problema sa serijskom korelacijom i vremenski promenljivom varijansom, kao što sugerišu Ljung-Box Q testovi za obične i kvadrirane reziduale. Kod svih modela, LL vrednost daje prednost GARCH specifikacijama sa strukturnim lomovima. Takođe, AIC i HQI u svim modelima, sem češke krune preferiraju modele sa veštačkim promenljivim. Generalno, može se zaključiti, na bazi rezultata u tabelama 5.3 i 5.4, da ubacivanje višestrukih strukturnih lomova u modele doprinosi poboljšanju njihovih performansi. Parametri v i k u Studentovoj-t i asimetričnoj Studentovoj-t distribuciji su visoko statistički značajni, što ukazuje da ove teorijske raspodele adekvatno prepoznaju debele repove i asimetričnost empirijskim distribucijama. Takođe, svi Pearsonovi testovi su statistički značajni, što doprinosi prethodno iznetoj tvrdnji.

5.1.3. Rezultati prelivanja šokova od deviznog tržišta ka tržištu akcija ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Azije

U nastavku se prikazuju rezultati prelivanja šokova sa deviznog tržišta na tržište akcija u zemljama Azije, a tabela 5.5 prikazuje ocenjene parametre u modelima sa strukturnim lomovima i bez njih. Može se primetiti da je za sve indekse u tabeli 5.5 optimalan asimetrični TGARCH model. Prema SIC kriterijumu u tabeli 5.1, za korejski indeks KOSPI je određen optimalni EGARCH, međutim pošto je ovaj model imao problema da konvergira kad je dodata serija reziduala korejske valute u jednačinu uslovne varijanse, umesto njega je korišćen drugi najbolji model, odnosno TGARCH. Svi parametri α i β su statistički značajni uz zadovoljenje uslova $\alpha + \beta < 1$, što ukazuje na stacioniranost u varijansi. Takođe, zbir α i β ukazuje na istrajnost varijanse, odnosno na moć predviđanja modela, i može se videti da u svim modelima sa strukturnim lomovima, zbir α i β je manji od zbira α i β u modelima bez strukturnih lomova. Istrajnost varijanse je posebno smanjena kod turskog XU100 indeksa u modelu sa strukturnim lomovima. Kao i slučaju prethodne grupe zemalja, verovatan razlog neopravdano visoke istrajnosti varijanse je prisustvo višestrukih strukturnih lomova u seriji zavisne varijable. Parametar γ koji meri leveridž efekat na tržištima akcija izabranih zemalja u Aziji, je pozitivan i visoko statistički značajan u svim zemljama. Pozitivna vrednost sugerise da negativni šokovi imaju jačeg uticaja od pozitivnih šokova na uslovnu varijansu. Ovi nalazi su očekivani i u skladu sa ranije ocenjenim multivarijacionim DCC modelima. Takođe, može se videti da se asimetrični efekat u većini zemalja razlikuje značajno između modela sa strukturnim lomovima i bez njih (jedini izuzetak je izraelski TA25 indeks). Ovi nalazi su u skladu sa tvrdnjama Marsela i drugih (Marcelo i drugi, 2008), da strukturni lomovi mogu da izazovu pristrasnost asimetričnih parametara u GARCH modelima. Treba reći još da je leveridž efekat najizraženiji kod indijskog SENSEX indeksa u modelu sa strukturnim lomovima i iznosi 0,222.

Što se tiče efekta prelivanja šokova sa deviznog tržišta, parametar ω je relativno visok i statistički značajan u skoro svim zemljama, što znači da oscilatorno kretanje nacionalnih valuta u proseku ima uticaja na volatilitnost tržišta akcija. Jedini izuzetak je tržište akcija Izraela gde je ovaj direktni uticaj izuzetno mali u modelu bez strukturnih lomova, a kad se dodaju veštačke promenljive on postaje statistički neznačajan. Kod ostalih zemalja, naročito se ističe veličina ω parametra kod Turske, gde je on neuporedivo visok u odnosu na sve druge zemlje, čija vrednost

u modelu sa strukturnim lomovima i iznosi 0,736. To znači da 1% promena na deviznom tržištu uslovljava rast volatilnosti na turskom tržištu akcija od 0,736%. Ovakvi rezultati su konzistentni sa nalazima dinamičke korelacije, jer je Turska imala najjače izraženu korelaciju između dva tržišta od svih analiziranih zemalja, sa prosečnom vrednošću od -0,310. Kao i u prethodnim poglavljima, evidentno je da se vrednosti efekta prelivanja razlikuju između modela sa strukturnim lomovima i bez njih, što je verovatno posledica prisustva strukturnih lomova na tržištima akcija.

Tabela 5.5 Rezultati efekta prelivanja šokova od tržišta deviznog kursa ka tržištu akcija u zemljama Azije

	TA25 TGARCH		XU100 TGARCH		SENSEX TGARCH		SET TGARCH		KOSPI TGARCH	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri u jednačini uslovne varijanse										
C	0,017*	0,037**	0,120**	3,229*	0,044*	0,206*	0,032*	0,184*	0,012**	0,309*
α	-0,007***	-0,009**	0,074*	0,040**	0,026*	-0,001	0,070*	0,038*	0,021*	-0,032*
β	0,911*	0,901*	0,817*	0,530*	0,845*	0,808*	0,835*	0,808*	0,913*	0,868*
γ	0,160*	0,163*	0,085*	0,147*	0,172*	0,222*	0,106*	0,141*	0,098*	0,186*
ω	0,031**	0,030	0,223**	0,736*	0,112*	0,127*	0,120*	0,083*	0,048**	0,084*
ν	11,967*	12,180*	7,795*	10,060*	9,092*	10,496*	7,724*	8,103*	8,340*	9,748*
k	-0,118*	-0,114*	—	—	-0,064*	-0,065*	—	—	-0,117*	-0,128*
Panel B. Testovi dijagnoze										
LL	-6240	-6234	-7597	-7541	-6165	-6135	-5904	-5881	-6250	-6205
AIC	3,2844	3,2837	4,1135	4,0869	3,3592	3,3449	3,2182	3,2081	3,3863	3,3632
SIC	3,3008	3,3084	4,1320	4,1155	3,3761	3,3686	3,2334	3,2301	3,4014	3,3834
HQC	3,2902	3,2925	4,1201	4,0971	3,3652	3,3534	3,2236	3,2359	3,3917	3,3704
LB(Q)	19,72	19,29	18,01	21,92	28,15	27,32	25,01	24,44	20,18	16,16
LB(Q ²)	21,85	19,88	55,36 [¶]	54,25 [¶]	19,68	23,00	1,76	1,57	20,43	28,93
ARCH	1,054	1,008	1,761	1,642	1,126	1,179	0,091	0,084	1,184	1,714
P(60)	79,59**	89,52*	58,45	53,61	61,42	43,15	88,80	70,55	104,52*	90,04*

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol ν označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji, a parametar k meri asimetriju u asimetričnoj Studentovoj raspodeli. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. ARCH stoji za ARCH(LM) test hetroskedastičnosti za 10 legova. P(60) je Pearsonov test adekvatnosti teorijske raspodele. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. — označava prazno polje. ¶ označava LB(Q²) test sa 50 legova.

Izvor: Kalkulacija autora

Adekvatnost ocenjenih modela je prikazana u panelu B tabele 5.5. Kako LB(Q) i LB(Q²) testovi sugerišu, svi modeli nemaju problema sa autokorelacijom i heteroskedastičnošću, samo se kod XU100 indeksa odsustvo heteroskedastičnosti beleži na većem nivo legova. Sve vrednosti Log likelihood daju prednost modelima strukturnim lomovima, što je isto slučaj i kod većine informacionih kriterijuma. Međutim, u slučaju izraelskog TA25, SIC i HQC preferiraju modele bez lomova, a kod tajlandskog SET indeksa takav slučaj je sa HQC. Pošto su kod TA25 indeksa dva kriterijuma za, a dva protiv, zaključilo bi se da je u tom slučaju neodređeno koji je model bolji. Kod SET indeksa, odnos je tri prema jedan u korist modela sa lomovima, pa je ovde situacija jasnija. Parametri v i k u svim zemljama su visoko statistički značajni što opravdava odabir teorijskih distribucija sa teškim repovima i elementom asimetričnosti. Iako su svi parametri Studentovih distribucija u svim zemljama statistički značajni, vrednosti Pearsonovog testa za Izrael i Koreju ukazuju da bi možda neka druga teorijska distribucija bolje odgovarala empirijskoj raspodeli.

5.1.4. Rezultati preliivanja šokova od tržištu akcija ka deviznom tržištu ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Azije

Rezultati obrnutog efekta preliivanja se prikazuju u ovom poglavlju, a tabela 5.6 sadrži ocenjene parametre uslovne varijanse i dijagnostičke testove. Iz tabele 5.6 se može videti da je većina α i β parametara statistički značajna uz ispunjavanje uslova $\alpha + \beta < 1$. Jedino kod indijskog rupija, α parametri nisu značajni. Kao i u prethodna tri poglavlja, i ovde je evidentno da je istrajnost varijanse manja u modelima sa strukturnim lomovima. Na tržištima valuta, jedino je na turskom i indijskom deviznom tržištu prisutan asimetrični efekat, a optimalni modeli su asimetrični TGARCH i EGARCH. Kod turske lire, asimetrični parametar γ je negativan, što ukazuje da pozitivni šokovi imaju jačeg efekta. Kao što je ranije rečeno, pozitivni šokovi se u stopama prinosa iskazuju kao depresijacije valute. Kod indijske lire, zaključak je isti jer je asimetrični parametar ψ_1 pozitivan, a pozitivan ψ_1 parametar ukazuje da pozitivni šokovi imaju predominantan efekat na uslovnu varijansu.

Parametri koji mere obrnuti efekat preliivanja (ω), kao i u slučaju prethodne grupe zemalja u usponu, imaju veoma male vrednosti, što implicira da šokovi koji se dese na tržištu akcija, u proseku nemaju gotovo nikakvog efekta na uslovnu varijansu nacionalnih valuta. Kao

što je ranije rečeno, stabilnost nacionalnih valuta je jedan od prioriteta svake zemlje u usponu koja *de facto* vodi politiku stabilnog kursa, i koja zbog toga čini značajne napore u cilju što veće amortizacije šokova koji dolaze sa raznih strana. Prema tome, ovakvi rezultati nisu iznenađenje.

Tabela 5.6 Rezultati efekta preliivanja šokova od tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa u zemljama Azije

	Šekel GARCH		Lira TGARCH		Rupi EGARCH		Baht GARCH		Von GARCH	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri u jednačini uslovne varijanse										
C	0,001***	0,038***	0,028*	0,002	-0,987*	-0,366	0,003**	0,034**	0,004**	0,062
α	0,034*	0,039*	0,227*	0,248*	-0,208	-0,112	0,039*	0,040*	0,059*	0,078*
β	0,959*	0,896*	0,738*	0,627*	0,987*	0,975*	0,947*	0,912*	0,928*	0,857*
γ	—	—	-0,099*	-0,139*	—	—	—	—	—	—
ψ_1	—	—	—	—	0,023***	0,024***	—	—	—	—
ψ_2	—	—	—	—	0,107*	0,085*	—	—	—	—
ω	0,001***	0,002	0,008	0,012*	0,016*	0,015*	0,002*	0,002*	0,001**	0,003
ν	8,087*	8,865*	7,607*	8,242*	9,895*	10,298*	7,863*	8,197*	8,651*	9,903*
k	—	—	0,121*	0,123*	—	—	—	—	—	—
Panel B. Testovi dijagnoze										
LL	-3442	-3428	-4212	-4174	-3430	-3420	-3337	-3328	-3594	-3582
AIC	1,8130	1,8072	2,2823	2,2648	1,8711	1,8673	1,8209	1,8173	1,9485	1,9446
SIC	1,8261	1,8252	2,2974	2,2883	1,8863	1,8893	1,8344	1,8359	1,9603	1,9648
HQC	1,8177	1,8136	2,2876	2,2731	1,8765	1,8751	1,8257	1,8239	1,9527	1,9518
LB(Q)	18,47	19,37	23,11	22,40	21,68	23,61	21,61	20,14	18,47	16,61
LB(Q ²)	15,51	17,19	29,02	29,15	18,98	16,87	15,15	16,28	26,29	21,57
ARCH	0,618	0,597	0,606	0,639	1,438	1,257	0,846	0,877	1,449	0,859
P(60)	70,47	60,42	37,26	55,82	51,47	65,14	70,78	56,12	57,20	47,30

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturalnih lomova i sa strukturalnim lomovima. Simbol ν označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji, a parametar k meri asimetriju u asimetričnoj Studentovoj raspodeli. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. ARCH stoji za ARCH(LM) test hetroskedastičnosti za 10 legova. P(60) je Pearsonov test adekvatnosti teorijske raspodele. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. Simbol — označava prazno polje.

Izvor: Kalkulacija autora

Testovi dijagnoze su vrlo dobri, i ukazuju da su reziduali u svim modelima nasumični, odnosno da su beli šum. ARCH test dodatno potvrđuje odsustvo heteroskedastičnosti u svim modelima. Kod svih modela, Log likelihood vrednosti, AIC i HQC informacijski kriterijumi daju prednost modelima sa strukturnim lomovima, čime se potvrđuje treća pomoćna hipoteza, koja kaže da uključivanje lomova u GARCH modele poboljšava performanse istih. Kod indijskog rupija, tajlandskog bahta i korejskog vona, SIC kriterijum preferira modele sa lomovima. Međutim, kao što je ranije rečeno, kod SIC kriterijuma to nije neočekivano jer on generalno daje prednost modelima sa manjim brojem ocenjenih parametara. Što se tiče adekvatnosti odabranih teorijskih raspodela, parametri v i k ukazuju da je izbor Studentovih distribucija opravdan, a statistički značajni Pearsonovi testovi u svim serijama doprinose ovoj konstataciji.

5.1.5. Rezultati preliivanja šokova od deviznog tržišta ka tržištu akcija ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike

U ovom poglavlju se prikazuju rezultati optimalnih GARCH modela, koji mere efekat preliivanja od deviznog tržišta ka tržištu akcija u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike. Tabela 5.7 prikazuje ocenjene parametre i testove dijagnoze. Većina parametara α i β su statistički značajni, ali vrednosti parametra α se pojavljuju sa različitim predznakom. Na primer, kod indonežanskog JCI indeksa, kod malezijskog FTSEKLCI indeksa i kod meksičkog IPC i brazilskog BOVSPA indeksa sa lomovima, parametar α ima negativnu vrednost. To znači da rast frekventnosti kvadrata reziduala zavisne promenljive utiče na smanjivanje njene volatilnosti, što nema velikog smisla. U suštini, α i β treba da budu pozitivni, pa se u modelima u kojima je α manja od nule ne može odrediti istrajnost varijanse. Jedino kod singapurskog STI indeksa, u modelima sa i bez lomova parametar α je pozitivan, a zbir $\alpha + \beta$ je manji u modelu sa lomovima, što je u skladu sa ranije iznetom tvrdnjom da uključivanje strukturnih lomova u model, vernije prikazuje, odnosno smanjuje istrajnost varijanse.

Svi indeksi prijavljuju prisustvo asimetričnog efekta, a on je ocenjen kod JCI i FTSEKLCI indeksa preko EGARCH modela, a kod STI, IPC i BOVESPA indeksa preko TGARCH modela. Takođe, svi asimetrični parametri su visoko statistički značajni. Negativna vrednost parametara ψ_1 dovodi do zaključka da negativni šokovi, odnosno neočekivan pad vrednosti indeksa, imaju većeg uticaja na uslovnu varijansu zavisne promenljive od pozitivnih

šokova, tj. neočekivanog rasta vrednosti indeksa. Kod TGARCH modela svi γ parametri su pozitivni i statistički značajni, što podrazumeva isti zaključak kao i negativni ψ_1 parametar. Kod EGARCH modela, veći asimetrični efekat se primećuje na indonežanskom tržištu akcija, a kod TGARCH modela najveći asimetričan efekat je na meksičkom tržištu.

Tabela 5.7 Rezultati efekta preliivanja šokova od tržišta deviznog kursa ka tržištu akcija u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike

	JCI EGARCH		FTSEKLCI EGARCH		STI TGARCH		IPC TGARCH		BOVESPA TGARCH	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri u jednačini uslovne varijanse										
C	-0,103	0,043	-0,691*	0,191	0,004	0,047*	0,014**	0,351*	0,057	0,248*
α	-0,287*	-0,265*	-0,295**	-0,191*	0,032*	0,023*	0,010	-0,017*	0,005	-0,010*
β	0,956*	0,935*	0,984*	0,966*	0,920*	0,901*	0,908*	0,894*	0,921*	0,881*
γ	—	—	—	—	0,072*	0,083*	0,123*	0,154*	0,091*	0,125*
ψ_1	-0,107*	-0,128*	-0,073*	-0,078*	—	—	—	—	—	—
ψ_2	0,284*	0,261*	0,244*	0,228*	—	—	—	—	—	—
ω	0,086*	0,081*	0,125*	0,121*	0,038*	0,028***	0,035*	0,027*	0,021**	0,022***
v	6,399*	6,647*	4,664*	4,812*	8,806*	8,890*	7,541*	8,421*	10,214*	11,755*
k	-0,074*	-0,084*	—	—	-0,083*	-0,077*	-0,063*	-0,066*	—	—
Panel B. Testovi dijagnoze										
LL	-5908	-5897	-3920	-3909	-5204	-5190	-5874	-5848	-7305	-7283
AIC	3,2518	3,2484	2,0694	2,0652	2,8011	2,7961	3,1145	3,1037	3,8196	3,8098
SIC	3,2688	3,2739	2,0842	2,0849	2,8178	2,8212	3,1310	3,1302	3,8343	3,8293
HQC	3,2579	3,2575	2,0747	2,0722	2,8070	2,8051	3,1203	3,1131	3,8249	3,8167
LB(Q)	20,79	17,53	26,64	22,36	23,50	22,74	15,54	14,48	18,90	18,02
LB(Q ²)	21,67	23,56	26,35	18,35	26,15	26,62	11,11	12,30	18,11	20,96
ARCH	0,917	0,837	1,839	1,116	1,546	1,455	0,650	0,789	1,224	1,398
P(60)	54,35	65,33	92,67	85,85	71,34	76,85	85,47	87,66	388,45*	389,98*

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol v označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji, a parametar k meri asimetriju u asimetričnoj Studentovoj raspodeli. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. ARCH stoji za ARCH(LM) test hetroskedastičnosti za 10 legova. P(60) je Pearsonov test adekvatnosti teorijske raspodele. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. Simbol — označava prazno polje.

Izvor: Kalkulacija autora

Svi ω parametri koji mere efekat prelivanja šokova sa deviznog tržišta su statistički značajni, a najviše fluktuacije malezijskog ringita utiču na malezijski FTSEKLCI indeks, dok je najmanji prosečan efekat zabeležen između brazilskog deviznog tržišta i tržišta akcija. Generalno, kod ove grupe zemalja efekat prelivanja nije jako izražen, a to je u skladu sa nalazima u tabeli 4.6, u kojoj se nalazi podatak da je prosečna apsolutna dinamička korelacija u ovim zemljama bila ispod 0,1 za sve zemlje, sem Indonezije kod koje taj procenat iznosi 0,105, što je isto relativno nisko.

Što se tiče adekvatnosti modela u tabeli 5.7, svi modeli prijavljuju da su obični i kvadrirani reziduali stacionarni, pošto su $LB(Q)$ i $LB(Q^2)$ testovi za 20 legova visoko statistički značajni. ARCH test za 10 legova dodatno ukazuje na odsustvo heteroskedastičnosti. Sve Log likelihood vrednosti su veće kod modela sa uključenim strukturnim lomovima, a takođe svi AIC i HQC kriterijumi daju prednost modelima sa lomovima jer su njihove vrednosti niže u modelima sa lomovima. Kod Indonezije, Malezije i Singapura, SIC kriterijum daje prednost modelima bez lomova, ali ti nije neobično pošto ovaj kriterijum generalno favorizuje „štedljivije“ modele, odnosno modele sa manje parametara. Izbor teorijskih raspodela je dobar, jer su svi v i k parametri statistički značajni, odnosno dobro prepoznaju leptokurtičnost i asimetričnost ulevo u empirijskim distribucijama. Sve vrednosti Pearsonovi testova su relativno niske, odnosno statistički značajne, sem u slučaju Brazila, što sugeriše da je odabrana teorijska raspodela u modelima dobra. Kod Brazila ova vrednost je visoka i nije značajna, što ukazuje da bi neka druga teorijska raspodela bolje prepoznala empirijsku distribuciju zavisne varijable. Međutim, ovo ne znači da je odabir Studentove-t distribucije pogrešan.

5.1.6. Rezultati prelivanja šokova od tržišta akcija ka deviznom tržištu ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike

Obrnuti efekat prelivanja šokova u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike se prezentuje u ovom poglavlju, a tabela 5.8 prikazuje rezultate ocenjenih parametara i dijagnostičke testove modela. Na deviznim tržištima ovih zemalja, jedino u modelima za Meksiko i Brazil, vrednosti parametra α su negativne, što nije u skladu sa pretpostavkama GARCH modela, odnosno u ovim modelima nije moguće videti kolika je istrajnost varijanse. U

ostale tri zemlje, istrajnost varijanse je prilično visoka, ali je i niža u modelima sa uključenim strukturnim lomovima.

Tabela 5.8 Rezultati efekta preliivanja šokova od tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike

	Rupi TGARCH		Ringit GARCH		Dolar GARCH		Pezos EGARCH		Real EGARCH	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri u jednačini uslovne varijanse										
C	0,010*	0,008**	0,002**	0,016*	0,001**	0,020*	-0,608*	-0,050	-0,173	1,256
α	0,084*	0,078*	0,028*	0,025*	0,031*	0,028*	-0,454*	-0,353**	-0,353*	-0,280**
β	0,916*	0,921*	0,965*	0,956*	0,963*	0,949*	0,985*	0,942*	0,975*	0,928*
γ	-0,040*	-0,039**	—	—	—	—	—	—	—	—
ψ_1	—	—	—	—	—	—	0,077*	0,091*	0,085*	0,101*
ψ_2	—	—	—	—	—	—	0,221*	0,172*	0,270*	0,263*
ω	0,002	0,003	0,001	0,000	0,000	0,000	0,016*	0,015*	0,005	0,003
v	5,259*	5,314*	8,647*	8,713*	8,211*	8,330*	8,662*	9,848*	7,056*	8,142*
k	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
Panel B. Testovi dijagnoze										
LL	-4074	-4072	-3279	-3271	-2547	-2535	-4305	-4280	-5207	-5176
AIC	2,2432	2,2453	1,7306	1,7285	1,3721	1,3679	2,2836	2,2719	2,7249	2,7115
SIC	2,2568	2,2691	1,7421	1,7466	1,3838	1,3864	2,2985	2,2917	2,7428	2,7376
HQC	2,2480	2,2538	1,7347	1,7349	1,3763	1,3745	2,2889	2,2790	2,7313	2,7208
LB(Q)	11,85	12,25	22,23	21,93	27,71	24,61	14,86	12,74	18,17	15,82
LB(Q ²)	20,57	20,81	8,78	9,23	10,95	9,57	29,33	18,95	11,67	14,73
ARCH	0,289	0,318	0,242	0,278	0,640	0,629	1,214	0,773	0,078	0,214
P(60)	68,43	80,99	67,11	46,27	71,82	83,49	66,64	71,34	59,97	69,75

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol v označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji, a parametar k meri asimetriju u asimetričnoj Studentovoj raspodeli. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. ARCH stoji za ARCH(LM) test hetroskedastičnosti za 10 legova. P(60) je Pearsonov test adekvatnosti teorijske raspodele. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. Simbol — označava prazno polje.

Izvor: Kalkulacija autora

Leveridž efekat je primetan da postoji na deviznim tržištima Indonezije, Meksika i Brazila, pošto su svi parametri koji mere asimetričan efekat u ovim modelima statistički

značajni. U skladu sa očekivanjima, na ovim deviznim tržištima neočekivani pad vrednosti nacionalne valute ima većeg efekta na uslovnu varijansu od rasta vrednosti nacionalne valute istog intenziteta. Na ovakav zaključak navode negativni γ parametri u slučaju Indonezije i pozitivni ψ_1 parametri u slučaju Meksika i Brazila. Takođe je primetno da se asimetrični efekti razlikuju između modela sa i bez lomova, posebno u slučajevima Meksika i Brazila, što se može pripisati prisutnosti strukturnih lomova na deviznim tržištima ovih zemalja. Sa druge strane, asimetričan efekat nije zabeležen na deviznim tržištima Malezije i Singapura. Što se tiče efekta prelivanja šokova sa tržišta akcija, ω parametri nisu statistički značajni u svim zemljama, sem u Meksiku. Međutim, u Meksiku iako su ovi parametri značajni, njihove vrednosti su veoma male.

Ovakvi rezultati ukazuju da neočekivani šokovi koji se dese na tržištima akcija ovih zemalja, u proseku nemaju gotovo nikakav uticaj na volatilnost na nacionalnim deviznim tržištima. Ovi nalazi nisu neočekivani, i slični su ostalim rezultatima zemalja u usponu. Kao što je ranije rečeno, sve centralne banke zemalja u usponu ulažu značajne napore u cilju što većeg smanjenja volatilnosti nacionalnih valuta, jer su svesne kakav negativna efekat ostavlja nestabilna nacionalna valuta na čitav sistem. Prema tome, generalan obrazac se može primetiti na svim do sada analiziranim ekonomijama zemalja u usponu, a to je da neuporedivo veći efekat prelivanja ima devizni kurs na tržište akcija, nego obrnuto. Razlog za ovakav rezultat je činjenica da na tržištu kapitala ne postoji intervencija države preko diskrecione ekonomske politike u cilju njegovog stabilizovanja kao na deviznom tržištu, nego vrednost tržišnih indeksa određuju tržišna ponuda i tražnja za akcijama.

Svim modelima odgovara obična Studentova-t distribucija bez asimetričnosti, a svi v parametri su statistički značajni, što ukazuje na prisustvo debelih repova u empirijskim distribucijama. Vrednosti Pearsonovih testova su relativno niske i statistički značajne, što sugeriše da je odabrana teorijska raspodela u modelima dobra. Sve LL vrednosti daju prednost modelima sa strukturnim lomovima, međutim u slučaju indonežanskog rupija AIC, SIC i HQC preferiraju model bez lomova, i kod malezijskog ringita SIC i HQC takođe daju prednost modelu bez lomova. Indonežanski TGARCH model je prvi slučaj da većina informacionih kriterijuma favorizuje model bez lomova u odnosu na model sa lomovima.

5.1.7. Rezultati preliivanja šokova od deviznog tržišta ka tržištu akcija ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u razvijenim zemljama

U cilju poređenja efekta preliivanja između zemalja u usponu i razvijenih zemalja, u ovom i narednom poglavlju se prikazuju rezultati dvosmernog preliivanja šokova između deviznog tržišta i tržišta akcija na odabranim razvijenim zemljama: SAD, Japan i Velika Britanija. U tabeli 5.9 se nalaze vrednosti ocenjenih parametara optimalnih univarijacionih GARCH modela za indekse odabranih razvijenih zemalja i testovi dijagnoze modela. Može se primetiti da nijedan GARCH model u tabeli 5.9 ne daje informacije o istrajnosti varijanse, pošto je u slučajevima S&P500 i FTSE100 indeksa parametar α negativan, a u slučaju NIKKEI225 parametar α nije statistički značajan. Kako sugerišu modeli, asimetričan efekat je prisutan na svim analiziranim tržištima akcija. Na američkom i britanskom tržištu kapitala, parametar γ je pozitivan i statistički značajan, što znači da na uslovnu varijansu neočekivan pad vrednosti indeksa ima većeg efekta od neočekivanog rasta vrednosti indeksa. Na japanskom tržištu akcija, parametar ψ_1 u EGARCH modelu je negativan i statistički značajan, što dovodi do istog zaključka kao i u prethodna dva slučaja. Asimetrični parametri na sva tri tržišta akcija su malo veći u modelima sa strukturnim lomovima, što potvrđuje tvrdnju Marsela i drugih (Marcelo i drugih, 2008) da prisustvo strukturnih lomova može da izazove pogrešno ocenjivanje asimetričnih parametara.

Parametar ω meri efekat preliivanja šokova sa deviznog tržišta, i u slučaju S&P500 indeksa taj efekat je veoma mali u poređenju sa istim efektom koji su zabeleženi kod većine zemalja u usponu, dok kod FTSE100 u modelu sa strukturnim lomovima ovaj parametar uopšte nije statistički značajan. Jedino je u slučaju Japana ovaj efekat prilično visok. Ovi rezultati su u skladu sa prethodnim nalazima DCC modela i kotrljajuće regeresije. Naime, prema rezultatima dinamičke korelacije, prosečna jačina veze između tržišta akcija i deviznog kursa u Japanu iznosi 0,223, a kotrljajući parametri deviznog kursa su imali u nekim trenucima prilično visoke vrednosti, što ukazuje na jačinu uticaja deviznog kursa na zajedničku korelaciju. Drugim rečima, ovi rezultati potvrđuju navode iznete u poglavlju 4.2.4, odnosno da je Japan zemlja na čiji izvoz značajnog uticaja ima kurs jena. Nalazi istraživanja prezentovani u tabeli 5.9 su u skladu sa nekim istraživanjima koje su uradili Stavárek (2005), Kaporale i drugi (Caporale i drugi, 2014), Hatemi i Irandust (Hatemi i Irandoust, 2005) i koji su tvrdili da šokovi koji dolaze sa deviznog tržišta u razvijenim zemljama imaju vrlo skromnog uticaja na tržište akcija tih zemalja.

Tabela 5.9 Rezultati efekta prelivanja šokova od tržišta deviznog kursa ka tržištu akcija u razvijenim zemljama

	S&P500 TGARCH		NIKKEI225 EGARCH		FTSE100 TGARCH	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri u jednačini uslovne varijanse						
C	0,008*	0,039*	0,474*	0,731*	0,018*	0,049*
α	-0,029*	-0,040*	0,635	0,425	-0,015*	-0,022*
β	0,926*	0,911*	0,966*	0,938*	0,917*	0,907*
γ	0,172*	0,192*	—	—	0,166*	0,175*
ψ_1	—	—	-0,053**	-0,076*	—	—
ψ_2	—	—	0,106*	0,100*	—	—
ω	0,025*	0,022**	0,157*	0,151*	0,043**	0,031
v	9,461*	9,831*	13,245*	15,611*	14,954*	14,370*
k	-0,155*	-0,151*	—	—	-0,124*	-0,118*
Panel B. Testovi dijagnoze						
LL	-5211	-5197	-6229	-6205	-6248	-6239
AIC	2,7953	2,7903	3,4371	3,4267	3,2803	3,2784
SIC	2,8120	2,8153	3,4524	3,4506	3,2950	3,3013
HQC	2,8012	2,7992	3,4425	3,4352	3,2855	3,2865
LB(Q)	22,89	22,84	9,96	10,09	16,94	15,83
LB(Q ²)	27,88	61,75 [¶]	28,39	21,66	29,58	28,57
ARCH	2,223**	2,418*	0,750	0,616	1,859	1,891
P(60)	59,09	82,92**	92,29*	93,70*	92,83*	85,59*

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol v označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji, a parametar k meri asimetriju u asimetričnoj Studentovoj raspodeli. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane reziduale računane za 20 legova. ARCH stoji za ARCH(LM) test hetroskedastičnosti za 10 legova. P(60) je Pearsonov test adekvatnosti teorijske raspodele. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. Simbol — označava prazno polje. [¶] označava LB(Q²) test sa 50 legova.

Izvor: Kalkulacija autora

Što se tiče adekvatnosti modela, LB(Q) testovi za obične i kvadrirane rezidule ukazuju na odsustvo serijske korelacije i heteroskedastičnosti, samo je kod LB(Q²) testa za S&P500 u modelu sa lomovima to potvrđeno na višem nivou legova. Svi parametri odabranih teorijskih distribucija su statistički značajni, međutim Pearsonov test adekvatnosti teorijske raspodele, kod

svih modela sem kod modela za S&P500 bez lomova, ukazuje da bi neka druga teorijska raspodela još bolje objasnila empirijsku distribuciju. Vrednost LL i informacioni kriterijumi uglavnom preferiraju modele sa lomovima, jedino kod FTSE100 indeksa to nije sasvim jasno jer LL i AIC daju prednost modelu sa lomovima, a SIC i HQC modelu bez lomova.

5.1.8. Rezultati prelivanja šokova od tržišta akcija ka deviznom tržištu ocenjenih preko univarijacionog GARCH modela u razvijenim zemljama

Ovo poglavlje prikazuje i objašnjava obrnuti efekat prelivanja, odnosno od tržišta akcija ka deviznom tržištu u razvijenim zemljama, a tabela 5.10 prikazuje rezultate ocenjenih GARCH modela. Kod britanske funte, optimalni model na bazi SIC kriterijuma u tabeli 5.2 je običan GARCH sa Studentovom-t distribucijom, međutim pošto model sa lomovima nije konvergirao, izabran je drugi najbolji model prema SIC, a to je EGARCH model sa istom distribucijom. Istrajnost varijanse je nemoguće odrediti na deviznom tržištu SAD i Britanije, jer u GARCH modelima α parametri ili nisu statistički značajni ili su negativni. U modelu za japansko devizno tržište, zbir $\alpha + \beta$ je veoma visok i manji je od 1, što ukazuje na visoku moć predviđanja modela. Takođe, istrajnost varijanse je manja u SSL modelima, što je verovatna posledica prisustva lomova u seriji zavisne varijable. Što se tiče asimetričnog efekta, iako je prema SIC kriterijumu, za američki dolar optimalan EGARCH model, asimetrični parametri ψ_1 i ψ_2 nisu statistički značajni, što znači da se ne može praviti distinkcija između uticaja pozitivnih i negativnih šokova na uslovnu varijansu na ovom tržištu. Takođe, na japanskom deviznom tržištu asimetričan efekat nije prisutan, jer je za japanski jen optimalan običan GARCH, koji ovaj efekat ne meri. Jedino je na britanskom deviznom tržištu asimetričan efekat prisutan, u smislu da depresijacija funte ima jačeg uticaja na uslovnu varijansu od apresijacije, jer su parametri ψ_1 pozitivni i statistički značajni.

Posmatrajući parametar ω koji meri efekat prelivanja sa tržišta akcija na devizno tržište, interesantno je primetiti da su ovi parametri u slučaju američkog dolara i britanske funte relativno visoki u poređenju sa većinom prethodno analiziranih valuta zemalja u usponu. Naime, jedino poljski zlot trpi veći uticaj sa domicilnog tržišta akcija (u modelu za zlot, parametar ω ima prosečnu vrednost oko 0,050), dok je u svim ostalim modelima valuta, ovaj efekat izuzetno mali ili je statistički neznačajan. Zaključak koji bi mogao da se izvede iz ovakvih rezultata je da

Amerika i Britanija kao zemlje mnogo manje utiču na stabilizaciju svojih deviznih tržišta, pa se šokovi koji dolaze sa tržišta akcija više primećuju nego na deviznim tržištima zemalja u usponu, koje mnogo više intervenišu na svojim deviznim tržištima. U modelu za japanski jen, nije pronađen nikakav uticaj sa japanskog tržišta akcija na japansko devizno tržište, pošto su ω parametri statistički neznačajni.

Tabela 5.10 Rezultati efekta preliivanja šokova od tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa u razvijenim zemljama

	Dolar EGARCH		Jen GARCH		Funta EGARCH	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri u jednačini uslovne varijanse						
C	-1,042*	-0,886*	0,002**	0,088***	-1,825*	-1,235*
α	4,009	9,674	0,049*	0,053*	-0,349	-0,271
β	0,995*	0,988*	0,941*	0,868*	0,994	0,984*
ψ_1	-0,001	-0,000	—	—	0,030***	0,028***
ψ_2	0,015	0,006	—	—	0,132*	0,123*
ω	0,016*	0,015**	0,001	0,006	0,021*	0,021*
ν	10,020*	10,300*	7,733*	8,732*	11,182*	12,611*
k	—	—	-0,099*	-0,100*	—	—
Panel B. Testovi dijagnoze						
LL	-3399	-3389	-3823	-3801	-2242	-2231
AIC	1,8247	1,8212	2,1126	2,1033	1,1807	1,1765
SIC	1,8397	1,8428	2,1314	2,1306	1,1971	1,1978
HQC	1,8301	1,8289	2,1193	2,1130	1,1865	1,1841
LB(Q)	63,30 [¶]	28,43	11,60	10,07	22,94	22,57
LB(Q ²)	15,30	18,00	14,25	18,53	28,63	19,72
ARCH	1,002	1,185	0,984	1,105	1,006	0,976
P(60)	90,54*	63,36	60,31	52,54	65,05	88,39*

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol ν označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji, a parametar k meri asimetriju u asimetričnoj Studentovoj raspodeli. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. LB(Q) i LB(Q²) označavaju Ljung-Box Q- statistiku za obične i kvadrirane rezidualne računane za 20 legova. ARCH stoji za ARCH(LM) test hetroskedastičnosti za 10 legova. P(60) je Pearsonov test adekvatnosti teorijske raspodele. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. Simbol — označava prazno polje. ¶ označava LB(Q²) test sa 50 legova.

Izvor: Kalkulacija autora

Svi modeli u tabeli 5.10 imaju dobre statističke osobine, jer su svi reziduali beli šum, kako sugerišu Ljung-Box Q statistike za rezidualne i kvadrate reziduala, kao i ARCH test. Takođe, odabrane teorijske Studentove-t raspodele dobro odgovaraju empirijskim distribucijama, na šta ukazuje i većina Pearsonovih testova. Većina informacionih kriterijuma daje prednost modelima sa lomovima, dok jedino u slučajevima jena i funte, SIC kriterijum preferira modele bez lomova. To nije neobično, jer kao što je ranije rečeno, ovaj kriterijum generalno favorizuje modele sa manje ocenjenih parametara.

5.2. Ocena efekta preliivanja šokova preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela

U poglavlju 5.1, efekat preliivanja šokova je ocenjivan preko univarijacionih GARCH modela, odnosno preko parametra ω je mereno koliko nagle i neočekivane promene (šokovi) u rezidualima jedne varijable utiču na uslovnu varijansu druge varijable. Ta procedura je podrazumevala ocenjivanje dva različita univarijaciona GARCH modela. U ovom poglavlju se efekat preliivanja ocenjuje preko jednog multivarijacionog BEKK-GARCH modela, koji je u suštini komplemetaran, odnosno dopunjuje prethodnu analizu, ali su ocenjeni efekti drugačiji u odnosu na ocene računane preko univarijacionih modela. Pošto se koristi BEKK-GARCH model koji nije ograničen, odnosno puni BEKK-GARCH model, onda je moguće preko njega sagledati dvosmerne efekte preliivanja šokova i volatilnosti sa jedne varijable na drugu i obrnuto. Bivarijacioni BEKK-GARCH model (bivarijacioni je jer se koriste dve varijable u modelu) daje odgovor na dve vrste pitanja. Prvo, kako nagle i neočekivane promene, tj. šokovi, koji su nastali u rezidualima jedne varijable i koji utiču na rezidualne druge varijable, imaju efekta na uslovnu varijansu prve varijable. Ovaj efekat se očitava preko van-dijagonalnih parametara a_{12} i a_{21} u matričnom zapisu 5.17. I drugo, kako volatilnost prve docnje, koja se prenosi sa jednog tržišta na drugo, utiče na uslovnu varijansu posmatrane varijable. Ovaj efekat se ocenjuje preko van-dijagonalnih parametara b_{12} i b_{21} u matričnom zapisu 5.17. Drugim rečima, preko univarijacionih modela se merio direktan efekat preliivanja šokova na uslovnu varijansu, a preko BEEK-GARCH modela taj efekat se meri indirekno.

Da bi se ocenio BEKK-GARCH model prvo se moraju postaviti ARMA(p,q) jednačine srednje vrednosti. Jednačine srednje vrednosti imaju sledeći opšti oblik, odnosno identične su

kao i kod ranijih specifikacija rađenih za multivarijacione DCC-GARCH modele i univarijacione GARCH modele:

$$r_{m,t} = C_r + \sum_{i=0}^p \Omega_i r_{m,t-i} + \sum_{j=0}^q \Phi_j \varepsilon_{m,t-j}; \quad \varepsilon_{m,t} = z_{m,t} \sigma_{m,t}; \quad z_{m,t} \sim iid \quad (5.13)$$

$$e_{n,t} = C_e + \sum_{i=0}^p \Theta_i e_{n,t-i} + \sum_{j=0}^q \Psi_j \xi_{n,t-j}; \quad \xi_{n,t} = \bar{z}_{n,t} \sigma_{n,t}; \quad \bar{z}_{n,t} \sim iid \quad (5.14)$$

gde je $r_{m,t} = 100 \times \log(P_{m,t} / P_{m,t-1})$ i $e_{n,t} = 100 \times \log(FX_{n,t} / FX_{n,t-1})$, pri čemu je $r_{m,t}$ stopa prinosa akcija nekog nacionalnog indeksa (m), a $P_{i,t}$ su cene akcija na zatvaranju. Simbol $e_{i,t}$ označava stope prinosa deviznog kursa, a FX je nominalni devizni kurs u odnosu na evro određene valute (n). ε_t i ξ_t su nezavisni i identično distribuirani (*i.i.d.*) reziduali. Kao i kod ocene bivarijacionog DCC-GARCH modela i univarijacionih GARCH modela, kao teorijska raspodela se koristi Studentova-t raspodela, zbog utvrđenog postojanja debelih repova u empirijskim distribucijama.

U konstrukciji bivariacionog BEKK-GARCH modela su korišćena dva univariaciona GARCH modela, jedan za indekse, a jedan za devizne kurseve, pri čemu je svaki bivariacioni model ocenjivan dva puta, jedanput bez strukturnih lomova, a drugi put sa njima. Strukturni lomovi nisu dodavani u matricu uslovnih varijansi bEKK-GARCH modela u jednačini 5.17, nego u jednačine uslovnih varijansi univarijacionih GARCH modela. Specifikacije univarijantnih GARCH modela sa uključenim veštačkim promenljivama, koje oslikavaju detektovane strukturne lomove preko modifikovanog ICSS algoritma, imaju sledeću formu:

$$\text{GARCH (indeks):} \quad \sigma_{r,t}^2 = C + \alpha_r \varepsilon_{r,t-1}^2 + \beta_r \sigma_{r,t-1}^2 + \omega_r \xi_{e,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_r V_{r,i} \quad (5.15)$$

$$\text{GARCH (kurs):} \quad \sigma_{e,t}^2 = C + \alpha_e \varepsilon_{e,t-1}^2 + \beta_e \sigma_{e,t-1}^2 + \omega_e \varepsilon_{r,t}^2 + \sum_{i=1}^k \tau_e V_{e,i} \quad (5.16)$$

Specifikacija bivariacionog BEKK-GARCH model u algebarskoj formi, ima sledeću formu:

$$H_t = CC' + \sum_{k=1}^K A'_k \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A_k + \sum_{k=1}^K B'_k H_{t-1} B_k \quad (5.17)$$

gde je H_t matrica uslovnih varijansi zavisnih promenljivih, a A_{ki} , B_{ki} i C su matrice parametara dimenzija $N \times N$, pri čemu C predstavlja donju trougaonu matricu. Oznaka n stoji za broj strukturnih lomova u varijansi. Za model (5.17) se može reći da je stacionaran u kovarijansi ukoliko ispunjava uslov da su svojstvene vrednosti sledeće jednačine u apsolutnom iznosu manje od jedan, odnosno:

$$\sum_{k=1}^K A'_k \otimes A_k + \sum_{k=1}^K B'_k \otimes B_k < 1 \quad (5.18)$$

pri čemu \otimes označava Kronekerov proizvod dve matrice.

Prikazani model (5.17), koji uključuje i strukturne lomove se može predstaviti i u sledećem matričnom zapisu (5.19):

$$\begin{bmatrix} H_{11,t} & H_{12,t} \\ H_{21,t} & H_{22,t} \end{bmatrix} = C'_0 C_0 + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} H_{11,t-1} & H_{12,t-1} \\ H_{21,t-1} & H_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \quad (5.19)$$

pri čemu su, $C'_0 C_0$ matrice konstanti, ograničene da budu donje trougaone dok matrice A_i i B_i nisu ograničene. Parametri a_{12} i a_{21} su van dijagonalni parametri matrice A , koji mere efekat preliivanja naglih i neočekivanih promena u rezidualima sa jednog tržišta na drugo, i obrnuto, dok su b_{12} i b_{21} , parametri van dijagonale matrice B , koji mere efekat preliivanja volatilnosti sa jednog tržišta na drugo, i obrnuto. Treba dodati da pošto se parametri u BEKK modelu prikazuju u kvadratnoj formi, ocenjeni parametri se posmatraju i tumače kao apsolutne vrednosti, odnosno predznak parametara je irelevantan.

5.2.1. Rezultati preliivanja šokova ocenjenih preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela u zemljama Jugoistočne i Istočne Evrope

U ovom poglavlju se objašnjavaju rezultati bivarijacionog BEKK-GARCH modela za zemlje Jugoistočne i Istočne Evrope. Tabela 5.11 sadrži ocenjene dijagonalne i van-dijagonalne parametre jednačina uslovnih varijansi, u modelima sa strukturnim lomovima i bez njih, kao i testove dijagnoze. Od pet analiziranih zemalja u tabeli 5.11, jedino model Srbije bez strukturnih lomova prijavljuje prisustvo autokorelacije, čak i na višem nivou docnji, kako sugerise Ljung-Box Q – statistika za obične rezidualne.

Tabela 5.11 Rezultati BEKK-GARCH modela za zemlje Jugistočne i Istočne Evrope

	Srbija		Češka		Poljska		Mađarska		Rusija	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri uslovne varijanse u BEKK-GARCH modelu										
c_{11}	0,561*	0,517*	0,220*	0,224*	0,137*	0,138*	0,220*	0,222*	0,377*	0,417*
c_{21}	0,279	-0,155	0,011**	0,014*	-0,035*	-0,034*	-0,007	-0,007	0,021*	0,049*
c_{22}	0,000	0,000	-0,043*	-0,041*	0,033*	-0,031*	-0,061*	-0,059*	0,054*	-0,068*
a_{11}	0,808	-0,041	0,311*	0,317*	0,237*	0,239*	0,265*	0,267*	0,301*	0,295*
a_{12}	0,527	-0,472*	-0,020*	-0,019*	-0,025*	-0,028*	-0,009*	-0,011*	-0,024*	-0,036*
a_{21}	-0,082*	0,821*	0,179*	0,158*	-0,036*	-0,031*	0,022	0,036	0,211*	0,239*
a_{22}	0,189*	1,026*	0,234*	0,221*	0,254*	0,247*	0,240*	0,232*	0,285*	0,275*
b_{11}	0,771*	1,081*	0,934*	0,933*	0,965*	0,965*	0,952*	0,952*	0,933*	0,931*
b_{12}	-0,188	0,248*	0,006*	0,006*	0,007*	0,008*	0,002***	0,002**	0,006*	0,011*
b_{21}	-0,111*	-0,556*	-0,062*	-0,055*	0,009***	0,008*	-0,010	-0,012	-0,073*	-0,082*
b_{22}	0,846*	0,466*	0,964*	0,968*	0,964*	0,966*	0,965*	0,968*	0,955*	0,953*
v_1	3,879*	4,245*	8,309*	8,484*	7,897*	8,018*	9,862*	10,215*	6,206*	6,403*
v_2	3,495*	4,101*	4,655*	8,462*	7,299*	8,121*	4,228*	9,876*	6,264*	6,217*
Panel B. Dijagnostički testovi										
LL	-2347	-2341	-7590	-7737	-8860	-8912	-9252	-9,330	-11345	-12204
AIC	9,360	9,334	4,056	4,134	4,727	4,755	4,964	5,005	6,246	6,719
SIC	9,452	9,426	4,074	4,152	4,746	4,733	4,982	5,024	6,265	6,737
HQ	9,396	9,370	4,062	4,141	4,734	4,762	4,970	5,012	6,253	6,725
$LB_1(Q)$	69,86***¶	61,94¶	26,36	23,76	21,32	21,40	27,23	25,78	13,39	11,38
$LB_1(Q^2)$	8,34	8,97	21,75	27,20	23,42	24,35	7,14	7,44	12,18	9,80
$LB_2(Q)$	23,017	65,35¶	12,01	24,70	17,67	20,36	5,51	26,80	17,31	13,03
$LB_2(Q^2)$	7,35	5,74	3,03	24,03	30,53	22,91	0,04	6,88	22,44	11,15

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol v označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. $LB_1(Q)$ i $LB_1(Q^2)$ označavaju Ljung-Box Q testove za obične i kvadirane rezidualne serija indeksa računane za 20 legova, a $LB_2(Q)$ i $LB_2(Q^2)$ su Ljung-Box Q testove za serije deviznih kurseva. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. ¶ označava $LB(Q^2)$ test sa 50 legova.

Izvor: Kalkulacija autora

Kako rezultati BEKK-GARCH modela sugerišu, skoro svi dijagonalni parametri matrice A i matrice B su pozitivni i statistički značajni, jedino parametar a_{11} u slučaju Srbije u modelu sa strukturnim lomovima nije statistički značajan. To ukazuje da sopstveni reziduali, kao i varijanse

prve docnje serija indeksa i deviznog kursa utiču na sopstvenu uslovnu varijansu. Drugim rečima, šokovi i volatilitnost, koji su se desili u prošlom perioda (jedna docnja), imaju uticaja na volatilitnost analiziranih serija u sadašnjem periodu, što je i očekivano. Takođe, evidentno je da autoregresivni elementi varijanse imaju mnogo jači efekat na sopstvenu uslovnu varijansu od sopstvenih reziduala prve docnje. Ovakvi rezultati su normalni i očekivani, odnosno oni su konzistentni sa rezultatima univarijantnih GARCH modela, gde su parametri β imali mnogo veće vrednosti od parametara α .

Što se tiče van-dijagonalnih parametara matrica A i B , oni mere efekte preliivanja šokova i volatilitnosti između dva tržišta, i njihov uticaj na uslovnu varijansu. Kako jednačina (2.48) sugerise, parametri a_{12} mere efekat preliivanja naglih i neočekivanih promena (šokova) sa tržišta akcija na tržište deviznog kursa i uticaj tih preliivanja na uslovnu varijansu deviznog kursa. Sa druge strane, parametri a_{21} mere efekat preliivanja šokova sa tržišta deviznog kursa na tržište akcija i uticaj tih preliivanja na uslovnu varijansu tržišta akcija. Može se videti u tabeli 5.11 da su svi parametri a_{12} relativno mali i negativni, međutim predznak nije bitan nego se parametri posmatraju u apsolutnom smislu, što bi ukazivalo da šokovi koji se prelivaju sa tržišta akcija na tržište deviznog kursa imaju relativno mali uticaj na volatilitnost na deviznom tržištu. Posmatrajući suprotan efekat, može se videti da su parametri a_{21} relativno veći u odnosu na parametre a_{12} , pogotovo u slučaju Češke i Rusije. Ovakvi rezultati su u skladu sa ranije prikazanim nalazima univarijacionih GARCH modela, gde je zabeleženo da je efekat preliivanja nekoliko puta veći sa deviznog tržišta na tržište akcija nego obrnuto. Niske apsolutne vrednosti parametara a_{12} su u skladu sa ranije iznetom pretpostavkom da zemlje u usponu mnogo ulažu napora u stabilizaciju svojih deviznih tržišta, pošto je stabilan devizni kurs vrlo bitna predeterminanta opšte ekonomske stabilnosti čitavog sistema. Drugim rečima, šokovi i ako se dese na tržištu akcija ne mogu da utiču na tržište deviznog kursa, jer monetarne vlasti svojim intervencijama amortizuju i ublažavaju sve prekomerne oscilacije deviznog kursa.

Sa druge strane, takva vrsta intervencije od strane države ne postoji na tržištima kapitala, i zbog toga šokovi koji dođu sa drugih tržišta imaju većeg uticaja na tržište akcija. Nalazi BEKK-GARCH modela su u skladu sa ovom tvrdnjom. Najveću vrednost parametra a_{21} ima Srbija modelu sa lomovima, što sugerise najjači efekat sa deviznog tržišta, međutim pošto se za Srbiju koriste nedeljni podaci to je i očekivano, ali nije uporedivo sa ostalim zemljama. Pored toga u modelima za Srbiju je detektovano prisustvo autokorelacije tako da je to još jedan razlog

zašto se rezultati ocenjenih parametara moraju uzeti sa rezervom. Od ostalih zemalja najjači efekat sa deviznog tržišta trpi rusko tržište akcija, pa zatim češko.

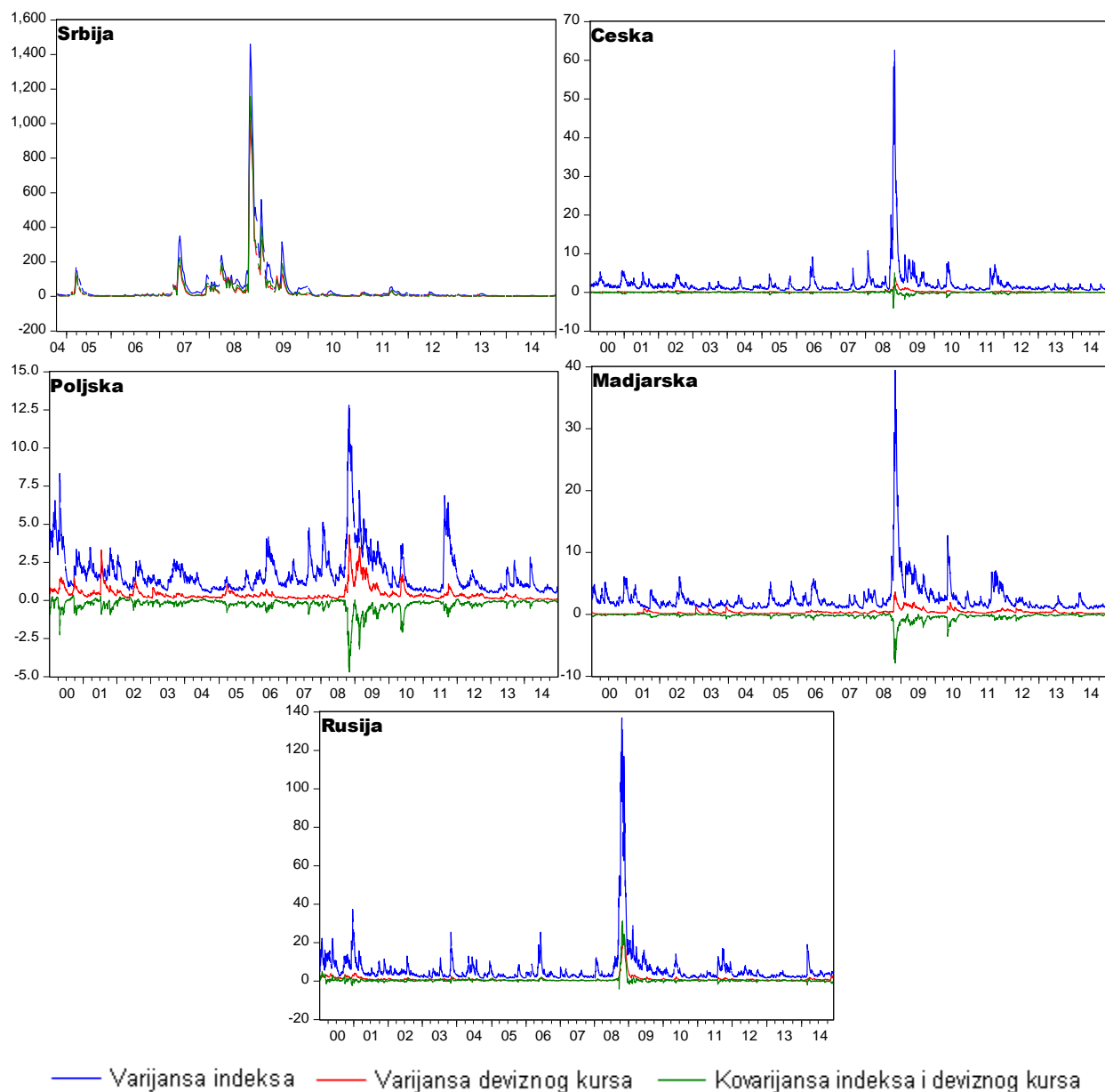
Što se tiče prenosa volatilnosti prve docnje sa jednog tržišta na drugo i njenog efekta na uslovnu varijansu, može se videti da su parametri b_{12} statistički značajni, ali vrlo mali što ukazuje da ovaj efekat preliivanja volatilnosti posmatrano sa tržišta akcija na devizno tržište gotovo da i ne postoji. U suprotnom odnosu, iako su apsolutne vrednosti parametara b_{21} nešto veće u odnosu na parametre b_{12} , oni su i dalje vrlo mali, gotovo da nemaju ekonomskog značaja kad je u pitanju uticaj na uslovnu varijansu. Mada, mora se primetiti da su u slučaju Rusije i Češke njihove vrednosti nešto veće.

Analizirajući adekvatnost ocenjenih modela, može se videti da svi modeli zadovoljavaju uslov odsustva serijske korelacije i heteroskedastičnosti u vremenskim serijama koje su deo bivarijacionog GARCH modela, sem ranije spomenute serije BELEXLINE u modelu bez lomova. Za razliku od ranije ocenjenih univarijacionih GARCH modela, kod kojih su u svim zemljama informacioni kriterijumi i vrednost Log likelihood dali prednost modelima sa lomovima, kod BEKK-GARCH modela to nije slučaj, jer svi informacioni kriterijumi i LL vrednost preferiraju modele bez lomova. Parametri Studentove-t distribucije, v_1 i v_2 , su statistički značajni, što ukazuje na prisustvo debelih repova u empirijskim distribucijama posmatranih vremenskih serija, odnosno na opravdanost izbora ove teorijske raspodele.

Bivarijacioni BEKK-GARCH model kao rezultat svog računanja, između ostalog, produkuje vremenske serije varijansi indeksa i deviznog kursa, kao i seriju njihove zajedničke kovarijanse. Slika 5.1 daje grafički prikaz njihove dinamike, što će se u nastavku detaljnije objasniti. Naime, na slici 5.1 se vidi da je varijansa indeksa i deviznog kursa u slučaju Srbije za vreme Svetske ekonomske krize neuporedivo veća u odnosu na druge zemlje i da uzima vrednosti čak preko 1400, međutim uzimajući u obzir da je varijansa kvadrat odstupanja od proseka i da su za Srbiju korišćeni nedeljni podaci, to nije neobično. Odnosno, grafički prikaz za Srbiju nije uporediv sa ostalim zemljama. Što se tiče ostalih zemalja, vidi se da je varijansa tržišta akcija značajno veća od varijanse tržišta deviznog kursa, pogotovo za vreme Svetske krize, što ukazuje na prisustvo većih oscilacija na tržištu akcija.

Ovakvi rezultati su u skladu sa prikazima dnevnih stopa prinosa na slici 3.3, na kojoj se vide da su dnevne oscilacije na tržišta akcija mnogo veća od oscilacija na deviznom tržištu.

Takođe, upoređujući varijanse od Češke, Poljske, Mađaske i Rusije, može se videti da su Rusija i Češka imale najveću varijansu za vreme krize, dok je najniža bila kod Poljske.



Slika 5.1 Grafički prikaz varijansi indeksa i deviznog kursa kao i njihova kovarijansa u zemljama Jugoistočne i Istočne evrope

Izvor: Kalkulacija autora

Drugim rečima, to znači da je poljsko tržište akcija najstabilnije u odnosu ova četiri tržišta, što takođe može da opravda rezultate da su u tabeli 5.11 parametri a_{21} za Poljsku imali vrlo niske vrednosti. Pošto slika 5.1 potvrđuje da je poljsko tržište akcija bilo najstabilnije u

posmatranom periodu, onda se indirektno može zaključiti i da su šokovi koji su dolazili sa tržišta deviznog kursa imali najmanjeg efekta na uslovu varijansu poljskog WIG indeksa. Takođe, kada se rezultati BEKK-GARCH modela uporede sa univarijacionim GARCH modelima u tabeli 5.3, onda se vidi da su rezultati kompatibilni. Odnosno, vidi se da je poljski WIG indeks trpeo najmanje uticaja sa deviznog tržišta u univarijacionom GARCH modelu kao i u BEKK modelu, dok je uslovna varijansa ruskog RTS indeks i češkog PX indeks najjače reagovala na šokove sa nacionalnih deviznih tržišta.

5.2.2. Rezultati preliivanja šokova ocenjenih preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela u zemljama Azije

Rezultati bivarijacionog BEKK-GARCH modela za zemlje azije se prikazuju i objašnjavaju u ovom poglavlju, a tabela 5.12 sadrži ocenjene parametre uslovnih varijansi i testove dijagnoze. Ocenjeni parametri jednačina srednje vrednosti za serije indeksa i deviznog kursa, specifikovanih prema jednačinama (5.13) i (5.14), nisu prikazani u tabeli 5.12, kao ni u tabeli 5.11, jer njihovi rezultati nisu relevantni za analizu efekta preliivanja. Rezultati BEKK-GARCH modela za zemlje Azije sugerišu da su svi parametri na glavnoj dijagonali matrica A i B pozitivni i statistički značajni, bez izuzetka. Parametri a_{11} i a_{22} ukazuju da je ARCH efekat prisutan i značajan, odnosno da sopstveni reziduali prve docnje utiču na uslovnu varijansu, dok parametri b_{11} i b_{22} sugerišu na prisustvo GARCH efekta, odnosno da volatilitnost, koja se desila u periodu $t-1$, ima uticaja na volatilitnost u sadašnjem periodu.

Rezultati van-dijagonalnih parametara, koji mere efekat preliivanja šokova (a_{12} i a_{21}), i parametara koji se odnose na preliivanje varijabilnosti (b_{12} i b_{21}), su pomešani, odnosno razlikuju se među zemljama. Naime, u slučaju Izraela, parametri a_{12} i a_{21} nisu statistički značajni, što implicira da nagle i iznenadne promene (šokovi), koje se prelivaju sa jednog tržišta na drugo, nemaju uticaja na uslovnu varijansu ni indeksa, ni deviznog kursa. Ovi rezultati u slučaju Izraela su očekivani i konzistentni sa rezultatima univarijacionih GARCH modela. Drugim rečima, prema tabelama 5.5 i 5.6, u univarijacionim GARCH modelima sa strukturnim lomovima, parametri ω koji su merili efekat direktnog preliivanja šokova sa jednog tržišta na uslovnu varijansu drugog tržišta nisu statistički značajni, ukazujući na odsustvo efekta preliivanja između tržišta akcija i deviznog kursa, posmatrano u oba smera. Isti je slučaj i kod parametara b_{12} i b_{21}

koji takođe nisu statistički značajni, što ukazuje na odsustvo preliivanja volatilnosti između ova dva finansijska tržišta.

Tabela 5.12 Rezultati BEKK-GARCH modela za zemlje Azije

	Izrael		Turska		Indija		Tajland		Južna Koreja	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri uslovne varijanse u BEKK-GARCH modelu										
c_{11}	0,153*	0,157*	-0,104*	0,254*	0,210*	0,225*	0,282*	0,310*	0,101*	0,116*
c_{21}	0,002	0,005	0,093*	-0,031*	-0,007	0,011	-0,014***	-0,010	-0,021**	0,006
c_{22}	0,028*	-0,028*	0,148*	0,143*	0,085*	0,086*	0,046*	0,048*	0,050*	0,042*
a_{11}	0,284*	0,291*	0,175*	0,275*	0,336*	0,346*	0,348*	0,379*	0,260*	0,287*
a_{12}	0,006	0,002	0,024*	-0,068*	-0,006	-0,014*	-0,005	-0,017*	-0,030*	-0,037*
a_{21}	-0,032	-0,001	0,271*	0,040***	0,073*	0,138*	-0,309*	-0,214*	0,017	0,094*
a_{22}	0,142*	0,141*	0,441*	0,218*	0,207*	0,197*	0,168*	0,171*	0,200*	0,169*
b_{11}	0,952*	0,950*	0,985*	0,956*	0,933*	0,926*	0,907*	0,899*	0,965*	0,956*
b_{12}	-0,001	-0,001	-0,008*	0,018*	0,002	0,006*	0,004*	0,008*	0,007*	0,009*
b_{21}	0,001	-0,003	0,097*	0,010*	-0,019***	-0,037*	0,046*	0,034*	0,000	-0,019*
b_{22}	0,988*	0,988*	0,886*	0,959*	0,971*	0,972*	0,982*	0,981*	0,975*	0,981*
v_1	10,110*	10,266*	7,065*	7,811*	8,081*	8,811*	6,960*	7,225*	7,250*	7,676*
v_2	8,010*	9,962*	6,201*	7,374*	8,897*	8,446*	7,573*	7,222*	8,320*	7,657*
Panel B. Dijagnostički testovi										
LL	-9851	-9845	-11900	-13587	-10082	-10335	-9618	-9847	-10447	-10187
AIC	5,186	5,183	6,445	7,358	5,494	5,632	5,244	5,369	5,751	5,521
SIC	5,204	5,201	6,464	7,376	5,512	5,651	5,263	5,388	5,770	5,540
HQ	5,193	5,189	6,452	7,365	5,500	5,639	5,251	5,376	5,758	5,528
$LB_1(Q)$	16,39	16,04	21,94	20,93	29,45	28,21	60,19 [¶]	61,08 [¶]	18,42	16,72
$LB_1(Q^2)$	28,91	27,62	20,70	17,99	18,98	17,60	1,01	1,18	22,18	27,08
$LB_2(Q)$	25,10	16,18	16,11	21,25	21,75	30,13	25,09	59,65 [¶]	19,22	17,75
$LB_2(Q^2)$	17,04	29,47	17,94	23,78	20,63	20,58	18,07	1,33	22,75	24,06

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol v označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. $LB_1(Q)$ i $LB_1(Q^2)$ označavaju Ljung-Box Q testove za obične i kvadirane rezidualne serija indeksa računane za 20 legova, a $LB_2(Q)$ i $LB_2(Q^2)$ su Ljung-Box Q testove za serije deviznih kurseva. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. [¶] označava $LB(Q^2)$ test sa 50 legova.

Izvor: Kalkulacija autora

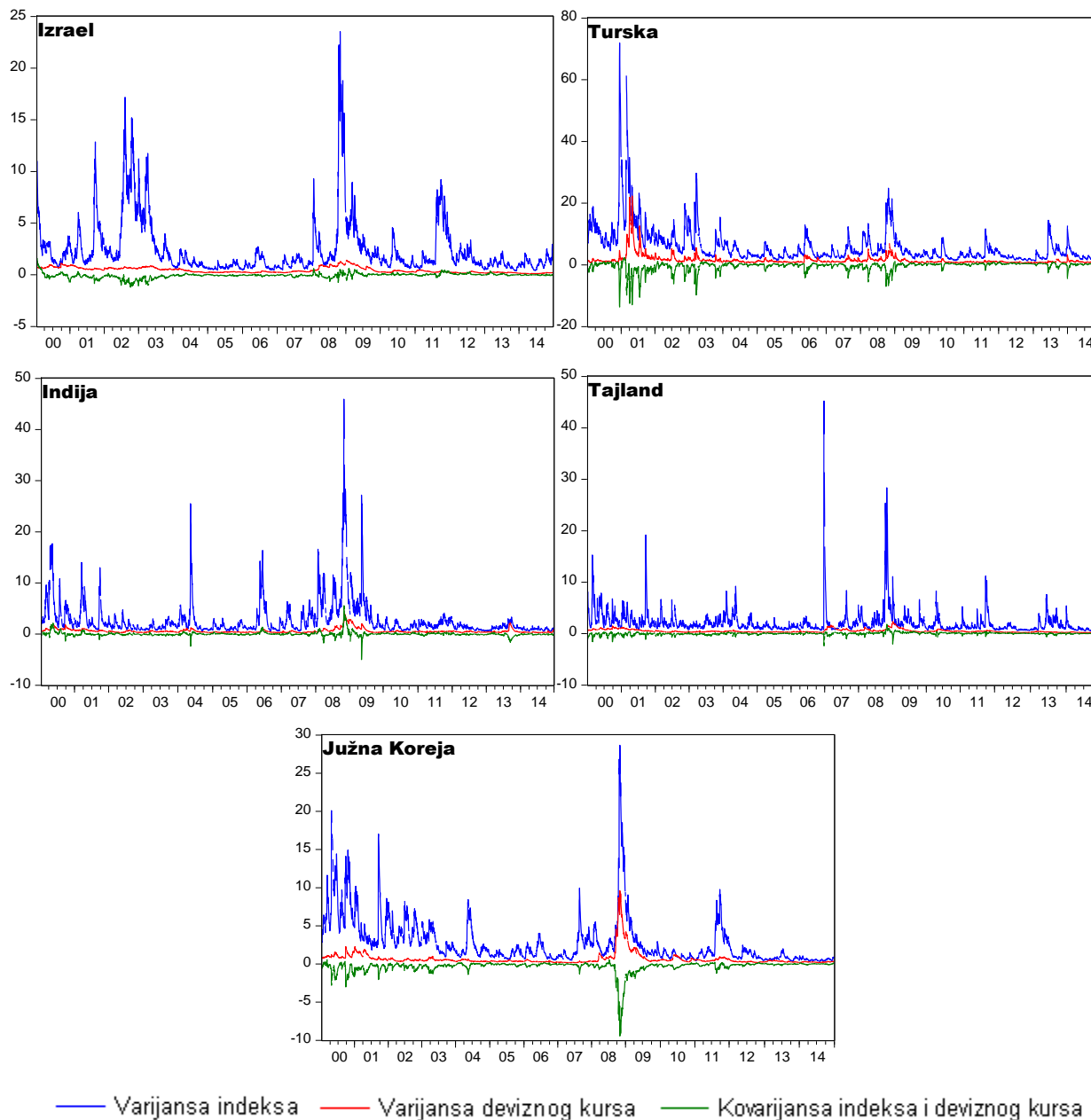
Što se tiče ostalih zemalja, objašnjavajuće se parametri samo u onim modelima koji su prema LL vrednosti i informacionim kriterijumima (AIC, SIC i HQC) bolji. Odnosno, za Tursku, Indiju i Tajland posmatraće se modeli bez lomova, a za Južnu Koreju model sa lomovima. Parametar a_{12} koji meri prelivanje šokova sa tržišta akcija na tržište deviznog kursa je, u slučaju Turske, statistički značajan, ali relativno mali (0,024), dok su u ostalim zemljama ovi parametri u apsolutnom smislu takođe vrlo mali, odnosno -0,006, -0,005, -0,037 za Indiju, Tajland i Južnu Koreju, respektivno.

Ovi rezultati su u skladu sa rezultatima prethodno analizirane grupe zemalja Jugoistočne i Istočne Evrope, kod kojih su parametri a_{12} takođe bili relativno mali. Nalazi su u skladu sa pretpostavkom da zbog „straha od fluktuiranja“ zemlje u usponu vode *de facto* politiku puzajućeg kursa sa relativno uskim koridorom oscilacija, ne dozvoljavajući prekomernu volatilnost na deviznom tržištu. Vrlo niske vrednosti parametara u slučaju Indije, Tajlanda i Južne Koreje impliciraju da šokovi koji se preliju sa tržišta akcija utiču vrlo skromno, gotovo zanemarljivo na uslovne volatilnosti deviznog kursa.

Obrnuti efekat preliivanja šokova, odnosno od deviznog tržišta ka tržištu akcija se vidi preko parametra a_{21} . Ovaj parametar je u slučaju Turske, Indije i Južne Koreje pozitivan i statistički značajan, dok je kod Tajlanda negativan, međutim predznaci ne igraju ulogu u tumačenju nego se samo posmatraju njihove apsolutne vrednosti. Ovaj parametar je najveći u slučaju Turske i iznosi 0,271, što je konzistentno sa rezultatima univarijacionog GARCH modela, prema kome turski indeks XU100 trpi najjači efekat preliivanja šokova sa deviznog tržišta od svih 15 analiziranih zemalja u usponu. Sa druge strane, tajlandski SET i južno korejski KOSPI su indeksi koji su trpeli najmanje direktnog uticaja sa nacionalnih deviznih tržišta prema univarijacionom GARCH modelu. Međutim, u BEKK-GARCH modelu, parametar a_{21} za Tajland ima relativno visokuapsolutnu vrednost, što ukazuje da indirektni šokovi koji se preliju sa tajlandskog deviznog tržišta na tržište akcija utiču relativno značajno na uslovnu volatilnost SET indeksa. Rezultati u slučaju Tajlanda su konzistentni sa ranije ocenjenim univarijacionim GARCH modelom, gde ω parametar koji meri efekat preliivanja ima vrednost od 0,083.

Parametri b_{12} i b_{21} , mere kako volatilnost prve docnje, koja se prenosi sa jednog tržišta na drugo, utiče na uslovnu varijansu posmatrane varijable. Kao i u slučaju prethodno analizirane grupe zemalja, parametri koji mere preliivanje volatilnosti sa tržišta akcija na devizno tržište su

vrlo mali i znose $-0,008$, $0,002$, $0,004$ i $0,009$ za Tursku, Indiju, Tajland i Južnu Koreju, respektivno. Obrnuti efekat prelivanja volatilitnosti, od deviznog tržišta ka tržišu akcija je nešto veći, ali i dalje relativno skroman, a kod Turske je on najveći i iznosi $0,097$.



Slika 5.2 Grafički prikaz varijansi indeksa i deviznog kursa kao i njihova kovarijansa u zemljama Azije

Izvor: Kalkulacija autora

Svi LB(Q) testovi za obične i kvadrirane rezidualne za sve BEKK-GARCH modele, ne prijavljuju prisustvo autokorelacije i heteroskedastičnosti. Kao i kod ranije ocenjenih DCC-

GARCH modela i univarijacionih GARCH modela u kojima je korišćena teorijska Studentove- t distribucija, i kod bivarijacionih modela se ova raspodela u ovim zemljama pokazala opravdanom pošto su svi v_1 i v_2 parametri statistički značajni.

U nastavku se objašnjavaju dinamička kretanja varijansi indeksa i deviznog kursa, kao i njihova kovarijansa, a slika 5.2 daje njihove grafičke prikaze. Za razliku od prethodne grupe analiziranih zemalja Evrope, u zemljama Azije primetna je veća varijansa indeksa u periodu od 2001-2003., što se vezuje za teroristički napad 11.9.2001. i invazije na Avganistan i Irak. To je posebno izražajno kod Turske, Izraela i Južne Koreje. Kod Turske su varijanse indeksa i deviznog kursa za vreme Iračke krize mnogo veće nego u periodu Svetske ekonomske krize, što je i logično jer je Turska susedna zemlja Iraka, i za očekivati je pojačanu volatilitnost na njenim finansijskim tržištima. Takođe, kovarijansa, kao proizvod odstupanja od srednje vrednosti dve varijable, u Turskoj je u to vreme natprosečno visoka. Ovo je u skladu sa ranije ocenjenim DCC modelom, gde se vidi da je dinamička korelacija u tom periodu izrazito visoka i negativna. Ovo nije neobično, jer je korelacija praktično standardizovana kovarijansa, odnosno kovarijansa podeljena sa standardnim devijacijama dve varijable. Isto važi i u slučaju Južne Koreje, ali u periodu pred kraj 2008. Generalno, sve varijanse indeksa su mnogo veće od varijansi deviznog kursa u svim zemljama, dok je u slučaju Izraela, Indije i Tajlanda varijansa deviznog kursa gotovo ravna linija, što je u skladu sa ocenjenim a_{12} parametrima u BEKK-GARCH modelu za ove zemlje. Drugim rečima, parametri a_{12} u slučaju ove tri zemlje uopšte nisu statistički značajni, što ukazuje da nikakvo prelivanje šokova sa tržišta akcija ne utiče na uslovnu varijansu deviznog tržišta.

5.2.3. Rezultati prelivanja šokova ocenjenih preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike

Ovo poglavlje sadrži rezultate dvosmernog prelivanja šokova i volatilitnosti za poslednju grupu zemalja u usponu, a tabela 5.13 sadrži ocenjene parametre bivarijacionog BEKK-GARCH modela. Kao i u slučaju prethodno analiziranih zemalja u usponu, i kod ove grupe zemalja svi parametri na glavnoj dijagonali matrica A i B su relativno visoki i statistički značajni, bez izuzetka. Kako je ranije rečeno, parametri a_{11} i a_{22} ukazuju da je ARCH efekat prisutan i značajan, odnosno da sopstveni šokovi prve docnje utiču na sopstvenu uslovnu varijansu, dok

parametri b_{11} i b_{22} sugerišu na prisustvo GARCH efekta, odnosno da sopstvena volatilitnost, koja se desila u periodu $t-1$, ima uticaja na volatilitnost u sadašnjem periodu. Ovo je karakteristično kako za serije indeksa, tako i za serije deviznog kursa.

Sa druge strane, van-dijagonalni parametri, a_{12} i a_{21} , koji mere efekat preliivanja šokova između tržišta, i b_{12} i b_{21} parametri, koji registruju preliivanje varijabilnosti, nisu statistički značajni u svakoj zemlji. U slučaju ovih zemalja će se objašnjavati samo parametri ocenjeni u modelima bez strukturnih lomova, pošto sve LL vrednosti i svi informacioni kriterijumi preferiraju modele bez lomova. Može se videti da su a_{12} parametri, koji mere efekat preliivanja šokova od tržišta akcija ka tržištu deviznog kursa, statistički značajni i relativno mali u apsolutnom broju u slučaju Indonezije i Meksika, dok u slučaju Malezije, Singapura i Brazila oni nisu statistički značajni. Ovi rezultati su u skladu nalazima univarijacionih GARCH modela, koji su sugerisali u poglavlju 5.1.6 da direktno preliivanje šokova sa tržišta akcija na uslovnu varijansu deviznog kursa gotovo da ne postoji, pošto su svi ω parametri u svim zemljama veoma blizu nule.

Sa druge strane, a_{21} parametri, koji mere suprotan efekat su mali i pozitivni u slučaju Indonezije (0,025), relativno mali i negativni u slučaju Malezije (-0,034), Singapura (-0,094) i Brazila (-0,035), a u slučaju Meksika ovaj parametar nije statistički značajan. U ovoj grupi zemalja, sve apsolutne vrednosti parametara a_{21} su relativno male, što znači da šokovi koji dođu sa deviznog tržišta na tržište akcija praktično imaju vrlo mali uticaj na uslovnu varijansu indeksa. U slučaju Singapura, ovaj rezultat je konzistentan sa nalazima univarijacionog GARCH modela, jer ω parametar ima relativno nisku vrednost od 0,028. Isto je i u slučaju Brazila, pošto efekat preliivanja izmeren preko univarijacionog GARCH modela iznosi 0,022, što je veoma mala vrednost i što je u skladu sa nalazima BEKK-GARCH modela. Sa druge strane, u slučaju Meksika, statistički neznačajan parametar a_{21} sugeriše da šokovi koji dođu sa deviznog tržišta u proseku ne utiču na uslovnu varijansu tržišta akcija. Kod ranije ocenjenog univarijacionog modela u slučaju Meksika, ω parametar je imao vrednost 0,027, što je mala vrednost i što je takođe u skladu sa nalazima BEKK-GARCH modela. Kod indonezije je parametar a_{21} pozitivan i ima vrednost od 0,025, što sugeriše da šokovi koji dođu sa deviznog tržišta utiču na rast uslovne varijanse indeksa, ali relativno skromno. Ovaj nalaz je takođe konzistentan sa rezultatom univarijacionog GARCH modela, po kome direktno preliivanje šokova na uslovnu varijansu postoji, ali je relativno malo i iznosi 0,081. U slučaju Malezije, prema BEKK-GARCH modelu,

prelivanje šokova sa deviznog tržišta ima relativno prosečan uticaj na uslovnu varijansu malezijskog FTSEKLCI indeksa, slično kao i kod ostalih zemalja ove grupe, što je u skladu sa univarijacionim GARCH modelom, gde direktno prelivanje šokova sa deviznog tržišta na varijansu indeksa iznosi 0,121.

Tabela 5.13 Rezultati BEKK-GARCH modela za zemlje Jugoistočne Azije i Južne Amerike

	Indonezija		Malezija		Singapur		Meksiko		Brazil	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri uslovne varijanse u BEKK-GARCH modelu										
c_{11}	0,293*	0,299*	0,101*	0,113*	0,160*	0,110*	0,148*	0,175*	0,198*	0,227
c_{21}	-0,006	0,000	-0,003*	0,021***	-0,005	-0,002	-0,021***	-0,017	-0,037	-0,046
c_{22}	0,004	0,000	0,044*	0,036*	0,030*	0,030*	0,083*	0,077*	0,191*	-0,167*
a_{11}	0,376*	0,377*	0,325*	0,349*	0,292*	0,298*	0,264*	0,285*	0,203*	0,212*
a_{12}	-0,045*	-0,045*	-0,003	-0,011***	0,006	0,003	-0,031*	-0,041*	-0,009	-0,062*
a_{21}	0,025***	0,045*	-0,034**	0,028**	-0,094*	-0,064*	0,023	0,043*	-0,035***	0,034***
a_{22}	0,179*	0,168*	0,153*	0,146*	0,155*	0,156*	0,210*	0,203*	0,362*	0,308*
b_{11}	0,907*	0,905*	0,940*	0,931*	0,952*	0,950*	0,958*	0,950*	0,972*	0,968*
b_{12}	0,018*	0,018*	0,002	0,006*	-0,001	-0,001	0,009*	0,013*	0,001	0,016*
b_{21}	-0,015*	-0,017*	0,001	-0,016*	0,014*	0,008**	-0,005	-0,010**	0,013***	-0,014
b_{22}	0,983*	0,984*	0,985*	0,987*	0,985*	0,985*	0,971*	0,972*	0,916*	0,932*
v_1	5,580*	5,753*	4,522*	4,663*	7,769*	8,081*	6,300*	6,604*	9,886*	10,790*
v_2	5,092*	6,008*	8,802*	4,756*	8,197*	8,064*	8,230*	6,480*	7,607*	10,221*
Panel B. Dijagnostički testovi										
LL	-10447	-10642	-7593	-7737	-7868	-7878	-10486	-10640	-12651	-12754
AIC	5,751	5,858	4,007	4,083	4,236	4,241	5,560	5,641	6,622	6,676
SIC	5,770	5,877	4,025	4,101	4,254	4,260	5,578	5,659	6,640	6,694
HQ	5,758	5,865	4,013	4,090	4,242	4,248	5,566	5,648	6,628	6,682
$LB_1(Q)$	23,075	20,29	27,32	22,65	25,58	24,21	17,86	16,81	19,95	19,66
$LB_1(Q^2)$	20,54	17,48	16,41	12,76	30,23	29,04	10,36	8,77	31,04	28,36
$LB_2(Q)$	11,08	20,55	23,06	22,04	28,14	24,26	12,47	17,10	22,45	19,27
$LB_2(Q^2)$	14,30	21,25	10,04	13,44	10,73	29,38	52,83 [¶]	9,52	18,88	30,81

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol v označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. $LB_1(Q)$ i $LB_1(Q^2)$ označavaju Ljung-Box Q testove za obične i kvadirane rezidualne serija indeksa računane za 20 legova, a $LB_2(Q)$ i $LB_2(Q^2)$ su Ljung-Box Q testove za serije deviznih kurseva. *, **, *** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno. ¶ označava $LB(Q^2)$ test sa 50 legova.

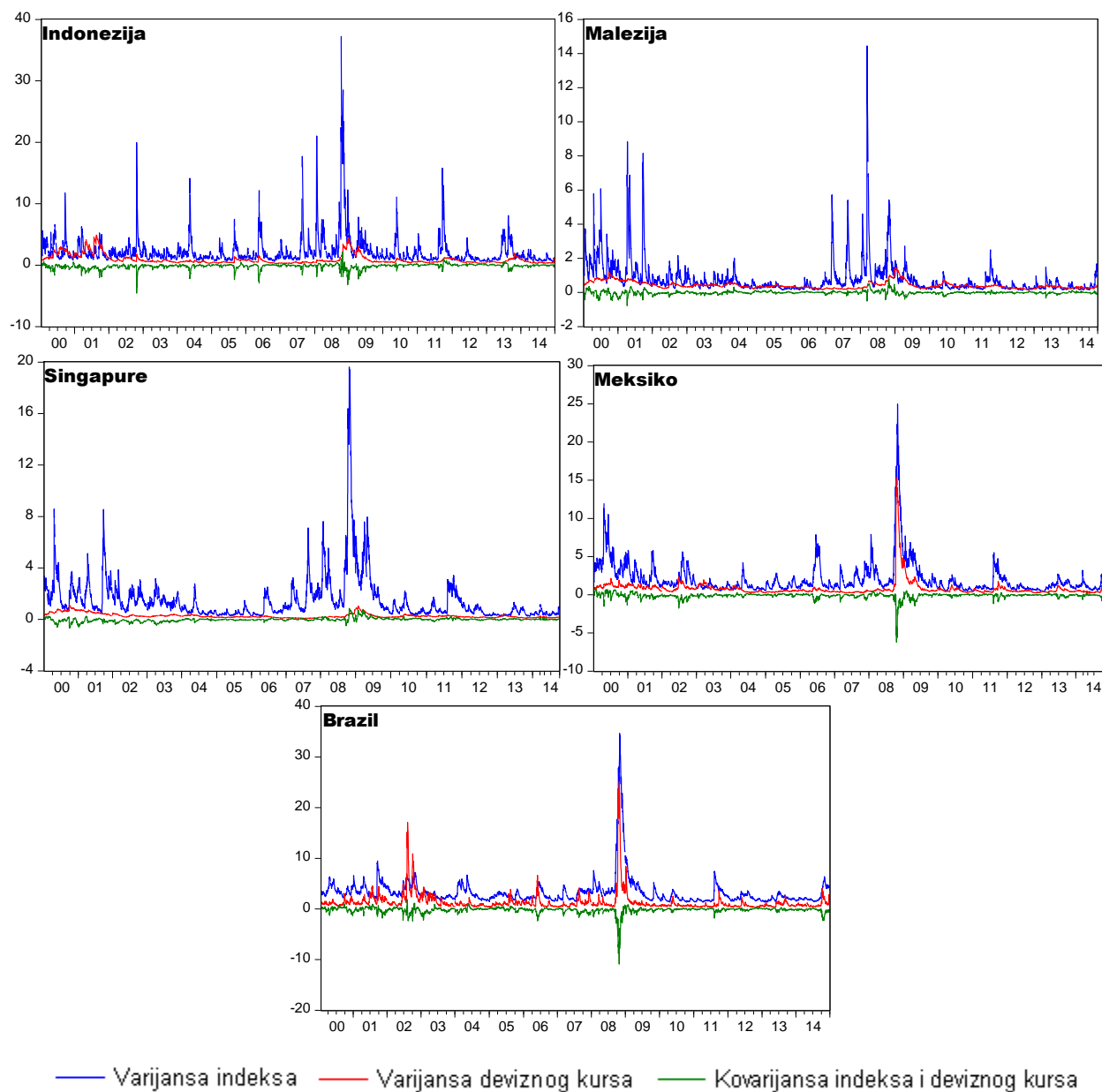
Izvor: Kalkulacija autora

Što se tiče prenosa volatilnosti između tržišta, on se iskazuje preko parametara b_{12} i b_{21} , i kao u slučaju ranijih zemalja, ovaj efekat je dosta niži u odnosu na efekat preliivanja šokova, kojeg mere a_{12} i a_{21} parametri. U slučaju prenosa volatilnosti sa tržišta akcija na devizno tržište, rezultati su vrlo slični sa ranije prikazanim preliivanjem šokova, odnosno u slučaju Indonezije i Meksika volatilnost se prenosi sa tržišta akcija na devizno tržište, ali je taj efekat vrlo mali i iznosi 0,018 i 0,009 za Indoneziju i Meksiko, respektivno. Kod Malezije, Singapura i Brazila, ovaj efekat ne postoji, jer b_{12} parametri nisu statistički značajni. Suprotan efekat je statistički značajan kod Indonezije, Singapura i Brazila, ali je isto tako vrlo mali, odnosno gotovo zanemarljiv. Kod Malezije i Meksika, b_{21} parametri nisu statistički značajni.

Adekvatnost modela je dobra za sve zemlje, na šta upućuju rezultati LB(Q) testova za obične i kvadrirane rezidualne kako serija indeksa, tako i serija deviznih kurseva. Jedino se u slučaju meksičkog pezosa, odsustvo heteroskedastičnosti potvrđuje na višem nivou docnji. Svi parametri v_1 i v_2 su visoko statistički značajni, što ukazuje na opravdanost korišćenja teorijske Studentove-t distribucije i kod ove grupe zemalja.

Kao i u ranijim poglavljima, u nastavku se na slici 5.3 prikazuju grafikoni serija varijansi za posmatrane varijable, kao i njihove zajedničke kovarijanse kao produkta BEKK-GARCH modela. Može se primetiti da su najveće varijanse indeksa zabeležene u periodu Svetske krize kod svih zemalja, dok je značajnija volatilnost indeksa zabeležena i u periodu oko 2001-2003. u Maleziji, Singapuru, Meksiku i Brazilu.

Takođe, može se videti da je veća vrednost varijanse deviznog kursa zabeležena kod Meksika i Brazila. Kao što slika 3.3 prikazuje, meksički pezosi i brazilski real su dve valute, posmatrano u odnosu na sve analizirane valute zemalja u usponu, koje su zabeležile najveće oscilacije u periodu Svetske ekonomske krize, a u slučaju Brazila to se dešavalo i u periodu Iračke krize. U slučaju Malezije, primetan je veći broj ekstremnih vrednosti, odnosno autlajera kod malezijskog FTSEKLCI indeksa oko 2001. godine, i u periodu 2007-2009. Kao što je ranije utvrđeno, rezultati preliivanja šokova izračunati preko BEKK-GARCH modela i univarijacionog GARCH modela u poglavlju 5.1.5 se u velikoj meri podudaraju.



Slika 5.3 Grafički prikaz varijansi indeksa i deviznog kursa kao i njihova kovarijansa u zemljama Jugoistočne Azije i Južne Amerike

Izvor: Kalkulacija autora

5.2.4. Rezultati preliivanja šokova ocenjenih preko bivarijacionog BEKK-GARCH modela u razvijenim zemljama

Ovo poglavlje je rezervisano za prikazivanje i objašnjavanje efekta preliivanja bivarijacionog BEKK-GARCH modela za razvijene zemlje, a tabela 5.14 sadrži ocenjene

parametre uslovnih varijansi. Analiza na razvijenim zemljama se radi u svrhu poređenja sa zemljama u usponu, odnosno utvrđivanja sličnosti i razlika između dve grupe zemalja. Slično kao i u prethodnim analizama zemalja u razvoju, svi parametri glavne dijagonale u matricama BEKK-GARCH modela za razvijene zemlje, tj. a_{11} i a_{22} , i b_{11} i b_{22} ukazuju da je ARCH efekat prisutan i značajan, odnosno da sopstvena volatilitnost, koja se desila u prethodnom periodu, ima uticaja na volatilitnost u sadašnjem periodu. Kako se može primetiti, u svim BEKK-GARCH modelima razvijenih zemalja, informacioni kriterijumi (AIC, SIC i HQC), kao i vrednost Log likelihood daju prednost modelima sa uključenim strukturnim lomovima, pa će stoga u nastavku biti komentarisani samo ocenjeni parametri u modelima sa lomovima.

Što se tiče parametara a_{12} oni su statistički značajni u svim modelima razvijenih zemalja, ali u modelima za SAD i Japana ovi parametri imaju relativno veliku vrednost i pozitivni su, dok je kod Velike Britanije vrednost ovih parametara vrlo mala sa negativnim predznakom. Relativno niska vrednost parametara a_{12} znači da šokovi sa tržišta kapitala koji pogađaju devizno tržište skromno utiču na uslovnu varijansu deviznog kursa. Interesantno je primetiti da su apsolutne vrednosti parametara a_{12} u slučaju SAD i Japana u velikom broju slučajeva veći od apsolutnih vrednosti a_{12} parametara u zemljama u razvoju, odnosno da nagle i neočekivane promene koje se dese na tržištu akcija, iako skromno, ipak imaju uticaja na devizno tržište. Ovaj rezultat je u skladu sa ranije iznetim pretpostavkama, a to je da razvijene zemlje, svojim intervencijama, ne utiču na stabilizaciju deviznog tržišta u meri u kojoj to rade zemlje u usponu. Takođe, ovi rezultati u slučaju SAD su konzistentni sa nalazima dobijenih ocenom univarijacionog GARCH modela, gde je efekat preliivanja iznosio 0,015, što je veći efekat u poređenju sa većinom zemalja u usponu.

Efekat indirektnog preliivanja volatilitnosti sa tržišta akcija na devizno tržište razvijenih zemalja je prisutan, ali je on izuzetno mali u svim razvijenim zemljama. Što se tiče preliivanja volatilitnosti sa deviznog tržišta na tržište akcija, ovaj efekat nije prisutan u SAD i Japanu, ali je prisutan u Britaniji, što volatilitnost nastala na deviznom tržištu ima zanemarljiv ekonomski efekat na uslovnu varijansu FTSE100 indeksa.

Tabela 5.14 Rezultati BEKK-GARCH modela za razvijene zemlje

	SAD		Japan		Velika Britanija	
	BSL	SSL	BSL	SSL	BSL	SSL
Panel A. Ocenjeni parametri uslovne varijanse u BEKK-GARCH modelu						
c ₁₁	0,126*	0,129*	0,164*	0,164*	0,159*	0,160*
c ₂₁	-0,001	-0,000	0,004	0,004	-0,007	-0,005
c ₂₂	0,030*	0,031*	0,041*	0,042*	0,031*	-0,031*
a ₁₁	0,285*	0,291*	0,285*	0,287*	0,290*	0,295*
a ₁₂	0,023*	0,021*	0,017*	0,016*	-0,008*	-0,009*
a ₂₁	-0,029	-0,019*	-0,010	-0,005	0,030	0,064**
a ₂₂	0,157*	0,158*	0,195*	0,196*	0,179*	0,176*
b ₁₁	0,952*	0,950*	0,954*	0,953*	0,951*	0,949*
b ₁₂	-0,006*	-0,005*	-0,003*	-0,003*	0,003*	0,003*
b ₂₁	0,006	0,005	0,002	0,001	-0,007	-0,013***
b ₂₂	0,986*	0,985*	0,979*	0,978*	0,981*	0,981*
v ₁	7,456*	7,734*	10,635*	11,459*	10,374*	10,417*
v ₂	9,841*	7,412*	7,288*	10,750*	10,427*	10,201*
Panel B. Dijagnostički testovi						
LL	-8873	-8847	-9988	-9986	-8732	-8716
AIC	4,759	4,746	5,513	5,512	4,587	4,578
SIC	4,778	4,764	5,532	5,531	4,605	4,596
HQ	4,766	4,752	5,520	5,519	4,593	4,585
LB ₁ (Q)	26,96	27,68	13,19	13,36	14,70	14,68
LB ₁ (Q ²)	29,36	29,90	25,89	23,28	30,30	29,91
LB ₂ (Q)	30,07	28,19	15,07	13,52	23,27	14,59
LB ₂ (Q ²)	16,52	30,88	17,99	23,68	20,62	29,97

Objašnjenje: Oznake BSL i SSL označavaju modele bez strukturnih lomova i sa strukturnim lomovima. Simbol v označava parametar teškog repa u Studentovoj-t distribuciji. Oznaka LL stoji za vrednost Log likelihood, a AIC, SIC i HQC označavaju Akaike, Schwarz i Hannan–Quinn informacione kriterijume, respektivno. LB₁(Q) i LB₁(Q²) označavaju Ljung-Box Q testove za obične i kvadrirane rezidualne serije indeksa računane za 20 legova, a LB₂(Q) i LB₂(Q²) su Ljung-Box Q testove za serije deviznih kurseva. *,**,*** označavaju statističku značajnost pri 1%, 5% i 10%, respektivno.

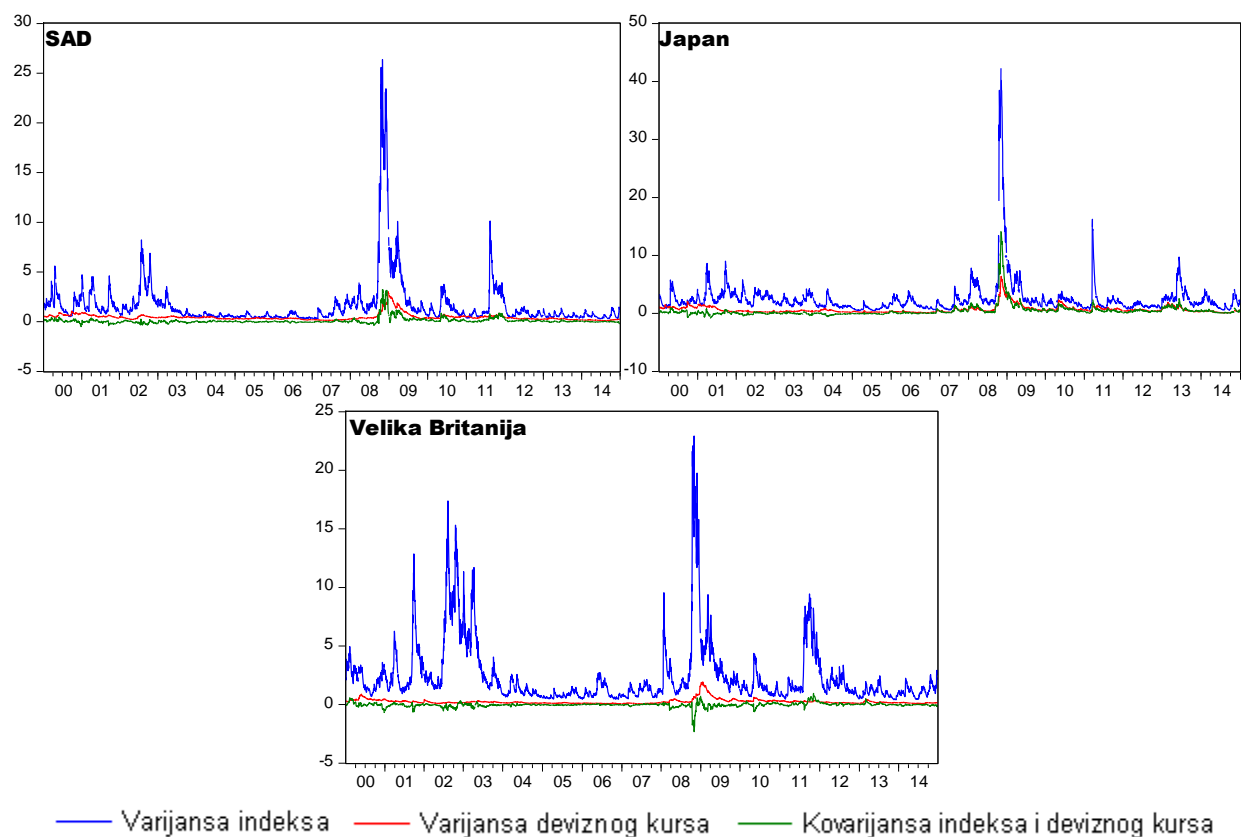
Izvor: Kalkulacija autora

Ovo je dodatna potvrda prethodno iznete konstatacije da u slučaju razvijenih zemalja oscilacije koje dolaze sa deviznog tržišta imaju manjeg uticaja na tržišta akcija u poređenju sa zemljama u usponu. Takođe, evidentno je da je, kao i u zemljama u usponu, indirektno prenošenje

volatilnosti daleko manje od indirektnog prenošenja šokova među tržištima, odnosno da parametri a_{12} i a_{21} , imaju veće vrednosti od parametara b_{12} i b_{21} .

Adekvatnost modela je potvrđena za sve zemlje, na šta ukazuju rezultati LB testova za obične i kvadrirane rezidualne indekse i deviznih kurseva. Pored toga, svi parametri v_1 i v_2 su visoko statistički značajni, što ukazuje na opravdanost korišćenja teorijske Studentove-t distribucije i kod razvijenih zemalja.

Slika 5.4 daje grafičke prikaze serija ocenjenih varijansi i kovarijansi za razvijene zemlje. Ono što je očekivano je da varijansa deviznog kursa bude manja od varijanse indeksa u svim razvijenim zemljama. Najveća varijansa je zabeležena kod japanskog NIKKEI225 indeksa za vreme Svetske ekonomske krize, dok je najmanja kod britanskog FTSE100 indeksa. Takođe, američki S&P500 indeks i britanski FTSE100 indeks su imali izraženu veću frekventnost u periodu Iračke krize, pošto su ove zemlje direktno učestvovala u ratu u Iraku, a što je konstatovano i u poglavlju 3.5.



Slika 5.4 Grafički prikaz varijansi indeksa i deviznog kursa kao i njihova kovarijansa u razvijenim zemljama

Izvor: Kalkulacija autora

6. Ekonomsko-politički diskurs dobijenih rezultata

U ovom poglavlju se daje sumarni pregled dobijenih rezultata u poglavljima 4 i 5, kao i implikacije tih rezultata na finansijske investitore, odnosno nosioce monetarne politike. Kao što je rečeno u uvodnom delu ovog rada, svrha ovog istraživanja je merenje i kvantitativno iskazivanje odnosa između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa u petnaest zemalja u usponu, odnosno bolje razumevanje njihovog interaktivnog odnosa. Direktno benefite od ovog istraživanja mogu imati međunarodni finansijski investitori i monetarne vlasti analiziranih zemalja. Poglavlje 6.1 daje ekonomsku interpretaciju rezultata dinamičke korelacije, dok poglavlje 6.2 diskutuje o efektima preliivanja šokova između tržišta.

6.1. *Ekonomska interpretacija dobijenih rezultata dinamičke korelacije*

Kao prvi indikator prirode veze između tržišta akcija i tržišta deviznog kursa, istraživana je dinamička kauzalna vezu na uzorku od 15 godina, koja je trebala da ukaže na smer veze između dva tržišta. Rezultati istraživanja su različiti među zemljama, ali moguće je pronaći generalan obrazac koji važi za zemlje u usponu. U procesu istraživanja je korišćen bivarijacioni DCC-GARCH model, a rezultati su pokazali da je veza između dva finansijska tržišta u većini zemalja, i u većem delu posmatranog perioda, u skladu sa teorijom balansiranog portfolija. Drugim rečima, tržišta akcija su osetljiva na oscilacije koje dolaze sa deviznog tržišta, odnosno kada devizni kurs ima trend depresijacije onda indeksi tržišta kapitala imaju tendenciju pada, a kada devizni kurs apresira onda se to i na tržište kapitala pozitivno odražava. Sa druge strane, u određenim zemljama (Izrael, Tajland i Singapur), i u određenim periodima, dinamička veza između dva tržišta je ukazivala na odnos u skladu sa teorijom toka, odnosno da depresijacija kursa utiče na rast vrednosti indeksa. Zemlje u kojima je ovakav odnos detektovan su relativno male i izvozno orijentisane ekonomije, a ovakva relacija između dva tržišta je kod svih zemalja zabeležena posle Svetske ekonomske krize, odnosno posle perioda kada su nacionalne valute tih zemalja zabeležile pad vrednosti. Logičan zaključak koji se nameće je da je depresijacija nacionalnih valuta stimulatивно uticala rast izvoza i posledično rast vrednosti akcija.

Međutim, intenzitet korelativne veze koji je pronađen kod zemalja u usponu se razlikuje između zemalja, kao i između različitih perioda, odnosno između mirnih i kriznih vremena. Analiza je pokazala da je u proseku najjača veza između dva tržišta prisutna u Poljskoj,

Mađarskoj, Turskoj i Južnoj Koreji sa prosečnim vrednostima dinamičkih korelacija od -0,269, -0,257, -0,310 i -0,188, respektivno. Relativno visoke prosečne vrednosti ovih koeficijenata pokazuju da kod ovih zemalja postoji najveći stepen sinhronog kretanja između dva tržišta, u poređenju sa ostalim zemljama. Drugim rečima, rezultati impliciraju da kada devizni kurs zabeleži određeno pomeranje i u određenom smeru, može se u proseku predvideti u kom će smeru i u kom intenzitetu doći do pomeranja na tržišta akcija. Takođe, utvrđeno je da je jačina korelativne veze posebno izražena u kriznim periodima, odnosno za vreme Svetske ekonomske krize i za vreme Iračke krize, što ide u prilog tvrdnji da investitori na tržištima akcija reaguju, najčešće impulsivno i stihijski, odnosno u skladu sa „efektom krda“, kada se desi značajnije pomeranje na deviznom tržištu. Analiza je takođe pokazala, da su u periodu Krize javnog duga u nekim zemljama Južne Evrope, vrednosti dinamičkih koeficijenata bile vrlo visoke u Češkoj, Poljskoj i Mađarskoj, i dostizale iznose od -0,366, -0,667 i -0,558, respektivno, što ide u prilog oceni prisustva paničnog ponašanja, odnosno efekta krda u tom periodu. Pored toga, isti obrazac je zabeležen i u periodu Iračke krize kada su u Indoneziji, Turskoj, Meksiku i Brazilu zabeležene ekstremne vrednosti dinamičkih koeficijenata od -0,427, -0,651, -0,194 i -0,239, respektivno. Takođe, treba reći da su kod gotovo svih zemalja u vreme Svetske ekonomske krize zabeležene visoke vrednosti dinamičkih parametara.

Međutim, i pored relativno visokih vrednosti dinamičkih parametara, njihove prosečne vrednosti nisu ni blizu jedinice, što bi sugerisalo postojanje vrlo visoke veze, i nedvosmisleno ukazivalo da je devizni kurs dominantan činilac koji utiče na kretanje akcija. Zbog toga, realnije je pretpostaviti da pored pored direktne međusobne veze između tržišta akcija i deviznog kursa, postoje i brojni drugi faktori koji utiču istovremeno i na jedno i na drugo tržište, što uzrokuje relativno visoke vrednosti dinamičkih koeficijenata. Kako bi se u ispitala ova pretpostavka, korišćena je tehnika kotrljajuće regresije, gde su za regresore bile postavljene uslovne varijanse indeksa i deviznog kursa, a regresand je bila ocenjena dinamička korelacija. Rezultati su pokazali da nazajedničku dinamičku korelaciju varijabilnost deviznog kursa ima mnogo većeg efekta od varijabilnosti indeksa, što je bilo i očekivano. Međutim, ono što nije bilo očekivano su nalazi koji su ukazivali da se taj uticaj deviznog kursa na dinamičku korelaciju najviše javlja u periodima van kriza, odnosno kada su tržišta bila relativno mirna, dok je za vreme kriza uticaj kursa na dinamičku korelaciju bio izuzetno mali.

Prema tome, racionalno objašnjenje ovih naizgled kontradiktornih rezultata je da u periodima kriza, kada je zabeležena veća dinamička korelacija između tržišta akcija i deviznog kursa, tu veću korelaciju su najverovatnije izazvali faktori koji su zajednički delovali i na jedno i na drugo tržište istovremeno. Verovatno ne može da se kaže da ti faktori pripadaju nekima od fundamentalnih ekonomski veličina poput, inflacije, kamatne stope, ekonomskog rasta, izvoza itd., čiji efekat se ispoljava u dužem periodu vremena, nego je verovatnije da su ti faktori bihevijarne prirode, tj. da su verovatno psihološki indukovani i da deluju vrlo rapidno. Drugim rečima, verovatan zajednički faktor može da se nazove jednom rečju – panika, koja je vrlo verovatno uzrokovala intenzivnu reakciju investitora u kriznim periodima i na jednom i na drugom tržištu, odnosno investitori su u strahu da ne izgube novac masovno prodavali aktivu u akcijama i napuštali rizičnu valutu. To je izazvalo pojačanu volatilnost na svim analiziranim tržištima, kako zemalja u usponu tako i razvijenih zemalja, a što je jasno prikazano na slikama 3.3 i 3.4. Sa druge strane, u mirnim periodima, kada se ne očekuje veće oscilatorno kretanje ni tržišta akcija ni deviznog tržišta, veća frekventnost deviznog kursa je imala većeg uticaja na dinamičku korelaciju, što je prikazala kotrljajuća regresija. Odnosno, u mirnim periodima, direktan uticaj varijabilnosti devizno kursa na zajedničku korelaciju je veći od istog takvog uticaja u periodima krize, kada su neki drugi faktori, koji su često nemerljivi kvantitativno, imali većeg uticaja na dinamičku korelaciju.

6.2. Implikacije dobijenih rezultata na međunarodne investitore i na ekonomsku politiku odabranih zemalja u usponu

Dinamička korelacija je pružila odgovora na pitanje kakva je priroda veze između dva tržišta, ali nije ništa rekla o tome koliki je prosečan efekat preliivanja šokova od jednog tržišta ka drugom, i obrnuto. Ovaj efekat je analiziran iz nekoliko uglova i preko nekoliko modela. Univarijacioni GARCH model je korišćen za ocenu dvosmernog i direktnog efekta preliivanja naglih i neočekivanih promena na uslovnu varijansu određene varijable. Sa druge strane, bivarijacioni BEKK-GARCH model je ocenjivao indirektni efekat preliivanja šokova, odnosno kako promene koje nastaju u rezidualima i varijansi jednog tržišta i koje se prelivaju na rezidualne i varijansu na drugom tržištu, utiču na uslovnu varijansu prvog tržišta. Kao i u slučaju rezultata

dinamičke korelacije, efekti prelivanja šokova su različiti među zemljama, ali moguće je pronaći generalno pravilo koji važi za zemlje u usponu.

Suština aktivnosti internacionalnih investitora na tržištima kapitala u zemljama u usponu je ostvarenje što veće stope prinosa na ulaganja, kada se iskaže u nekoj čvrstoj valuti (\$, € ili ¥). Zbog toga je za njih od krucijalnog značaja da dobro razumeju međusobne veze između ovih tržišta, kako bi mogli blagovremeno da se zaštite od potencijalnih rizika deviznog kursa, ako kretanje deviznog kursa ima značajnog efekta na tržište akcija. Sa druge strane, rezultati ovog istraživanja su pokazali da li šokovi koji dolaze sa tržišta kapitala utiču, i u kojoj meri, na stabilnost deviznog tržišta. Drugim rečima, ovi nalazi otkrivaju da li su mere stabilizacije deviznog kursa, koje sve zemlje u usponu primenjuju u manjoj ili većoj meri, efektivne, odnosno da li ih treba poboljšavati.

Generalan obrazac koji može da se izvuče za sve zemlje u usponu iz rezultata univarijacionih GARCH modela je da šokovi koji dolaze sa deviznog tržišta mnogo više pogađaju tržište akcija, nego što šokovi sa tržišta akcija pogađaju devizno tržište. To praktično znači da oni investitori koji nisu hedžirali rizik deviznog kursa, a nastupaju na tržištima kapitala u analiziranim zemljama u usponu, izlažu se riziku da promena vrednosti nacionalne valute utiče na opštu stopu prinosa koju bi oni ostvarili, a koja se izražava u nekoj čvrstoj valuti. Zbog toga, rezultati ovog istraživanja otkrivaju koje analizirane zemlje su najrizičnije posmatrano sa aspekta izloženosti riziku deviznog kursa. Drugim rečima, daje se odgovor na pitanje da li je kupovina deviznih terminskih ugovora neophodna, kao vid zaštite od promena deviznog kursa, kada investitori ulažu na određenim tržištima zemalja u usponu. Odnosno, da li je sa druge strane, uticaj deviznog kursa na tržište akcija toliko malo da hedžiranje deviznog rizika nije potrebno.

Što se tiče direktnog prelivanja šokova na uslovnu varijansu berzanskog indeksa onda je, prema rezultatima univarijacionog GARCH modela, prosečna veličina ovog uticaja najveća u Turskoj, Rusiji i Češkoj, sa iznosom od 0,736, 0,264 i 0,201, respektivno. Prema ovim rezultatima, ove zemlje, od svih analiziranih, spadaju u grupu izrazito osetljivih na promene deviznog kursa, dok je kod Turske to posebno naglašeno sa vrednošću parametra koji je gotovo tri puta veći od drugog najvećeg parametra koji se odnosi na Rusiju. Grupa tržišta akcija, sa parametrima prelivanja šokova u zagradi, za koju bi moglo da se kaže da je umereno osetljiva na neočekivane promene koje dolaze sa nacionalnog deviznog tržišta su Indija (0,127), Malezija

(0,121), Mađarska (0,110), Južna Koreja (0,084), Tajland (0,083) i Indonezija (0,081). Interesantno je primetiti da su se u ovoj grupi našle zelje poput Malezije i Tajlanda, čije su prosečne dinamičke korelacije bile među najnižima, što je sugerisalo da jaka interaktivna veza između tržišta akcija i deviznog tržišta nije prisutna u ovim zemljama. Međutim, detaljnijim posmatranjem, objašnjenje može da se pronađe u karakteristikama njihovih valuta. Naime, malezijski ringit i tajlandski baht su jedne od najstabilnijih analiziranih valuta sa prosečnom godišnjom depresijacijom od 0,756% i 0,504%. Drugim rečima, portfolio investitori koji ulažu na ovim tržištima su navikli da su nacionalne valute ovih zemalja prilično stabilne i da rizik od naglih promena kursa ne bi trebao da postoji. Međutim, kada se dese krize, na koje ove zemlje svakako nisu imune, onda investitori na tržištu akcija ovih zemalja reaguju sa većim intenzitetom na šokove sa deviznog tržišta, nego što bi bila reakcija investitora u negim drugim zemljama na šokove istog intenziteta, a gde se normalno očekuju veće oscilacije deviznog tržišta. Zbog toga su se ove zemlje našle u grupi zemalja koje su imale relativno visoke vrednosti dinamičkih korelacija, poput Mađarske, Indije, Indonezije i Južne Koreje, odnosno koje imaju relativno visoke parametre preliivanja šokova sa deviznog tržišta.

Sa druge strane, one zemlje za koje može da se kaže da njihova tržišta kapitala u proseku trpe mali uticaj sa nacionalnih deviznih tržišta su Poljska (0,058), Singapur (0,028), Meksiko (0,027), Brazil (0,022) i Izrael u čijem modelu nije detektovan efekat preliivanja. Takođe, model za Srbiju nije ukazao da postoji direktan efekat preliivanja šokova sa deviznog tržišta, najverovatnije zbog niske likvidnosti srpskog tržišta kapitala. Sve navedene zemlje, osim Poljske, su imale relativno niske koeficijente dinamičke korelacije što ukazuje da je interakcija između tržišta kapitala i deviznog tržišta u ovim zemljama niska, odnosno da je nizak efekat preliivanja, koji prijavljuje univarijacioni GARCH model, konzistentan sa DCC rezultatima. U skladu sa nalazima univarijacionih GARCH modela, to praktično znači da zbog niskog uticaja promena deviznog kursa na tržište akcija, u ovim zemljama investitori svoja dugoročna ulaganja na tržištu kapitala ne bi morali da štite od deviznog rizika kupovinom dogoročnih fjučers ili forvard ugovora. Što se tiče Poljske, njen slučaj može da zbuni, pošto je to zemlja koja je imala jednu od najvećih prosečnih dinamičkih korelacija, sa vrednošću od -0,269, a efekat direktnog preliivanja šokova sa deviznog tržišta je među najmanjima. Međutim, kako je ranije objašnjavano, dinamička korelacija ne ukazuje na stepen preliivanja šokova, ona samo ukazuje na jačinu veze između tržišta, za čiji jačinu mogu da budu odgovorni i neki zajednički

faktori, uzrokujući istovremena pomeranja na oba tržišta, u očekivanim smerovima, dok direktan efekat prelivanja šokova ne mora biti uopšte jak. Kao što je ranije pretpostavljeno, taj zajednički faktor je vrlo moguće panika, odnosno prekomerna reakcija investitora na oba tržišta. Ocenjeni modeli sugerišu da je Poljska jedno od takvih tržišta.

Upoređujući dobijene rezultate univarijacionih GARCH modela sa rezultatima bivarijacionih BEKK-GARCH modela, može se reći da su kod oba modela rezultati u velikoj meri konzistentni, ali se treba reći da je efekat prelivanja šokova koji su ocenjeni preko univarijacionih GARCH modela verodostojniji i pouzdaniji, zato što se efekat prelivanja šokova ocenjuje na direktan način.

Posmatrajući obrnuti efekat prelivanja šokova, odnosno sa tržišta akcija na devizno tržište zemalja u usponu, nalazi ukazuju da je ovaj efekat u većini posmatranih zemalja statistički značajan, ali izuzetno nizak, gotovo zanemarljiv, dok kod ostalih on nije uopšte statistički značajan (u optimalnim univarijacionim GARCH modelima Izraela, Južne Koreje, Indonezije, Malezije, Singapura i Brazila). Drugim rečima, može se konstatovati da monetarne vlasti svih posmatranih zemalja u usponu ulažu značajne napore u stabilizaciju svojih nacionalnih valuta, i uspevaju u tome, uprkos činjenici da su zemlje u usponu podložne značajnijim fluktuacijama kapitala. U neku ruku, ovi rezultati su očekivani imajući u vidu da je stabilnost kursa jedan od ključnih preduslova za stabilnost opšteg ekonomskog sistema. Na ovaj način su praktično potvrđene tvdnje sa početka rada da zemlje u razvoju generalno imaju tzv. strah od fluktuiranja deviznog kursa, i da zbog toga *de facto* vode politiku koja je bliža puzajućem kursu sa uskim koridorom oscilacija, iako to nije zvanična ili *de jure* proklamacija nijedne centralne banke posmatranih zemalja. Upoređujući rezultate zemalja u usponu sa razvijenim zemljama, može se primetiti da je efekat prelivanja šokova sa tržišta kapitala na devizno tržište relativno veći u odnosu na zemlje u usponu, što ukazuje da razvijene zemlje manje intervenišu na deviznom tržištu u cilju amortizacije šokova koji dolaze sa tržišta kapitala. Drugim rečima, centralne banke razvijenih zemalja imaju u vidu da internacionalni investitori neće naglo i panično povlačiti svoj kapital ako dođe do pomeranja na deviznom tržištu, kao što je čest slučaj kod zemalja u usponu, i zbog toga snažna intervencija na deviznom tržištu nije potrebna.

ZAKLJUČAK

Predmet istraživanja ovog rada je detaljna ekonometrijska analiza odnosa između dva najznačajnija finansijska tržišta – tržišta akcija i tržišta deviznog kursa, da bi se formirala osnova za izvođenje zaključaka relevantnih za donošenje ekonomskih i menadžerskih odluka u analiziranim oblastima, posebno sa stanovišta investiranja finansijskih sredstava. Istraživački proces je bio usmeren ka utvrđivanju načina na koji funkcioniše interaktivna veza između dva tržišta, odnosno koliko je jak efekat preliivanja šokova s jednog tržišta na drugo, i obrnuto. Analizom je obuhvaćeno 15 zemalja u usponu iz Jugoistočne i Istočne Evrope, Azije i Južne Amerike, koje imaju režim fleksibilnog deviznog kursa, a u cilju poređenja su korišćene još tri razvijene ekonomije. Metodologija koja je bila primenjena je bila izabrana u skladu sa datim ciljem i zadatkom istraživanja koje je trebalo postići, ali je takođe bilo bitno i da je prilagođena osobinama dnevnih empirijskih vremenskih serija koje su se koristile. Drugim rečima, modeli, da bi bili adekvatni, morali su da budu usklađeni sa problemima detektovane autokorelacije i heteroskedastičnosti u vremenskim serijama. S obzirom na postavljene zahteve, izabrani su nelinearni modeli uslovne volatilnosti, odnosno ARMA-GARCH modeli, i to nekoliko vrsta, odnosno tipova tih modela. Pored toga, analiza je obuhvatala i prisustvo strukturnih lomova, kao bitne osobine dnevnih vremenskih serija stopa prinosa. U tom smislu, paralelno su bile ocenjivane i interpretirane performanse modela sa strukturnim lomovima i bez njih.

Ključni razlog zašto su izabrane zemlje u usponu bile predmet istraživanja ovog rada je njihov relativno dobar položaj među globalnim finansijskim tržištima, posmatrano sa aspekta visine prosečnih prinosa koje nude investitorima na tržištu kapitala, kao i sa aspekta relativno umerenog rizika, čija se visina ne razlikuje mnogo od rizika u razvijenim zemljama. S obzirom na ovu činjenicu, investitorima je od krucijalnog značaja da dobro razumeju međusobne veze između tržišta akcija i deviznog tržišta kako bi mogli blagovremeno da hedžiraju rizik deviznog kursa.

Postavka osnovne hipoteze je glasila da su tržišta akcija i deviznog kursa u kratkom roku povezana na način koji pretpostavlja teorija balansiranog portfolija. Rezultati bivarijacionog DCC-GARCH modela su u većini zemalja potvrdili ovu hipotezu, samo u slučaju Srbije nije pronađena nikakva kauzalna veza, dok kod Izraela, Tajlanda i Singapura veza između dva tržišta postoji, ali nije definitivno potvrđeno da je kretanje dva tržišta samo u skladu sa jednim od

teorijskih modela. Drugim rečima, u slučaju malih otvorenih ekonomija pronađeni su dokazi da je u određenom periodu posmatranja depresijacija kursa zapravo uticala na rast cena akcija, kako sugerise teorija toka.

U ovom istraživanju, nakon utvrđivanja kauzalne veze između dva tržišta, sledeći korak je bio ispitivanje prve pomoćne hipoteze da dvosmerno prelivanje šokova između dva tržišta postoji i da je ono statistički značajno. Za ovaj zadatak su korišćeni različiti tipovi univarijacionih GARCH modela, a rezultati su ukazivali na to da je dvosmerni efekat prelivanja šokova prisutan u većini analiziranih zemalja, dok je kod ostalih detektovan samo efekat prelivanja sa jednog tržišta na drugo, ali ne i obrnuto. Na primer, kod Srbije je detektovano statistički značajno, ali vrlo skromno prelivanje sa tržišta kapitala na devizno tržište, dok je u optimalnim modelima Izraela, Južne Koreje, Indonezije, Malezije, Singapura i Brazila utvrđeno prelivanje šokova sa deviznog tržišta na tržište kapitala, ali ne i obrnuto. Kod ostalih analiziranih zemalja statistički je značajan dvosmerni efekat prelivanja šokova.

Paralelno sa ocenjivanjem pretpostavke o tome da li postoji efekat prelivanja šokova među tržištima, mogla se ispitati i druga pomoćna hipoteza, koja je glasila da je efekat prelivanja izraženiji sa tržišta deviznog kursa na tržište akcija, nego obrnuto. Ova hipoteza je potvrđena u svim analiziranim zemljama na osnovu rezultata svih implementiranih univarijacionih i bivarijacionih GARCH modela, koji su merili jačinu prelivanja finansijskih šokova između tržišta. U svim zemljama je efekat prelivanja sa deviznog tržišta na tržište kapitala neuporedivo jači u odnosu na obrnuti efekat, što dovodi do zaključka da je devizno tržište zemalja u usponu trpelo veoma mali, gotovo zanemarljiv uticaj sa tržišta kapitala.

Sledećom pomoćnom hipotezom je pretpostavljeno da su višestruki strukturni lomovi na tržištu akcija i deviznog kursa prisutni, i da njihovo uključivanje u ekonometrijske GARCH modele poboljšava performanse istih. Korišćenjem ICSS algoritma, nedvosmisleno je utvrđeno da su višestruki strukturni lomovi prisutni kako u vremenskim serijama indeksa, tako i u vremenskim serijama deviznog kursa. Zbog relativno dugog horizonta posmatranja, kao i zbog obuhvata kriznih događaja, realno je bilo očekivati da će strukturni lomovi biti prisutni u serijama, a njihov broj se kretao od 3 do 6 u zavisnosti od serije posmatrane zemlje. Uključivanjem strukturnih lomova u univarijacione GARCH modele, i poređenjem modela sa lomovima i bez njih, vrednost LL i informacioni kriterijumi AIC, SIC i HQC su u velikoj većini

preferirali modele koji su bili specifikovani sa strukturnim lomovima. Međutim, u slučaju bivarijacionih BEKK-GARCH modela, vrednost LL i informacioni kriterijumi su u većini slučajeva davali prednost modelima koji nisu u sebi imali uključene strukturne lomove. Jedino u slučaju Izraela, Južne Koreje i razvijenih zemalja, ocenjeni BEKK-GARCH modeli sa lomovima su bili bolji prema Log likelihood vrednosti i informacionim kriterijumima.

Pored ovih eksplicitno postavljenih hipoteza, uključivanje strukturnih lomova u modele je omogućilo testiranje još tri dodatne tvrdnje koje se odnose na GARCH specifikacije, a koje se često navode u relevantnim istraživanjima finansijskih modela. Prva je da efekat preliivanja šokova na uslovnu varijansu može biti pogrešan, odnosno pristrasan ako se zanemari prisustvo strukturnih lomova u modelima. Druga glasi da je istrajnost varijanse veća u modelima bez strukturnih lomova, i treća se odnosi na simetričan efekat u GARCH modelima, odnosno tvrdnja glasi da ocene asimetričnog efekta u GARCH modelima mogu biti pogrešne ako su prisutni strukturni lomovi u seriji zavisne varijable. Sva tri iskaza su bila testirana u radu, i u slučajevima ocenjenih univarijacionih GARCH modela su se pokazali opravdanim. Prvo, zato što su se u većini zemalja efekti preliivanja razlikovali između modela sa strukturnim lomovima i bez njih. Drugo, jer je u svim modelima zbir statistički značajnih parametara α i β bio manji u modelima sa lomovima, što ukazuje na nižu istrajnost varijanse. I na kraju, kod većine univarijacionih GARCH modela koji su u sebi imali element asimetričnosti, parametri koji su merili leveridž efekat su se razlikovali između modela sa strukturnim lomovima i bez njih, što je dokaz da strukturni lomovi utiču na njihovu ocenu.

Generalno posmatrano, sprovedeno istraživanje i dobijeni rezultati mogu pružiti nova saznanja o dinamičkoj vezi između dva finansijska tržišta u zemljama u usponu, i imati višestruki značaj, posebno za privatne i institucionalne investitore, analitičare finansijskih tržišta i portfolio menadžere. Dobijeni nalazi mogu pomoći internacionalnim investitorima u procesu donošenja investicionih odluka na tržištima kapitala u zemljama u usponu, i ukazati na to da li, i na kojim tržištima treba primenjivati odgovarajuću hedžing strategiju kako bi se zaštitili od rizika deviznog kursa. Takođe, rezultati ovog rada mogu pružiti podršku monetarnim vlastima zemalja u usponu, posmatrano sa aspekta postizanja toliko željene stabilnosti deviznog kursa, odnosno, rezultati i izvedeni zaključci mogu omogućiti uvid u to kolika je transmisija finansijskih šokova na devizno tržište, a koji dolaze sa tržišta kapitala. Drugim rečima, rezultati mogu pružiti dokaz o tome da li su monetarne vlasti analiziranih zemalja uspešne u postizanju

stabilnost deviznog kursa, odnosno, da li treba više pažnje da posvete naglim i neočekivanim promenama koje dolaze sa tržišta kapitala.

Konkretno, posmatrajući samo Srbiju, rezultati istraživanja koji su rađeni primenom ekonometrijskih modela ukazuju na to da je srpsko tržište kapitala vrlo plitko i još uvek nedovoljno razvijeno da bi efekti preliivanja šokova sa drugih finansijskih tržišta bili detektovani na njemu, a s druge strane, kako je analiza sprovedena u ovom radu pokazala, to je uobičajen i redovan slučaj i u ostalim posmatranim zemljama u usponu. Izražena nelikvidnost i prisustvo autokorelacije u dnevnim prinosima na srpskom tržištu kapitala su uticali na to da ekonometrijski modeli zataje u pokušaju detekcije preliivanja šokova sa deviznog tržišta. Međutim, to ne znači da portfolio investitori na srpskom tržištu kapitala ne uzimaju u obzir stabilnost deviznog tržišta, kada odlučuju o tome da li će investirati u akcije na Beogradskoj berzi, čak naprotiv. Vrlo verovatno da su nestabilnost na deviznom tržištu i negativna očekivanja o depresijaciji kursa u prethodnim godinama doprineli vrlo niskoj aktivnosti na srpskom tržištu akcija. Drugim rečima, budućem razvoju i poboljšanju rada srpskog tržišta akcija, između ostalog, će svakako doprineti i stabilnost i predvidivost deviznog kursa srpske nacionalne valute. U svakom slučaju, stabilan devizni kurs pogoduje ne samo portfolio investitorima, nego i brownfield i greenfield investitorima, kao i čitavoj realnoj ekonomiji.

Na kraju zaključnih razmatranja, još jednom se navodi važnost i aktuelnost analizirane problematike i u radu primenjene metodologije istraživanja Prvo, analiza problema je imala za cilj da da jedan temeljan i sveobuhvatan pristup odgovoru na pitanje kakav je odnos između dva ključna finansijska tržišta u najvećim zemljama u usponu. Iako je ovaj problem u akademskoj zajednici dobro poznat, prethodnih godina je analiza uglavnom rađena na primerima razvijenih zemalja. Povećanje atraktivnosti zemalja u usponu u zadnjih petnaestak godina, zbog relativno visokih stopa rasta, je probudilo zainteresovanost naučno-istraživačkih institucija, portfolio menadžera i finansijskih analitičara u traženju odgovora na ovo pitanje, a istraživanja u ovom radu su predstavila napor da se doprinese kompletiranju sistema informacija u vezi sa zemljama u usponu. Drugo, istraživanja u ovom radu su rezultirali u formulisanju predloga novih načina sagledavanja ovog problema preko modelovanja volatilnosti izabranih finansijskih tržišta. U analizi su korišćeni univarijacioni i multivarijacioni GARCH modeli, kao i u najvećem broju sprovedenih istraživanja, međutim, u ovom radu je korišćen proširen pristup korišćenjem dinamičke kotrljajuće regresije koja daje ocenu veza posmatranih varijabli kroz različite

vremenske periode. Na kraju, može se istaći da je ovaj rad uključio u analizu i jedno pitanje koje se skoro uvek zanemaruje prilikom modelovanja volatilnosti vremenskih serija, a to je prepoznavanje strukturalnih lomova u empirijskim serijama. Drugim rečima, uključivanje strukturalnih lomova u ekonometrijske modele je doprinelo verodostojnosti ocenjenih parametara GARCH modela, što je doprinelo izbegavanju zabune u tumačenju istih, koja bi mogla nastati njihovom distorzijom, odnosno pogrešnom ocenom usled neuključivanja strukturalnih lomova u GARCH modele. Ovaj rad je nedvosmisleno pokazao da prisustvo strukturalnih lomova, posebno u univariacionim GARCH modelima, poboljšava performanse istih.

Literatura

Knjige:

1. Brooks, C. (2008) *Introductory Econometrics for Finance* – second edition, Cambridge University Press
2. Campbell, J.Y., Lo, A.W., MacKinlay, A.C. (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, Princeton, NJ
3. Francq, C., Zakoian, J. (2010) *GARCH models structure, statistical inference and financial applications*. Chichester, West Sussex, U.K.: John Wiley and Sons.
4. Gujarati, D. (2004) *Basic Econometrics*, Fourth Edition, © The McGraw–Hill Companies
5. Josifidis K., Allegret J.P., Beker E. (2009; b) *Exchange Rate Regimes in Emerging and Transition Economies*, University of Novi Sad, Faculty of Economics Subotica
6. Levi, M.D. (2005) *International finance*. *Routledge - Taylor & Francis Group*, New York
7. Tsay, R.S. (2010) *Analysis of Financial Time Series*. A John Wiley & sons, inc., publication

Naučni radovi u časopisima i publikacije:

1. Adler, M. Qi, R. (2003) Mexico's integration into the North American capital market. *Emerging Markets Review*, 4, 91-120.
2. Aggarwal, R.C., Inclan, R.L. (1999) Volatility in emerging stock markets. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, 33-55.
3. Ahmed, S., Valente, G. (2015) Understanding the price of volatility risk in carry trades. *Journal of Banking and Finance* 57, 118–129.
4. Albuquerque, R., De Francisco, E., Marques, L. (2008) Marketwide private information in stocks: forecasting currency returns. *Journal of Finance* 63, 2297–2343.
5. Alagidede, P., Panagiotidis, T. and Zhang, X. (2011) Causal relationship between stock prices and exchange rates. *Journal of International Trade and Economic Development* 20, 67–86.
6. Alesina, A. F. Wagner, A.F. (2006) Choosing (and Reneging on) Exchange Rate Regimes. *Journal of the European Economic Association* 4, 770-799
7. Aloui, C. (2007) Price and volatility spillovers between exchange rates and stock indexes for the pre- and post-euro period. *Quantitative Finance* 7, 1–17.
8. Andersen, T. G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., and Clara V. (2007) Real-Time Price Discovery in Global Stock, Bond and Foreign Exchange Markets. *Journal of International Economics* 73, 251–77.

9. Andreoua, E., Matsia, M., Savvidesba, A. (2013) Stock and foreign exchange market linkages in emerging economies. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 27:248–268.
10. Antell, J., Vaihekoski, M., (2007) International asset pricing models and currency risk: evidence from Finland 1970–2004. *Journal of Banking and Finance* 31, 2571–2590.
11. Arouri, M. H., Hammoudeh, S., Lahiani, A., Nguyen, D. K. (2012) Long memory and structural breaks in modeling the return and volatility dynamics of preciousmetals. *Quarterly Review of Economics and Finance* 52, 207–218.
12. Baak, S.J., Al-Mahmood, M.A., Vixathep, S. (2007) Exchange rate volatility and exports from East Asian countries to Japan and the USA. *Applied Economics* 39, 947–959.
13. Bacchetta, P., van Wincoop, E. (2006) Can information heterogeneity explain the exchange rate determination puzzle? *American Economic Review* 96, 552–576.
14. Bahmani, O.M., Kara, O. (2000) Exchange rate overshooting in Turkey. *Economics Letters* 68, 89–93.
15. Bahmani, O., M., Kutanb, A. M., Zhou, S. (2008) Do real exchange rates follow a non-linear mean reverting process in developing countries? *Southern Economic Journal*, 74, 1049–1062.
16. Bali, T.G., Peng L. (2006) Is there a Risk-Return Trade-off? Evidence from High-Frequency Data. *Journal of Applied Econometrics* 21, 1169–1198.
17. Bartram, M.S., Bodnar, M.G. (2012) Crossing the lines: The conditional relation between exchange rate exposure and stock returns in emerging and developed markets. *Journal of International Money and Finance* 31, 766–792.
18. Beber, A., Fabbri, D. (2012) Who times the foreign exchange market? Corporate speculation and CEO characteristics. *Journal of Corporate Finance* 18, 1065–1087.
19. Bekaert, G., Harvey, C.R. (2000) Foreign speculation and emerging equity markets. *Journal of Finance* 55, 565–613.
20. Berger, D.W., Chaboud, A.P., b, Chernenko, S.V., Howorka, E., Wright, J.H. (2008) Order flow and exchange rate dynamics in electronic brokerage system data. *Journal of International Economics* 75, 93–109.
21. Bernard, H.J., Galati, G.E. (2000) The co-movement of US stock markets and the dollar. *BIS Quarterly Review*, 31–34.
22. Bhatti, R.H. (2014) The existence of uncovered interest parity in the CIS countries. *Economic Modelling* 40, 227–241.
23. Bjornland, H.C. (2009) Monetary policy and exchange rate overshooting: Dornbusch was right after all. *Journal of International Economics* 79, 64–77.
24. Boako, G., Omane-Adjepog, M., Frimpong, J.M. (2015) Stock Returns and Exchange Rate Nexus in Ghana: A Bayesian Quantile Regression Approach. *South African Journal of Economics* Vol. ••:•• ••

25. Bodart, V., Reding, P. (1999) Exchange rate regime, volatility and international correlations on bond and stock markets. *Journal of International Money and Finance* 18, 133–151.
26. Bollerslev, T. (1986) Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
27. Bonga-Bonga, L., Hoveni J.L. (2013) Volatility spillovers between the equity market and foreign exchange market in South Africa in the 1995-2010 period. *South African Journal of Economics* 81, 260-274.
28. Bouakez, H., Normandin, M. (2010) Fluctuations in the foreign exchange market: How important are monetary policy shocks? *Journal of International Economics* 81, 139–153.
29. Boyer, B., Kumagai, T. and Yuan, K. (2006) How do crises spread? Evidence from accessible and inaccessible stock indices. *Journal of Finance* 61, 957–1003.
30. Branson, W.H. (1983) Macroeconomic determinants of real exchange risk. In: Herring, R.J. (Ed.), *Managing Foreign Exchange Risk*. Cambridge University Press, Cambridge. 1983.
31. Burnside, C., Martin, S. E., Sergio, R. (2009) Understanding the forward premium puzzle: a microstructure approach. *American Economic Journal: Macroeconomics* 1, 127-54.
32. Calvo, G.A., Reinhart, C.M. (2002) Fear of Floating. *Quarterly Journal of Economics* 117, 379-408.
33. Cao, H.H., Evans, M.D.D., Lyons, R.K. (2006) Inventory information. *Journal of Business* 79, 325–364.
34. Caporale, G., Pittis, N., Spagnolo, N. (2002) Testing for causality-in-variance: An application to the East Asian markets. *International Journal of Finance and economics* 7, 235-245.
35. Caporale, G.M., Hunter, J., Ali, F.M. (2014) On the linkages between stock prices and exchange rates: Evidence from the banking crisis of 2007–2010. *International Review of Financial Analysis* 33, 87–103.
36. Carlson, J.A., Olser, C.L. (1997) Rational Speculators and Exchange Rate Volatility. Purdue CIBER Working Papers
37. Cerrato, M., Sarantis, N., Saunders, A. (2011) An investigation of customer order flow in the foreign exchange market. *Journal of Banking and Finance* 35, 1892–1906.
38. Carrieri, F. (2001) The effects of liberalisation on market and currency risk in the European Union. *European Financial Management* 7, 259– 290.
39. Charles, A., Darne, O. (2005) Outliers and GARCH models in financial data. *Economics Letters*, 86:347–352.
40. Charles ,A., Darne, O. (2014) Volatility persistence in crude oil markets. *Energy policy*, 65:729–742.
41. Cheung, Y. W., Wong, C.Y.P. (1996) *Foreign Exchange Microstructure: A Comparison of Hong Kong, Singapore, and Japan*, Mimeo, University of California at Santa Cruz.

42. Cheung, Y., Lai, K. (2000) On cross-country differences in the persistence of real exchange rates. *Journal of International Economics* 50, 375–397.
43. Chinn, M.D. (2006) The (Partial) Rehabilitation of Interest Rate Parity in the Floating Rate Era: Longer Horizons, Alternative Expectations, and Emerging Markets. *Journal of International Money and Finance* 25, 7–21.
44. Chkili, W., Chaker, A., Masood, O., Fry, F. (2011) Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov-state switching approach. *Emerging Markets Review* 12, 272–292.
45. Chkili, W., Nguyen, D.K. (2014) Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries. *Research in International Business and Finance* 31, 46–56.
46. Chkili, W., Aloui, C., Nguyen, D.K. (2012) Asymmetric effects and long memory in dynamic volatility relationships between stock returns and exchange rates. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 22, 738–757.
47. Choudhry, T. (2004) International transmission of stock returns and volatility. *Emerging Markets Finance and Trade* 40, 33–52.
48. Climent, F., Meneu, V. (2003) Has 1997 Asian crisis increased information flows between international markets? *International Review of Economics and Finance* 12, 111–143.
49. Coakley, J., Flood, R.P., Fuertes, A.M., Taylor, M.P. (2005) Purchasing power parity and the theory of general relativity: the first tests. *Journal of International Money and Finance* 24, 293–316.
50. Coudert, V., Couharde, C., Mignon, V. (2011) Exchange rate volatility across financial crises. *Journal of Banking and Finance* 35, 3010–3018.
51. Cuadro-Sáez, L., Fratzscher, M., Thimann, C. (2008) The transmission of emerging market shocks to global equity markets. *Journal of Empirical Finance* 16, 2–17.
52. Cuestas, J.C., Filipozzi, F., Stae, K. (2015) Do foreign exchange forecasters believe in Uncovered Interest Parity? *Economics Letters* 133, 92–95.
53. Dabrowski, M.A., Papiez, M., Smiech, S. (2014) Exchange rates and monetary fundamentals in CEE countries: Evidence from a panel approach. *Journal of Macroeconomics* 41, 148–159.
54. Darrat, A., Benkato, O. (2003) Interdependence and volatility spillovers under market liberalization: The case of Istanbul stock exchange. *Journal of Business Finance and Accounting* 30, 1089–1114.
55. de Pooter, M., van Dijk, D. (2004) Testing for changes in volatility in heteroskedastic time series: a further examination. *Econometric Institute Research Report 2004-38/A*, Erasmus School of Economics, Rotterdam.
56. Diamandis, P., Drakos, A. (2011) Financial liberalization, exchange rates and stock prices: exogenous shocks in four Latin American countries. *Journal of Policy Modeling* 33, 381–394.

57. Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979) Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
58. Ding, Z., Granger, C.W.J. and Engle, R.F. (1993) A long memory property of stock market returns and a new model. *Journal of Empirical Finance* 1, 83–106.
59. Divino, J.A., Teles, V.K., de Andrade, J.P. (2009) On the purchasing power parity for Latin-American countries. *Journal of Applied Economics* 12, 33-54.
60. Dornbusch, R. (1976) Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy* 84, 1161–1176.
61. Dornbusch, R., Fisher, S. (1980) Exchange rates and the current account. *The American Economic Review* 70, 960–971.
62. Égert, B., Kočenda, E. (2007) Interdependence between Eastern and Western European Stock Markets: Evidence from Intraday Data, *Economic Systems* 31, 184–203.
63. Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflations. *Econometrica* 50, 987–1007.
64. Engle, R.F., Kroner, K.F. (1995) Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory* 11, 122–150.
65. Engle, R. E. (2002) Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339–350.
66. Esaka, T. (2010) De facto exchange rate regimes and currency crises: Are pegged regimes with capital account liberalization really more prone to speculative attacks? *Journal of Banking and Finance* 34, 1109-1128.
67. Evans, M.D.D., Lyons, R.K. (2003) How is Macro News Transmitted to Exchange Rates? NBER Working Paper No. 9433.
68. Evans, M.D.D., Lyons, R.K. (2002) Order flow and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy* 110, 170–180.
69. Ewing, B.T., Malik, F. (2005) Re-examining the asymmetric predictability of conditional variances: the role of sudden changes in variance. *Journal of Banking and Finance* 29, 2655–2673.
70. Fang, W.S. (2002) The effects of currency depreciation on stock returns: evidence from five East Asian economies. *Applied Economics Letters* 9, 195–199.
71. Fang, W.S., Miller, S.M. (2009) Modeling the volatility of real GDP growth: the case of Japan revisited. *Japan and the world economy* 21, 312-324.
72. Fedorova, E., Saleem K. (2010) Volatility spillovers between stock and currency markets: evidence from emerging Eastern Europe. *Czech Journal of Economics and Finance* 60, 519–533.
73. Fedorova, E. and M. Vaihekoski, (2009) Global and local sources of risk in Eastern European emerging stock markets. *Czech Journal of Economics and Finance* 59, 2-19.
74. Fernandez, V. (2006) The impact of major global events on volatility shifts: Evidence from the Asian crisis and 9/11. *Economic Systems*, 30, 79-97

75. Fischer, S. (2001) Exchange rate regimes: Is the bipolar view correct? *Journal of Economic Perspectives* 15, 3–24.
76. Fisher, E. O’N. (2006) The forward premium in a model with heterogeneous prior beliefs. *Journal of International Money and Finance* 25, 48-70.
77. Flood, R.P., Rose, A.K. (2002) Uncovered interest parity in crisis. IMF Staff Papers, 49, 252–266.
78. Forbes, K. J. and Rigobon, R. (2002) No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *Journal of Finance* 57, 2223–2261.
79. Francis, B.B., Hasan, I., Hunter, D.M. (2002) Emerging market liberalization and the impact on uncovered interest rate parity. *Journal of International Money and Finance* 21, 931–956.
80. Francis, B.B., Hasan, I., Hunter, D.M. (2006) Dynamic relations between international equity and currency markets: the role of currency order flow. *Journal of Business* 79, 219-257.
81. Frankel, A.J. (2003) Experience of and lessons from exchange rate regimes in emerging economies, NBER Working Paper 10032
82. Frankel, A.J. (1983) Monetary and portfolio balance models of exchange rate determination. In: Bhandari, J., Putnam, B. (Eds.), *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*. MIT Press, Cambridge, MA, 84–114.
83. Glosten, L., Jagannathan, R., Runkle, D. (1993) On the relation between the Expected Value and the Volatility of Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance* 48,1779-1803.
84. Goldstein, M. (2002) Managed floating plus. Institute of International Economics, Working Paper
85. Gonzalez, L., Powell, J.G., Shi, J., Wilson, A. (2005) Two centuries of bull and bear market cycles. *International Review of Economics and Finance* 14, 469–486.
86. Grambovas, C.A. (2003) Exchange rate volatility and equity markets. *Eastern European Economics* 41, 24–48.
87. Griffin, J.M., Stulz, R.M. (2001) International competition and exchange rate shocks: a cross-country industry analysis of stock returns. *Review of Financial Studies* 14, 215–241.
88. Grobys, K. (2015) Are volatility spillovers between currency and equity market driven by economic states? Evidence from the US economy. *Economics Letters*,127:72–75.
89. Guo, F., Chen, C. R., Huang, Y. S. (2011) Markets contagion during financial crisis: A regime-switching approach. *International Review of Economics and Finance* 20, 95–109.
90. Hammoudeh, S., Li, H. (2008) Sudden changes in volatility in emerging markets: The case of Gulf Arab stock markets. *International Review of Financial Analysis* 17, 47–63.
91. Hanousek, J., Kočenda, E., Kutan, A.M. (2009) The Reaction of Asset Prices to Macroeconomic Announcements in New EU Markets: Evidence from Intraday Data. *Journal of Financial Stability* 5, 199–219.

92. Hanuousek, J. Kočenda, E. (2011) Foreign News and Spillovers in Emerging European Stock Markets, *Review of International Economics* 19 170–188.
93. Hardouvelis, G.A., Malliaropulos, D., Priestley, R. (2006) EMU and European stock market integration. *Journal of Business* 79, 365–373.
94. Hausmann, R., Panizza, U., Stein, E. (2001) Why do countries oat the way they oat? *Journal of Development Economics* 66, 387-414.
95. Hatemi-J, A., Irandoust, M. (2005) On the causality between exchange rates and stock prices: a note, *Bulletin of Economic Research* 54, 197-203.
96. He, H., Ranjbar, O., Chang, T. (2013) *Purchasing power parity in transition countries: Old wine with new bottle*. *Japan and the World Economy* 28, 24–32.
97. Henry, P.B., (2000a) Equity prices, stock market liberalization, and investment. *Journal of Financial Economics* 58, 301–334.
98. Hillebrand, E. (2005) Neglecting parameter changes in GARCH models. *Journal of Econometrics* 129, 121–138.
99. Huang, P.K. (2012) Volatility transmission across stock index futures when there are structural changes in return variance. *Applied Financial Economics* 22, 1603–1613.
100. Hutchison, M., Sushko, V. (2013) Impact of macro-economic surprises on carry trade activity. *Journal of Banking and Finance* 37, 1133–1147.
101. IMF (2006) Annual Report on Exchange rate Arrangements and Exchange Restrictions
102. Ichiue, H., Koyama, K. (2011) Regime switches in exchange rate volatility and uncovered interest parity. *Journal of International Money and Finance* 30, 1436–1450.
103. Inci, A.C., Lee, B.S. (2014) Dynamic Relations between Stock Returns and Exchange Rate Changes. *European Financial Management* 20, 71–106
104. Inclan, C., Tiao, G.C. (1994) Use of cumulative sums of squares for retrospective detection of changes of variance. *Journal of the American Statistical Association* 89, 913-923.
105. Jayasinghe, P., Tsui, A.K. (2008) Exchange rate exposure of sectoral returns and volatilities: Evidence from Japanese industrial sectors. *Japan and the World Economy* 20, 639–660.
106. Jiang, C., Li, X.L. Chang, H.L., Su, C.W. (2013) Uncovered interest parity and risk premium convergence in Central and Eastern European countries. *Economic Modelling* 33, 204–208.
107. Josifidis, K., Allegret, J.P., Beker-Pucar, E. (2009.a) Monetary and Exchange Rate Regimes Changes: The Cases of Poland, Czech Republic, Slovakia and Republic of Serbia. *Panoeconomicus*, 56, 199-226.
108. Jung, R.C., Maderitsch, R. (2014) Structural breaks in volatility spillovers between international financial markets: Contagion or mere interdependence? *Journal of Banking and Finance* 47, 331–342
109. Junttila, J., Korhonen, M. (2011) Nonlinearity and time-variation in the monetary model of exchange rates. *Journal of Macroeconomics* 33, 288–302.

110. Kalyvitis, S., Skotida, I. (2010) Some empirical evidence on the effects of U.S. monetary policy shocks on cross exchange rates. *Quarterly Review of Economics and Finance* 50, 386–394.
111. Kanas, A. (2000) Volatility spillovers between stock returns and exchange rate changes: International evidence, *Journal of Business Finance and Accounting* 27, 448–467.
112. Kang, S.H., Cheong, C., Yoon, S.M. (2011) Structural changes and volatility transmission in crude oil markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 390, 4317–4324
113. Kang, S.H., Cho, G.H., Yoon, S.M. (2009) Modeling sudden volatility changes: Evidence from Japanese and Korean stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 388,3543-3550.
114. Kim, H. (2011) The risk adjusted uncovered equity parity. *Journal of International Money and Finance* 30, 1491–1505.
115. Kim, K. (2013) Modeling financial crisis period: A volatility perspective of Credit Default Swap market. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications* 392, 4977-4988.
116. Kollias, C., Mylonidis, N., Paleologou, S.M. (2010) The nexus between exchange rates and stock markets: evidence from the euro-dollar rate and composite European stock indices using rolling analysis. *Journal of Economics and Finance* 36, 136–147.
117. Kramer, W., Azamo, B.T. (2007) Structural change and estimated persistence in the GARCH(1,1)-model. *Economics Letters* 97, 17–23.
118. Kumar, D., Maheswaran, S. (2013) Detecting sudden changes in volatility estimated from high, low and closing prices. *Economic Modelling*, 31, 484–491.
119. Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992) Testing the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
120. Lee, H.Y., Chang, W.Y. (2007) Central bank intervention and exchange rate dynamics: A rationale for the regime-switching process of exchange rates. *Journal of Japanese and international economies* 21, 64–77.
121. Levy-Yeyati, E. and Sturzenegger, F. (2003) To Float or to Fix: Evidence on the Impact of Exchange Rate Regimes on Growth. *American Economic Review* 93, 1173-1193.
122. Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F. (2005) Classifying Exchange Rate Regimes: Deeds versus Words. *European Economic Review* 49, 1603-1635.
123. Levy-Yeyati, E., Sturzenegger, F., Gluzmann, P.A. (2013) Fear of appreciation. *Journal of Development Economics* 101, 233-247
124. Li, D., Ghoshray, A., Morley, B. (2012) Measuring the risk premium in uncovered interest parity using the component GARCH-M model. *International Review of Economics and Finance*, 24, 167–176.
125. Lin, C.H. (2012) The comovement between exchange rates and stock prices in the Asian emerging markets. *International Review of Economics and Finance* 22, 161–172

126. Liang, C.C., Lin, J.B., Hsu, H.C. (2013) Reexamining the relationships between stock prices and exchange rates in ASEAN-5 using panel Granger causality approach. *Economic modelling* 32, 560–563.
127. Ljung, G., Box, G. E. P. (1978) On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika* 66, 67–72.
128. Loria, E., Sanchez, A., Salgado, U. (2010) New evidence on the monetary approach of exchange rate determination in Mexico 1994–2007: A cointegrated SVAR model. *Journal of International Money and Finance* 29, 540–554.
129. Lothian, J.R., Wu, L. (2011) Uncovered interest-rate parity over the past two centuries. *Journal of International Money and Finance* 30, 448–473.
130. Lyons, R. (2001) *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. MIT press
131. Nummelin, K. Vaihekoski, M. (2002) International capital markets and Finnish stock returns. *European Journal of Finance* 8, 322–343.
132. Marcelo, J.L.M., Quiros, J.L.M., Quiros, M.M.M. (2008) Asymmetric variance and spillover effects Regime shifts in the Spanish stock market. . *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 18, 1–15.
133. Matsubayashi, Y. (2011) Exchange Rate, Expected Profit and Capital Stock Adjustment. *Japanese Economic Review* 62, 215-247.
134. Mensi, W., Hammoudeh, S., Yoon, S.M. (2014) Structural breaks and long memory in modeling and forecasting volatility of foreign exchange markets of oil exporters: The importance of scheduled and unscheduled news announcements. *International Review of Economics and Finance* 30, 101–119.
135. Mikosch, T., Starica, C. (2004) Non-stationarities in financial time series, the long range dependence, and the IGARCH effects. *Review of Economics and Statistics* 86, 378–390.
136. Moore, T., Wang, P. (2014) Dynamic linkage between real exchange rates and stockprices: Evidence from developed and emerging Asian markets. *International Review of Economics and Finance* 29, 1–11
137. Morales, L. (2008) Volatility spillovers between equity and currency markets: evidence from major Latin American countries. *Cuadernos de Economia* 45, 185-215.
138. Mun, K.C. (2007) Volatility and correlation in international stock markets and the role of exchange rate fluctuations. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 17:25-41.
139. Nelson, D. (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica* 59, 347–370.
140. Newey, W.K., West, K.D. (1994) Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies* 61, 631–654.
141. Nieh, C.C., Lee, C.F. (2001) Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. *Quarterly Review of Economics and Finance* 41, 477–490.
142. Obstfeld, M., Rogoff, K.S. (1995) The mirage of fixed exchange rates. *Journal of Economic Perspectives* 9, 73–96.

143. Pan, M.S., Fok, R.C.W., Liu, A.Y. (2007) Dynamic linkages between exchange rates and stock prices: Evidence from East Asian markets. *International Review of Economics and Finance* 16, 503–520.
144. Park, C., Park, S. (2013) Exchange rate predictability and a monetary model with time-varying cointegration coefficients. *Journal of International Money and Finance* 37, 394–410.
145. Park, H. Song, C.Y. (2008) Japanese vocal intervention and the yen/dollar exchange rate. *Japan and the World Economy* 20, 61-81.
146. Phylaktis, K., Ravazzolo, F. (2005) Stock prices and exchange rate dynamics. *Journal of International Money and Finance* 24, 1031–1053.
147. Poirson, H. (2001) How do countries choose their exchange rate regime? IMF WP/01/46
148. Rapach, D.E., Wohar, M.E, (2002) Testing the monetary model of exchange rate determination: new evidence from a century of data. *Journal of International Economics* 58, 359–385.
149. Rapach, D., Strauss, J.K. (2008) Structural Breaks and GARCH models of Exchange Rate Volatility. *Journal of Applied Econometrics* 23, 65-90.
150. Reinhart, C. M. Rogoff, K.S. (2004) The Modern History of Exchange Rate Arrangements: A Reinterpretation. *Quarterly Journal of Economics* 119, 1-48
151. Rime, D., Sarno, L., Sojli, E. (2010) Exchange rate forecasting, order flow and macroeconomic information. *Journal of International Economics* 80. 72–88.
152. Robertson, R., Kumar, A., Dutkowsky, D.H. (2014) Weak-form and strong-form purchasing power parity between the US and Mexico: A panel cointegration investigation. *Journal of Macroeconomics* 42, 241–262.
153. Rossi Júnior, J.L. (2013) Hedging, selective hedging, or speculation? Evidence of the use of derivatives by Brazilian firms during the financial crisis. *Journal of Multinational Financial Management* 23, 415– 433.
154. Saleem, K., and Vaihekoski, M. (2008) Pricing of global and local sources of risk in Russian stock market. *Emerging Markets Review* (9), 40-56
155. Sansó, A., Aragón, V., Carrion-i-Silvestre, J. (2004) Testing for changes in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economia Financiera* 4, 32–53.
156. Sarno, L. (2005) Towards a solution to the puzzles in exchange rate economics: where do we stand? *Canadian Journal of Economics* 38, 673-708.
157. Smyth, R., and Nandha, M. (2003) Bivariate causality between exchange rates and stock prices in South Asia. *Applied Economics Letters* 10, 699–704.
158. Stavárek, D. (2005) Stock prices and exchange rates in the EU and the USA: evidence of their mutual interactions. *Czech Journal of Economics and Finance* 55, 141–160.
159. Summers, L.H. (2000) International financial crises: Causes, prevention, and cures. *American Economic Reviews* 90, 1–16.

160. Syllignakis, M.N., Kouretas, G.P. (2011a) Markov-switching regimes and the monetary model of exchange rate determination: Evidence from the Central and Eastern European markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 1, 707– 723.
161. Syllignakis, N.M., Kouretas, P.G. (2011b) Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from the Central and Eastern European markets. *International Review of Economics and Finance* 20, 717–732.
162. Tai, C., (2007) Market integration and contagion: Evidence from Asian emerging stock and foreign exchange markets. *Emerging Markets Review* 8, 264-283.
163. Thorbecke, W. (2014) The contribution of the yen appreciation since 2007 to the Japanese economic debacle. *Journal of the Japanese and International Economies* 31, 1-15.
164. Thorbecke, W. (2008) Global imbalances, triangular trading patterns, and the yen/dollar exchange rate. *Journal of the Japanese and International Economies* 22, 503-517.
165. Tsagkanos, A., Siriopoulos, C. (2013) A long-run relationship between stock price index and exchange rate: A structural nonparametric cointegrating regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 25, 106– 118
166. Tsen, W.H. (2011) The real exchange rate determination: An empirical investigation, *International Review of Economics and Finance* 20, 800–811.
167. Ulku, N., Demirci, E. (2012) Joint dynamics of foreign exchange and stock markets in emerging Europe. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 22, 55– 86.
168. Vivian, A., Wohar, M. E. (2012) Commodity volatility breaks. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money* 22, 395–422.
169. von Hagen, J. and Zhou, J. (2005) De Facto and Official Exchange Rate Regimes in Transition Economies. *Economic Systems* 29, 256-275.
170. Vozlyublennaiia, N. (2012) Does Idiosyncratic Risk Matter for Individual Securities? *Financial Management* 41, 555-590.
171. Vučković, V. (2005) Mikrostruktura deviznog tržišta I formiranje deviznog kursa. *Ekonomski anali* 164, 63-79.
172. Wagner, C. (2012) Risk-premia, carry-trade dynamics, and economic value of currency speculation. *Journal of International Money and Finance* 31, 1195–1219.
173. Williamson, J.(2000) Exchange Rate Regimes for Emerging Markets: Reviving the Intermediate Options. Institute for International Economics, Washington.
174. Wu, Y. (2000) Stock prices and exchange rates in a VEC model-the case of Singapore in the 1990s. *Journal of Economics and Finance* 24, 260–274.
175. Yau, H.Y., Nieh, C.C. (2009) Testing for cointegration with threshold effect between stock prices and exchange rates in Japan and Taiwan. *Japan and the World Economy* 21, 292–300.
176. Zhao, H. (2010) Dynamic relationship between exchange rate and stock price: evidence from China. *Research in International Business and Finance* 24, 103–112.

177. Živkov, D., Njegić, J., Momčilović, M., Milenković, I. (u štampi; a) Exchange Rate Volatility and Interest Rate Parity in the European Emerging Economies. *Prague Economic Papers*, (rad prihvaćen za štampu od 6.maja 2015); DOI: 10.1080/1406099X.2014.993831
178. Živkov, D., Njegić, J., Pavlović, J. (u štampi; b) Dynamic correlation between stock returns and exchange rate and its dependance on the conditional volatilities – the case of several Eastern European countries. *Bulletin of Economic Research*, (rad prihvaćen za štampu od 2. septembra 2015); DOI: 10.1111/boer.12059
179. Živkov, D., Njegić, J., Milenković, I. (2015; c) Bidirectional Volatility Spillover Effect between Exchange Rate and Stocks in the presence of Structural Breaks in the Selected East European Economies. *Czech Journal of Economics and Finance* 65, 477-498.