

Univerzitet u Beogradu
Ekonomski fakultet

Aleksandra M. Anić

Aktivnost žena, rodni jaz u zaradama i zamka
neaktivnosti i nezaposlenosti: ekonometrijska
analiza za Srbiju

Doktorska disertacija

Beograd, 2019. godina

University of Belgrade
Faculty of Economics

Aleksandra M. Anić

Female activity, gender pay gap and, inactivity
and unemployment trap: econometric analysis
for Serbia

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2019

Mentor: prof. dr Gorana Krstić, redovni profesor, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Članovi komisije:

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

Prof. dr Aleksandra Nojković, redovni profesor, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Dr Jelena Žarković-Rakić, vanredni profesor, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Prof. dr Marija Babović, redovni profesor, Univerzitet u Beogradu, Filozofski fakultet

Datum odbrane: _____

Posveta

Veoma sam zahvalna svim članovima komisije na velikoj podršci i pomoći koju su mi pružali tokom izrade disertacije. Najveću zahvalnost dugujem profesorki Gorani Krstić, koja je mentor ove disertacije. Profesorka Krstić usmerava moj naučno-istraživački rad od 2011. godine. Veliko znanje i iskustvo koje je profesorka Krstić stekla u naučno-istraživačkom radu u zemlji i inostranstvu nesebično je delila sa mnom i ova teza ne bi bila moguća bez njene posvećenosti i stručnosti.

Pored mentora, i ostali članovi komisije su bili uključeni u delove disertacije i značajno pomogli njenom finalnom izgledu. Osnove ekonometrije i osnove analize vremenskih serija sam naučila na osnovnim studijama zahvaljujući odličnim predavanjima i vežbama koje su držale profesorke Zorica Mladenović i Aleksandra Nojković. Dobra osnova je bila veoma značajna za dalju ekonometrijsku nadogradnju tokom master i doktorskih studija. Modeliranje dinamike stope nezaposlenosti u Srbiji (šesto poglavlje) je rađeno u koautorstvu sa profesorkom Mladenović. Poglavlja aktivnost i zaposlenost žena (treće poglavlje) i rodni jaz u zaradama (četvrto poglavlje) su značajno ekonometrijski unapređeni zahvaljujući komentarima profesorke Aleksandre Nojković. Deo disertacija koji se odnosi na zamku neaktivnosti i nezaposlenosti (peto poglavlje) je unapređeno zahvaljujući sugestijama profesorke Jelene Žarković-Rakić. Zahvalna sam profesorki Žarković-Rakić na pomoći tokom izrade disertacije.

Deo disertacije na temu zamka neaktivnosti i nezaposlenosti (peto poglavlje) je objavljen u časopisu *Economic Annals* u koautorstvu sa profesorkom Krstić.

Dva studijska boravka na Univerzitetu Laval u Kanadi pod mentorstvom profesora Luke Tibertija (*Luca Tiberti*) su značajno unapredili moja ekonometrijska znanja. Zahvaljujem se lektorki Aleksandri Ristović na jezičkom unapređenju teksta.

Na kraju, veoma sam zahvalna mojoj porodici na ljubavi i podršci tokom mog školovanja. Doktorat posvećujem mojoj sestri Maji.

Aktivnost žena, rodni jaz u zaradama i zamka neaktivnosti i nezaposlenosti: ekonometrijska analiza za Srbiju

Rezime

Disertacija istražuje četiri različita aspekta tržišta rada u Srbiji, a to su: aktivnost žena, rodni jaz u zaradama, zamka neaktivnosti i nezaposlenosti i modeliranje dinamike stope nezaposlenosti. Prvi cilj istraživanja je da se ispita da li je uzrok niske aktivnosti i zaposlenosti žena radnog uzrasta prisustvo dece i broj dece. Drugi cilj je ispitati da li razlika u zaradama između muškaraca i žena može biti objašnjena karakteristikama lica ili je razlika u zaradama posledica diskriminacije, ili je posledica oba efekta. Rodni jaz u zaradama posebno smo istražili za zaposlene kod poslodavca i za samozaposlene. Treći cilj jeste da se istraži da li se nezaposlena i neaktivna lica radnog uzrasta nalaze u zamci, odnosno da li je poresko-socijalni sistem destimulativan sa aspekta spremnosti pojedinca da radi za tržišnu zaradu. Četvrti cilj je ispitati dinamiku stope nezaposlenosti u Srbiji. Za istraživanje aktivnosti i zaposlenosti žena, rodnog jaza u zaradama, zamke neaktivnosti i nezaposlenosti koristimo mikropodatke Ankete o dohotku i uslovima života u periodu 2013–2016. Makroekonometrijska analiza se zasniva na podacima Republičkog zavoda za statistiku o stopi nezaposlenosti, indeksu potrošačkih cena i zaradama u periodu januar 2014 – septembar 2017.

Rezultati istraživanja pokazuju da prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti, ali ne utiče statistički značajno na verovatnoću zaposlenosti. Veći broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti i verovatnoću zaposlenosti žena sa decom. Uticaj prisustva dece na verovatnoću zaposlenost i aktivnosti je ocenjen probit metodom. Uticaj broja dece na verovatnoću aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom je ocenjen probit metodom i metodom instrumentalnih varijabli, pri čemu dajemo prednost probit metodu.

Žene u Srbiji zarađuju manje nego muškarci. Koristimo Oaxaca–Blinder metodu za dekomponovanje razlike u zaradama prema polu. Razlika u zaradama ne može biti objašnjena samo karakteristikama lica, već je posledica i diskriminacije. Objašnjeni deo jaza u zaradama je negativan, jer su karakteristike zaposlenih žena bolje nego karakteristike zaposlenih muškaraca. Razlika u karakteristikama lica doprinosi smanjenju

jaza u zaradama. Korigovani jaz u zaradama je veći za samozaposlene nego za zaposlene kod poslodavca. Takođe, razlikuje se struktura jaza u zaradama samozaposlenih i zaposlenih kod poslodavca. Iako su karakteristike samozaposlenih žena bolje nego karakteristike samozaposlenih muškaraca, karakteristike lica nisu statistički značajne u objašnjavanju jaza u zaradama samozaposlenih, već je celokupan jaz posledica diskriminacije.

Poresko-socijalni sistem nije destimulativan sa aspekta spremnosti nezaposlenih i neaktivnih lica radnog uzrasta da rade za tržišnu zaradu. Spremnost pojedinca da radi je analizirana na osnovu indikatora stope zamene. Stopa zamene je izračunata primenom OECD metodologije na mikropodacima bez korišćenja poresko-socijalnog mikrosimulacionog modela.

Hipoteza o prirodnoj stopi nezaposlenosti je empirijski potvrđena. Korišćenjem vektorskog autoregresionog modela možemo zaključiti da je dinamika stope nezaposlenosti u značajnoj meri objašnjena dinamikom stope inflacije i indeksa realnih zarada.

Ključne reči: aktivnost žena, zaposlenost žena, rodni jaz u zaradama, stopa zamene, stopa nezaposlenosti, metod instrumentalnih varijabli, Oaxaca–Blinder dekompozicija, VAR model

Naučna oblast: ekonomske nauke

Uža naučna oblast: tržište rada, rodni aspekt, primenjena mikroekonometrija, primenjena makroekonometrija

JEL klasifikacija: C21, C22, C25, C36, E24, J16, J71

UDK: 331.5-055.2(497.11)(043.3)

**Female activity, gender pay gap and, inactivity and unemployment trap:
econometric analysis for Serbia**

Abstract

The dissertation investigates four different aspects of labour market in Serbia, such as female activity, gender pay gap, inactivity and unemployment trap and modelling unemployment rate dynamics. Firstly, we investigate whether low activity and the employment of working-age women is caused by the presence of children and the number of children. Secondly, we investigate whether the difference in wages between males and females can be explained by the difference in characteristics, or by discrimination, or by both effects. We estimate the gender pay gap for both the employees and the self-employed. Thirdly, we investigate unemployment and inactivity trap for the working-age people, i.e. if the tax-benefit system is destimulative for work for the market wage. Fourthly, the unemployment rate dynamics is investigated for Serbia. Survey of Income and Living Conditions microdata is used for female activity and employment, gender pay gap, unemployment and inactivity trap in the 2013-2016 period. Macroeconometric analysis is based on the data on unemployment rate, consumer price index and wages in the January 2014 – September 2017 period, published by Statistical Office of Republic of Serbia.

According to our results, the presence of children reduces the probability to be active, but it does not have statistically significant influence on the probability to be employed. The number of children reduces both the probability to be active and the probability to be employed for women with children. We use probit method to estimate the influence of presence of children on the probability to be active and employed. We use probit method and instrumental variable method to estimate the influence of the number of children on the probability to be active and employed, whereas probit method is preferred.

Women in Serbia earn less than men. Oaxaca-Blinder decomposition technique is used for decomposing gender pay gap. The gender pay gap cannot only be explained by the difference in characteristics, but it is also the consequence of discrimination. Explained

part of the gender pay gap is negative, suggesting that employed women have better characteristics than employed men. The difference in characteristics reduces gender pay gap. The adjusted gender pay gap is higher for the self-employed than for the employees. Also, the structure of the gender pay gap differs between the employees and self-employed. Although the characteristics of self-employed women are better than self-employed men, the difference in characteristics is not statistically significant and the entire wage gap is the consequence of discrimination.

The tax-benefit system is not destimulative for work for market wage for both the unemployed and the inactive people in the working-age. Willingness to work is analysed by using the indicator of net replacement rate. The net replacement rate is calculated by using OECD methodology on microdata without using tax-benefit microsimulation model.

The natural rate of unemployment hypothesis is empirically accepted. Estimated vector autoregressive model shows that the dynamic of unemployment rate is significantly explained by the dynamic of the inflation rate and real wage index.

Key words: female activity, female employment, gender pay gap, net replacement rate, unemployment rate, method of instrumental variable, Oaxaca-Blinder decomposition, VAR model

Scientific field: Economics

Scientific subfield: Labour market, Gender aspect, Applied microeconometrics, Applied macroeconometrics

JEL classification: C21, C22, C25, C36, E24, J16, J71

UDK: 331.5-055.2(497.11)(043.3)

Sadržaj

Posveta.....	i
Rezime	ii
Abstract.....	iv
Sadržaj	vi
Spisak grafikona	viii
Spisak tabela.....	x
1 Uvod.....	1
2 Podaci.....	4
3 Aktivnost i zaposlenost žena	6
3.1 Uvod.....	6
3.2 Pregled literature	8
3.3 Metodologija	13
3.4 Rezultati	19
3.4.1 Rezultati deskriptivne analize.....	19
3.4.2 Rezultati ekonometrijske analize.....	21
3.5 Zaključak	40
4 Rodni jaz u zaradama	44
4.1 Uvod.....	44
4.2 Pregled literature	46
4.3 Metodologija	52
4.4 Rezultati	58
4.4.1 Deskriptivna statistika	58
4.4.2 Rezultati – zaposleni kod poslodavca.....	68
4.4.3 Rezultati – samozaposleni	76
4.5 Zaključak	80
5 Zamka neaktivnosti i nezaposlenosti.....	84
5.1 Uvod.....	84
5.2 Pregled literature	85
5.3 Metodologija i podaci	91
5.4 Rezultati za 2014. i 2015. godinu	95
5.5 Zaključna razmatranja.....	102
6 Modeliranje dinamike stope nezaposlenosti u Srbiji.....	104
6.1 Uvod.....	104

6.2	Pregled literature	106
6.3	Metodologija	111
6.3.1	Metode dezagregacije podataka.....	111
6.3.2	Furijeov ADF test jediničnog korena (FADF)	117
6.3.3	VAR model.....	119
6.4	Rezultati	126
6.4.1	Podaci	126
6.4.2	Testiranje jediničnog korena	129
6.4.3	Rezultati VAR modela	133
6.5	Zaključak	143
7	Zaključna razmatranja	147
8	Literatura	152
	Dodatak trećem poglavlju.....	163
	Dodatak četvrtom poglavlju	166
	Dodatak petom poglavlju	171
	Dodatak šestom poglavlju	175
	Biografija autora	177
	Изјава о ауторству	178
	Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада	179
	Изјава о коришћењу	180

Spisak grafikona

Grafikon 3.1 Stope aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom i bez dece (levi grafikon) i stope aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom prema broja dece (1, 2 i 3+) (desni grafikon), 2013–2016.	20
Grafikon 3.2 Stope aktivnosti (levi grafikon) i stope zaposlenosti (desni grafikon) žena prema starosnim intervalima i prisustvu dece, 2013–2016.	20
Grafikon 3.3 Procenat žena sa 1, 2 i 3+ dece, 2013–2016.	21
Grafikon 4.1 Broj zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih prema polu (levi grafikon) i struktura žena i muškaraca prema tipu zaposlenja (desni grafikon), 2014. i 2015. godina	59
Grafikon 4.2 Struktura zaposlenih kod poslodavca prema obrazovanju i polu (levi grafikon) i struktura samozaposlenih prema obrazovanju i polu (desni grafikon), 2014. i 2015. godine.	59
Grafikon 4.3 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema svojini i polu, 2014. i 2015. godina.	61
Grafikon 4.4 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema sektoru aktivnosti i polu, 2014. i 2015. godina.....	62
Grafikon 4.5 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema formalnoj i neformalnoj zaposlenosti i polu, 2014. i 2015. godina.	62
Grafikon 4.6 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema dužini radnog vremena i polu, 2014. i 2015. godina.	63
Grafikon 4.7 Struktura zaposlenih kod poslodavca prema tipu ugovora i polu u 2014. (levi grafikon) i u 2015. godini (desni grafikon)	64
Grafikon 4.8 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema zanimanju i polu, 2014. i 2015. godina.	65
Grafikon 4.9 Struktura zaposlenih kod poslodavca prema veličini preduzeća i polu, 2014. i 2015. godina	66
Grafikon 4.10 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema regionima i polu, 2014. i 2015. godina.	66
Grafikon 4.11 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema tipu naselja i polu, 2014. i 2015. godina	67
Grafikon 4.12 Objašnjeni i neobjašnjeni deo jaza u zaradama u pp (Blinder-Oaxaca dekompozicija), 2014. i 2015. godina	72
Grafikon 6.1 Broj nezaposlenih 15+ (u 000) prema ARS i NSZ, Q1 2014- Q3 2017.	127
Grafikon 6.2 Broj nezaposlenih 15+ (u 000), kvartalni podaci ARS i mesečni dezagregirani podaci, Q1 2014-Q3 2017.....	127
Grafikon 6.3 Broja aktivnih lica 15+ (u 000), kvartalni podaci ARS i dezagregirani mesečni podaci, Q1 2014- Q3 2017.	128
Grafikon 6.4 Kretanje stope nezaposlenosti (log vrednost), M01 2014-M09 2017.....	129
Grafikon 6.5 Stopa nezaposlenosti i FADF trend, pojedinačne frekvencije (levi grafikon) i zbirne frekvencije (desni grafikon)	130
Grafikon 6.6 Stopa nezaposlenosti i ADF trend.....	131
Grafikon 6.7 Kretanje indeksa potrošačkih cena (lcp _i), prve diference indeksa potrošačkih cena (dlc _{pi}) i indeksa realnih zarada (lr _{wis}).....	132
Grafikon 6.8 Istorijska dekompozicija stope nezaposlenosti, redosled varijabli stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti	139

Grafikon 6.9 Istorijska dekompozicija stope nezaposlenosti, redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti 143

Grafikon D 1 Kumulativna funkcija impulsnog odziva, redosled varijabli: stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti 175

Grafikon D 2 Kumulativna funkcija impulsnog odziva, redosled varijabli: indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti 176

Spisak tabela

Tabela 2.1 Broj domaćinstava i lica anketiranih u SILC uzorku u periodu 2013–2016. .	4
Tabela 3.1 Aktivnost žena, objašnjavajuća promenljiva prisustvo dece	22
Tabela 3.2 Aktivnost žena, sve objašnjavajuće promenljive	22
Tabela 3.3 Zaposlenost žena, objašnjavajuća promenljiva prisustvo dece.....	23
Tabela 3.4 Zaposlenost žena, sve objašnjavajuće promenljive	23
Tabela 3.5 Aktivnost žena sa decom, objašnjavajuća promenljiva broj dece	25
Tabela 3.6 Aktivnost žena sa decom, sve objašnjavajuće promenljive.....	25
Tabela 3.7 Zaposlenost žena sa decom, objašnjavajuća promenljiva broj dece.....	26
Tabela 3.8 Zaposlenost žena sa decom, sve objašnjavajuće promenljive	26
Tabela 3.9 Aktivnost žena sa dvoje ili više dece	27
Tabela 3.10 Zaposlenost žena sa dvoje ili više dece	28
Tabela 3.11 CMP IV model za aktivnost žena sa decom (1, 2 i 3+), marginalni efekti.	30
Tabela 3.12 CMP IV model za aktivnost za žene sa dvoje i više dece, marginalni efekti	31
Tabela 3.13 Rezultat za aktivnost i za zaposlenost, Lewbel (2012) metod.....	34
Tabela 3.14 Uticaj prisustva dece na verovatnoću aktivnosti žena 2013–2016.	37
Tabela 3.15 Broj žena prema broju dece (2 ili 3+) i prema aktivnosti/neaktivnosti, 2013–2016.	40
Tabela 3.16 Broj žena prema broju dece (2 ili 3+) i prema zaposlenosti/nezaposlenosti, 2013–2016.	40
Tabela 3.17 Testiranje hipoteza.....	43
Tabela 4.1 Pregled osnovnih rezultata istraživanja rodnog jaza u zaradama u Srbiji	51
Tabela 4.2 Minserova jednačina zarada zaposlenih kod poslodavca, objašnjavajuća promenljiva pol.....	69
Tabela 4.3 Minserova jednačina zarada zaposlenih kod poslodavca, sve objašnjavajuće promenljive.....	70
Tabela 4.4 Oaxaca–Blinder dekompozicija zarada, dvostepena procedura	71
Tabela 4.5 Jednačina zarada zaposlenih kod poslodavca, selmlog procedura	74
Tabela 4.6 Minserova jednačina zarada samozaposlenih lica, objašnjavajuća promenljiva pol.....	76
Tabela 4.7 Minserova jednačina zarada samozaposlenih lica, sve objašnjavajuće promenljive.....	77
Tabela 4.8 Oaxaca–Blinder dekompozicija zarada samozaposlenih, dvostepena procedura	78
Tabela 4.9 Jednačina zarada samozaposlenih, selmlog procedura	79
Tabela 5.1 Uzorak u 2014. i 2015. godini	95
Tabela 5.2 Ocenjena zarada po času i ocenjena mesečna zarada u 2014. i 2015. godini, RSD	96
Tabela 5.3 Ocenjene zarade prema polu, 2014. i 2015. godina, RSD.....	96
Tabela 5.4 Ocenjene zarade prema obrazovnom nivou, 2014. i 2015. godina, RSD.....	96
Tabela 5.5 Stopa zamene, 2014. i 2015. godine, %.....	96
Tabela 5.6 Stopa zamene prema karakteristikama lica, 2014. i 2015. godine, %	97
Tabela 5.7 Stopa zamene prema kvintilima ekvivalentnog raspoloživog dohotka domaćinstva, 2014. i 2015. godina, %.....	98
Tabela 5.8 Stopa zamene prema tipu domaćinstava, 2014. i 2015. godina, %	98

Tabela 5.9 Stopa zamene za nezaposlena lica sa i bez naknade za nezaposlenost, 2014. i 2015. godina, %	100
Tabela 5.10 Stopa zamene za lica koja primaju/ne primaju NSP i DD, 2014. i 2015. godina, %	100
Tabela 5.11 NSP i DD, prema kvartilima ekvivalentnog raspoloživog dohotka domaćinstva, iznos u RSD, % neto minimalne zarade i obuhvatnost u %, 2014. i 2015. godina	102
Tabela 6.1 Definisane kaznenih funkcija prema Dentonovom metodu dezagregacije podatak	114
Tabela 6.2 Rezultati FADF testa jediničnog korena za stopu nezaposlenosti.....	129
Tabela 6.3 Testovi jediničnog korena ADF, PP i KPSS za indeks potrošačkih cena, indeks realnih zarada i stopu nezaposlenosti, log vrednosti	132
Tabela 6.4 Koreni karakterističnog polinoma, u modulu	134
Tabela 6.5 Testiranje Grejndžerove uzročnosti.....	134
Tabela 6.6 Testiranje autokorelacije.....	135
Tabela 6.7 Dekompozicija varijanse greške predviđanja, redosled varijabli stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti	136
Tabela 6.8 Kumulativna funkcija impulsnog odziva, redosled varijabli stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti	138
Tabela 6.9 Dekompozicija varijanse greške predviđanja, redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti	140
Tabela 6.10 Kumulativna funkcija impulsnog odziva, redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti	141
Tabela D 1 CMP IV model za aktivnost žena sa decom (1, 2 i 3+)	163
Tabela D 2 CMP IV model za zaposlenost žena sa decom (1, 2 i 3+)	163
Tabela D 3 CMP IV model za aktivnost žena sa dvoje i više dece	164
Tabela D 4 Prosečna zarada prema karakteristikama zaposlenih u 2014. i 2015. godini, log vrednosti	166
Tabela D 5 Oaxaca–Blinder dekompozicija zarada zaposlenih kod poslodavca, trostepena procedura	167
Tabela D 6 Oaxaca-Blinder dekompozicija zarada samozapslenih, trostepena procedura	168
Tabela D 7 Jednačina selekcije, selmlog procedura	169
Tabela D 8 Selmlog procedura, jednačina selekcije za muškarce, 2014.	171
Tabela D 9 Selmlog procedura, jednačina selekcije za žene, 2014.	171
Tabela D 10 Selmlog procedura, jednačina zarada, 2014.	172
Tabela D 11 Selmlog procedura, jednačina selekcije za muškarce, 2015.	172
Tabela D 12 Selmlog procedura, jednačina selekcije za žene, 2015.	173
Tabela D 13 Selmlog procedura, jednačina zarada, 2015.	173

1 Uvod

Disertacija ispituje različite aspekte tržišta rada u Srbiji. To su: aktivnost i zaposlenost žena, rodni jaz u zaradama, zamka nezaposlenosti i neaktivnosti, kao i modeliranje dinamike stope nezaposlenosti u Srbiji. Svaka tema predstavlja zasebnu celinu koja prikazuje relevantne karakteristike tržišta rada Srbije. Prva tri dela koriste mikropodatke Ankete o dohotku i uslovima života (SILC) koju Republički zavod za statistiku (RZS) sprovodi od 2013. godine. Poslednji deo disertacije se bavi makroanalizom tržišta rada. Svaki deo sadrži detaljan pregled literature, metodološki deo, analizu rezultata istraživanja i zaključna razmatranja. Uvodno poglavlje treba čitaocu da upozna sa osnovnim idejama disertacije i sa ključnim nalazima.

Prva celina ispituje razlike u aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom i bez dece, kao i razlike u aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom u zavisnosti od broja dece. U uzorku žena sa decom porede se rezultati dobijeni probit metodom i rezultati dobijeni metodama instrumentalnih varijabli gde se kao instrument za broj dece koristi pol prvog deteta i pol prvo dvoje dece. Rezultati istraživanja pokazuju da prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti žena, ali ne utiču statistički značajno na verovatnoću zaposlenosti žena. S druge strane, broj dece (1, 2 ili 3+) smanjuje verovatnoću aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom. Prednost dajemo probit metodu u odnosu na metod instrumentalnih varijabli. Koristimo SILC podatke u periodu 2013–2016. godine. Analiziramo rezultate za zajednički model (engl. *pooled*) i za pojedinačne godine.

Druga tema disertacije ispituje rodni jaz u zaradama. Žene u proseku zarađuju manje nego muškarci i razlika u zaradama ne može biti objašnjena razlikom u objektivnim karakteristikama. Rodni jaz u zaradama je dosada istraživani samo za zaposlene kod poslodavca, bez samozaposlenih lica. Samozaposlenih žena ima značajno manje nego samozaposlenih muškaraca. Takođe, veliki broj samozaposlenih nije odgovorilo na pitanje o zaradi. Istraživanja i za druge zemlje uglavnom se zasnivaju na zaposlene kod poslodavca, bez samozaposlenih. Nekolicina istraživanja za druge zemlje koja su obuhvatala samozaposlene su pokazala da je rodni jaz u zaradama samozaposlenih još

veći u odnosu na zaposlene kod poslodavca. Ovo je jedno od pionirskih istraživanja na temu zarada samozaposlenih u Srbiji. Rezultati su u skladu sa istraživanjima za druge zemlje, odnosno rodni jaz u zaradama je veći za samozaposlene nego za zaposlene kod poslodavca. Koristimo SILC podatke u 2014. i 2015. godini.

Treća istraživačka tema je zamka nezaposlenosti i neaktivnosti. Zamka nezaposlenosti i neaktivnosti je poresko-socijalni indikator. Iako postoje različita istraživanja poresko-socijalnog sistema u Srbiji, ostali autori nisu koristili indikator stope zamene za ispitivanje da li je poresko-socijalni sistem destimulativan sa aspekta spremnosti pojedinca da radi. Ovom temom za Srbiju do sada su se bavili Anić & Krstić (2016b, 2016a, 2017), koristeći SILC podatke za 2013. i 2014. godinu. Ovo poglavlje koristi SILC podatke za 2014. i 2015. godinu. Stopa zamene je definisana kao odnos dohotka kada lice ne radi i kada lice radi. Rezultati pokazuju da nezaposlena i neaktivna lica imaju podsticaja da rade za tržišnu zaradu jer je raspoloživi dohodak kada lice ne radi manji nego raspoloživi dohodak kada lice radi za tržišnu zaradu. Ovakav rezultat je posledica niskih iznosa i niskog obuhvata pomoći i naknada. U analizi smo uzeli u obzir naknadu za nezaposlenost za nezaposlena lica, novčanu socijalnu pomoć i dečiji dodatak za nezaposlena i neaktivna lica.

Poslednje poglavlje disertacije ima drugačiji pristup u odnosu na prethodno navedene teme, jer ne koristi mikroekonometrijske tehnike i mikropodatke, već makropodatke. Cilj ovog poglavlja je da ispita validnost hipoteze o prirodnoj stopi nezaposlenosti, kao i da identifikuje makroekonomske varijable koje uzrokuju kretanje stope nezaposlenosti u periodu Q1 2014–Q3 2017. Dinamika stope nezaposlenosti će biti ispitana korišćenjem različitih testova jediničnog korena. Smatramo da je najadekvatnije koristiti prošireni Diki–Fulerov test sa Furijeovom ekspanzijom (FADF), prema kojem je stopa nezaposlenosti stacionarna. Stacionarnost stope nezaposlenosti ukazuje na to da je empirijski potvrđena hipoteza o prirodnoj stopi nezaposlenosti, odnosno da se odbacuje hipoteza o histerezi. Međuzavisnost stope nezaposlenosti, inflacije i realnih zarada je ispitana korišćenjem vektorskog autoregresionog modela (VAR). Detektovana je uzročnost od inflacije i realnih zarada ka stopi nezaposlenosti, dok obrnuto ne važi. Inflacija negativno utiče na stopu nezaposlenosti. Dinamički odnosi su analizirani preko

funkcije impulsnog odziva, dekompozicije varijanse greške predviđanja i istorijske dekompozicije. Dekompozicija varijanse greške predviđanja pokazuje da uticaj sopstvenih šokova u varijansi greške predviđanja stope nezaposlenosti iznosi 25% nakon godinu dana, dok je zbirni uticaj realnih zarada i stope inflacije 75%. Redosled varijabli nema uticaj na dekompoziciju varijanse greške predviđanja stope nezaposlenosti, ali redosled varijabli utiče na dekompoziciju varijanse greške predviđanja stope inflacije i indeksa realnih zarada.

Prvobitni rezultati istraživanja na temu aktivnost i zaposlenost žena i zamka neaktivnosti i nezaposlenosti predstavljeni su na nekolicini seminara i konferencija. Takođe, prvobitni rezultati zamke nezaposlenosti i neaktivnosti u 2014. godini objavljeni su u časopisu *Economic Annals*, u koautorstvu sa prof. Krstić (Anić & Krstić, 2017).

2 Podaci

Anketa o dohotku i uslovima života (SILC) je izvor podataka za sledeće teme disertacije: aktivnost i zaposlenost žena, rodni jaz u zaradama i zamka neaktivnosti i nezaposlenosti. SILC sprovodi RZS od 2013. godine. Cilj SILC istraživanja je da se prikupe podaci radi izračunavanja indikatora siromaštva, socijalne isključenosti i uslova života. Istraživanje se sprovodi jednom godišnje i zasniva se na uporedivoj EU-SILC metodologiji. U Anketi je primenjen dvoetafni stratifikovani uzorak. Primarne jedinice izbora su popisni krugovi, a domaćinstva su sekundarne jedinice izbora. Referentni period za prihode je 12 meseci u prethodnoj kalendarskoj godini, a trenutak anketiranja za materijalnu uskraćenost. Tabela 2.1 prikazuje veličinu SILC uzorka u periodu 2013–2016. godine.

Tabela 2.1 Broj domaćinstava i lica anketiranih u SILC uzorku u periodu 2013–2016.

	2013.	2014.	2015.	2016.
Broj domaćinstava	6.501	6.055	5.680	5.554
Broj lica (starosti 15+/16+)	17.187	16.220	15.552	15.057

Napomene: U 2013. godini anketirana su lica starosti 15 i više godina, dok u ostalim godinama (2014–2016) su anketirana lica starosti 16 i više godina.

Izvor: RZS (2013, 2014, 2015, 2016)

Koristimo SILC podatke, iako je uobičajeno da se za istraživanje tržišta rada koristi Anketa o radnoj snazi (ARS). Za izračunavanje indikatora zamka neaktivnosti i nezaposlenosti neophodna je informacija o ukupnom raspoloživom dohotku domaćinstva, ali i pojedinačnim komponentama dohotka. Takođe, neophodni su podaci o različitim vrstama beneficija i naknada koje domaćinstvo/lice prima, kao što su dečiji dodatak, novčana socijalna pomoć, subvencije za električnu energiju i komunalne usluge i naknada za nezaposlenost. Podaci o socijalnim transferima ne postoje u ARS. Dosadašnja istraživanja rodnog jaza u zaradama najčešće su se zasnivala na ARS podacima. Međutim, većina tih istraživanja ne obuhvata samozaposlena lica. Podaci o zaradama samozaposlenih ne postoje u ARS, ali postoje u SILC-u, što znači da rodni jaz u zaradama korišćenjem ARS je moguće ispitati samo za zaposlene kod poslodavca, ali ne i za samozaposlene. Važno je napomenuti da na selektivnost na tržištu rada u značajnoj meri

utiču i penzije, odnosno da li lice živi u domaćinstvu gde postoji primalac penzije i koliki je iznos penzije. Podaci o iznosima penzija postoje u SILC-u, ali ne i u ARS.

Individualne podatke bez identifikatora – anonimizirani mikropodaci SILC 2013, 2014, 2015. i 2016. godine dobijeni su radi istraživanja od strane RZS.

Deo disertacije koji ima makropristup koristi podatke RZS i Nacionalne službe za zapošljavanje (NSZ). Podaci o broju nezaposlenih i aktivnih lica je preuzet iz ARS u periodu Q1 2014–Q3 2017. Takođe, korišćeni su podaci o zaradama i indeksu potrošačkih cena (izvor RZS). Podaci o registrovanom broju nezaposlenih na evidenciji NSZ je preuzet sa sajta NSZ.

3 Aktivnost i zaposlenost žena

3.1 Uvod

Stope aktivnosti i zaposlenosti žena radnog uzrasta su niske u Srbiji, u poređenju sa istim za muškarce, ali i u poređenju sa zemljama EU. Stopa neaktivnosti žena radnog uzrasta je čak 16 procentnih poena (pp) veća u odnosu na muškarce (44,4% u odnosu na 28,4%, ARS 2015). Skoro polovina žena radnog uzrasta je ekonomski neaktivna. Niska aktivnost žena radnog uzrasta, ali i niske stope zaposlenosti žena su identifikovani kao ozbiljni problemi na tržištu rada Srbije. Stopa zaposlenosti žena je manja za 14,2 pp od stope zaposlenosti muškaraca (44,9% u odnosu na 59,1%, ARS 2015).

Ekonometrijska istraživanja koja povezuju aktivnost i zaposlenost žena i broj dece nisu rađena u Srbiji. Brojna istraživanja i za razvijene zemlje i za zemlje u razvoju su pokazala da postoji međuzavisnost između ponude rada žena i fertiliteta, pa ih treba simultano ocenjivati. Ovom istraživačkom pitanju se može pristupiti sa nekoliko različitih aspekata. Prvo pitanje je da li prisustvo dece smanjuje aktivnost žena. Sledeće pitanje je da li prisustvo dece utiče na zaposlenost žena kada posmatramo aktivne žene (zaposlene i nezaposlene). Ovo, zapravo, predstavlja poređenje aktivnosti i zaposlenosti žena istih karakteristika koje imaju i nemaju decu. Kada se fokusiramo na uzorak žena sa decom možemo da ispitamo kako broj dece utiče na ishode na tržištu rada. Postavlja se pitanje da li žene koje imaju dvoje dece imaju manju verovatnoću aktivnosti/zaposlenosti u odnosu na žene koje imaju jedno dete, kao i poređenje žena sa troje dece u odnosu na žene sa dvoje dece. Da li će veći broj dece nužno uzrokovati smanjenje aktivnosti žena (odnosno povećanje neaktivnosti) ili će se čak dogoditi suprotno? S jedne strane, časovi rada koje žena provede na poslu predstavljaju oportunitetni trošak za propuštene časove koje bi mogla da posveti deci. Takođe, efektivna zarada će biti manja kada uzmemo u obzir troškove čuvanja dece. S druge strane, veći broj dece iziskuje veće troškove njihovog odgajanja, pa će žena biti primorana da radi čak više da bi obezbedila porodici zadovoljenje životnih potreba.

Da bi žene sa malom decom bile aktivne, a potom i zaposlene, potrebno je da balansiraju između rada i materinstva. Adekvatna analiza aktivnosti žena sa malom decom treba da bude povezana sa informacijama o mogućnostima čuvanja dece. Mreža predškolskih ustanova u Srbiji nije adekvatna u smislu geografske pokrivenosti i prostornih kapaciteta (Vandekerckhove et al., 2013; Žarković-Rakić & Vladislavljević, 2016). Usled veće tražnje od ponude mesta u vrtićima, postoje prioriteti prilikom upisa dece, a jednu od prioriternih grupa čine deca zaposlenih roditelja i redovnih studenata (*Sl. Glasnik RS*, br.44/2011). U školskoj 2014/2015. godini 4.265 dece je bilo odbijeno, dok je 11.142 dece bilo upisano preko normativa (tj. preko raspoloživih kapaciteta) u predškolske ustanove (RZS). Učešće dece uzrasta 3–5 g. koja idu u vrtić prema zaposlenosti roditelja je sledeća: 61% ukoliko su oba roditelja zaposlena, 29% ukoliko je jedan roditelj nezaposlen i jedan roditelj zaposlen, 10% ukoliko su oba roditelja nezaposlena.¹ Obuhvatnost dece predškolskim ustanovama čiji je roditelj, odnosno roditelji nezaposleni dosta je niska. To dalje znači da nezaposlene (ali i neaktivne) majke sa malom decom ukoliko nemaju obezbeđene ostale načine čuvanja dece, neće biti u mogućnosti da aktivno traže posao i da, ukoliko bi im posao bio ponuđen, balansiraju između materinstva i rada. Rezultati istraživanja „Usklađivanje rada i roditeljstva” (Bjelobrk, 2017) pokazali su da većina roditelja smatra da bi im fleksibilno radno vreme omogućilo lakše usklađivanje rada i roditeljstva. Oko 80% zaposlenih bi pri izboru novog posla prednost dalo poslodavcu koji dozvoljava klizno radno vreme, rad od kuće, preraspodelu radnog vremena, kao i izbor smena. Ovo istraživanje sadrži i kvalitativni deo u kojem su prikupljeni komentari zaposlenih roditelja. Najčešći komentari se odnose na nedostatak predškolskih ustanova, neusklađenost rada predškolskih ustanova i firme, problemi čuvanja dece kada predškolske ustanove ne rade (vikendom ili popodne). Takođe, veliki problemi postoje prilikom čuvanja dece mlađeg školskog uzrasta od 1. do 4. razreda osnovne škole. Navedena istraživanja jasno ukazuju na to da postoji problem usklađivanja rada i materinstva, kao i organizovanog čuvanja dece, kao i da to sigurno utiče na neaktivnost žena sa malom decom.

¹MONS, <http://mons.rs/>

Ovo istraživanje ima dva cilja. Prvi cilj istraživanja je da ispita da li prisustvo dece utiče na aktivnost i zaposlenost majki u poređenju sa ženama istih karakteristika, ali bez dece. Drugi cilj je da ispita da li veći broj dece utiče na aktivnost i zaposlenost žena sa decom.

Testiraćemo sledeće hipoteze:

H₁: Prisustvo dece smanjuje aktivnost žena.

H₂: Prisustvo dece smanjuje zaposlenost žena.

H₃: Broj dece smanjuje aktivnost žena sa decom.

H₄: Broj dece smanjuje zaposlenost žena sa decom.

Nakon uvodnog dela sledi pregled literature (3.2) i metodološki deo (3.3). Rezultati su predstavljeni u dva dela: deskriptivna i ekonometrijska analiza (3.4.1 i 3.4.2). Zaključna razmatranja su predstavljena u poslednjem delu (3.5).

3.2 Pregled literature

U pregledu literature osvrnućemo se na postojeće rezultate istraživanja aktivnosti i zaposlenosti žena u Srbiji. Prikazaćemo i odabrana istraživanja za druge zemlje koja koriste metod instrumentalnih varijabli za ispitivanja uticaja broja dece na zaposlenost, časove rada i zarade žena sa decom.

Arandarenko, Žarković-Rakić, & Vladislavljević (2012) identifikuju različite uzroke neaktivnosti kod različitih grupa neaktivnih koristeći podatke ARS (oktobar 2012). Tako, na primer, osnovni uzrok neaktivnosti lica srednjih godina za muškarce je obeshrabrenost, a za žene poslovi u domaćinstvu. Takođe, žene (starosti 30–54 g.) češće su neaktivne zbog brige o deci i nesposobnim odraslima, kao i zbog ostalih ličnih ili porodičnih razloga. Domaćice čine 48% neaktivnih žena starosti između 30 i 54 godine, pri čemu tri četvrtine ne želi da radi.

Žarković-Rakić & Vladislavljević (2016) analiziraju pristup žena ekonomskim mogućnostima u Srbiji u poređenju sa muškarcima. Istražuju jaz u obrazovanju, zdravstvu i tržištu rada između muškaraca i žena koristeći podatke SILC-a iz 2013. godine. Porede

verovatnoće aktivnosti i zaposlenosti muškaraca i žena. U analizi uzimaju u obzir kako prisustvo dece uzrasta 0–2 g. i 2–6 g. utiče na aktivnost i zaposlenost muškaraca i žena. Prisustvo dece uzrasta 0–2 g. smanjuje verovatnoću aktivnosti žena, a povećava verovatnoću aktivnosti muškaraca. S druge strane, prisustvo dece uzrasta 0–2 g. i 2–6 g. povećava verovatnoću zaposlenosti i muškaraca i žena.

Najnovije istraživanje na temu uzroka neaktivnosti ponovo potvrđuje da se značajno razlikuju uzroci neaktivnosti muškaraca i žena uzrasta 25–54 godine. Žarković-Rakić & Vladislavljević (2017), koristeći podatke ARS 2016, pokazali su da je 23,1% neaktivnih žena kao uzrok neaktivnosti navelo brigu o deci ili starima, dok je to uzrok neaktivnosti kod samo 1,1% muškaraca. Stope neaktivnosti žena starosti 25–34 g. sa decom uzrasta do 14 g. koje su u braku su veće za oko 10 pp u odnosu na stope neaktivnosti žena koje su u braku, a nemaju decu. Da bi se povećala aktivnost ovih žena neophodno je povećanje kapaciteta predškolskih ustanova, kao i veća dostupnost poslova sa nepunim radnim vremenom.

Brojna istraživanja, i za razvijene zemlje i za zemlje u razvoju, pokazala su da prilikom modeliranja ponude rada žena broj dece predstavlja endogenu promenljivu. Metod običnih najmanjih kvadrata (ONK metod, engl. *ordinary least squares*) daje pristrasne i nekonzistentne ocene ukoliko u modelu imamo endogene objašnjavajuće promenljive (tj. korelisanost greške i regresora). Stoga, potrebno je koristiti metod instrumentalnih varijabli (IV metod), koji nam daje pristrasne, ali konzistentne ocene. Metod instrumentalnih varijabli je uglavnom korišćen prilikom istraživanja ishoda na tržištu rada žena sa decom, a u manjoj meri je korišćen prilikom poređenja žena sa decom i bez dece. Razlog tome je, prvenstveno, što je veoma teško naći instrument koji bi bio adekvatan i za žene sa decom i bez dece. Dosadašnja istraživanja za druge zemlje pokazuju da roditelji preferiraju da imaju decu različitog pola i da je veća verovatnoća da će žena imati treće dete ukoliko ima dvoje dece istog pola u odnosu na dvoje dece različitog pola. S druge strane, veći broj dece najčešće smanjuje aktivnost žena. U nastavku ćemo detaljnije predstaviti pionirsko istraživanje na ovu temu (Angrist & Evans, 1998), ali i istraživanje za Poljsku (Karbownik & Myck, 2016), zemlju Centralne Evrope, koja je uporediva sa Srbijom sa aspekta niskog fertiliteta i niske stope zaposlenosti žena. Ukratko ćemo

predstavi i jedno novije pregledno istraživanje (Clarke, 2017). Posebno je interesantno novije istraživanje koje obuhvata 30 zemalja Evrope, sve zemlje EU27 i Norvešku, Island i Švajcarsku (Baranowska-Rataj & Matysiak, 2016).

Angrist & Evans (1998) su među prvim autorima koji su pokazali da ONK metod precenjuje uticaj dece na ponudu rada žena u odnosu na dvostepenu proceduru instrumentalnih varijabli (IV 2SNK). S obzirom na značaj ovog pionirskog istraživanja za ovu temu, rezultati njihovog rada biće detaljnije predstavljeni. Kao instrument za broj dece autori koriste pol prvo dvoje dece. Pol je slučajna promenljiva. Pol dece je jak instrument. Pol je nekorelisan sa zavisnom promenljivom koja se odnosi na tržište rada (verovatnoća da će žena biti zaposlena, zaradom, časovima rada, itd.), ali je korelisan sa endogenom promenljivom (broj dece). Roditelji preferiraju da imaju decu različitog pola, pa je veća verovatnoća da će žena imati više od dvoje dece ukoliko su oba deteta istog pola u odnosu na to ukoliko ima dvoje dece različitog pola. Instrument je binarna promenljiva koja uzima vrednost 1 ukoliko žena ima dvoje dece istog pola, odnosno 0 ukoliko ima dvoje dece različitog pola. Takođe, ocenjen je i model koji dezagregira instrument isti pol na dva instrumenta, dve devojčice i dva dečaka. Autori su koristili podatke popisa iz 1980. i 1990. godine (*Census Public Use Micro Samples*) u SAD. Posmatrali su nekoliko zavisnih promenljivih koje se odnose na zaposlenost žena: indikator promenljiva koja uzima vrednost 1 ukoliko žena radi za platu, broj nedelja u godini koliko žena radi, časovi rada tokom radne nedelje, zarada žena i logaritam dohotka domaćinstva. ONK metod je dao sledeće rezultate (podaci 1980): treće dete u proseku smanjuje verovatnoću da će žena raditi za 17,6%, žena će u proseku raditi 9 radnih nedelja manje u godini i 6,7 radnih časova manje u nedelji; godišnja zarada će biti manja u proseku za 3.768 dolara, dok će ukupan dohodak porodice u proseku da se smanji za 12,6%. Koristeći metod instrumentalnih varijabli, dobili su sledeće rezultate: 12% je manja verovatnoća da će žena biti zaposlena, 5,7 nedelja u godini će manje raditi, a časovi rada u nedelji će se smanjiti za 5 u proseku. Zarada će se smanjiti za skoro 2.000 dolara u proseku, dok će dohodak porodice da se smanji za 3,8%. Ovi rezultati su dobijeni kada su autori koristili kao instrument isti pol, ali su slični i kada su korišćena dva instrumenta (dva dečaka i dve devojčice). Vidimo da ONK metod precenjuje uticaj broja dece na sve razmatrane zavisne promenljive u odnosu na IV 2SNK. Verovatnoća da će žena imati

više od dvoje dece je veća za 6,17% ukoliko ima dvoje dece istog pola u odnosu na dvoje dece različitog pola. Takođe, autori su koristili kao instrument i blizance. Ključni nalaz ove analize je da treba koristiti metod instrumentalnih varijabli u odnosu na običan ONK metod, jer je broj dece endogena promenljiva u modeliranju zaposlenosti žena, kao i da postoje preferencije roditelja da imaju decu različitog pola.

Poljska je zemlja koju karakteriše i nizak fertilitet i niske stope zaposlenosti žena. Karbownik & Myck (2016) su koristili podatke Ankete o potrošnji domaćinstava (APD) za period 2003–2010. godine da bi istražili kako broj dece utiče na ponudu rada žena. Njihovi rezultati pokazuju da postoji značajna razlika ukoliko posmatramo žene koje imaju najmanje jedno dete i žene koje imaju najmanje dvoje dece. U uzorku žena sa najmanje jednim detetom, dodatno dete smanjuje zaposlenost žena za -7,1 pp kada koriste IV 2SNK, odnosno -8,3 pp kada koriste ONK metod. S druge strane, u uzorku žena sa najmanje dvoje dece, ONK koeficijent je negativan i statistički značajan (-6,8 pp), dok IV metod ne daje statistički značajnu vezu između broja dece i zaposlenosti žena. U uzorku žena sa najmanje dvoje dece koristili su sledeće instrumente: drugo rođenje su blizanci, prvo dvoje dece su istog pola i posebno dva dečaka i dve devojčice. U uzorku žena sa najmanje jednim detetom kao instrument je korišćena promenljiva blizanci prilikom prvog rođenja. Autori daju prednost IV metodu u odnosu na ONK metod.

Clarke (2017) daje detaljan pregled literature (empirijske i teorijske) na temu kako fertilitet i odluka o broju dece utiče na ishode u različitim sferama života pojedinaca, uključujući i tržište rada. Većina istraživanja koje autor predstavlja i poredi pokazuje da postoji negativna veza između aktivnosti žena i broja dece, kao i časova rada i broja dece.

Baranowska-Rataj & Matysiak (2016) istražuju kako broj dece utiče na zaposlenost majki u nekoliko grupa evropskih zemalja, koje se razlikuju prema politikama koje sprovode s ciljem da usklade rad i roditeljstvo, ali koje se takođe razlikuju prema kulturološkim karakteristikama. Grupe zemalja koje posmatraju su sledeće: nordijske zemlje (Danska, Finska, Island, Norveška i Švedska), „zapadno-francuske” zemlje (Belgija i Francuska), ostale „zapadne zemlje” (Austrija, Nemačka, Luksemburg i Holandija), anglosaksonske zemlje (Velika Britanija i Irska), zemlje Južne Evrope (Španija, Italija, Portugalija i

Grčka), zemlje Centralne i Istočne Evrope (Republika Češka, Mađarska, Slovačka, Rumunija, Bugarska, Slovenija, Estonija, Letonija i Litvanija). Koriste SILC podatke za period 2004–2011. godine. Broj dece negativno utiče na verovatnoću zaposlenosti i na časove rada u svim grupama zemalja, osim u nordijskim zemljama i u zemljama Centralne i Istočne Evrope, gde efekat nije statistički značajan. Najveći negativan uticaj je u anglosaksonskim zemljama i u zemljama Južne Evrope. Ove grupe zemalja imaju slabu državnu pomoć za usklađivanje rada i roditeljstva, s time što usluge čuvanja dece u anglosaksonskim zemljama majke plaćaju na tržištu, dok u zemljama Južne Evrope roditelji se uglavnom oslanjaju na pomoć u okviru porodice. Nordijske zemlje imaju najbolje uslove za usklađivanje rada i roditeljstva, kao i ravnopravnu podelu plaćenog i neplaćenog rada između roditelja. Iako u zemljama Centralne i Istočne Evrope uticaj broja dece nije značajan, uslovi za usklađivanje rada i roditeljstva su loši. Usluge predškolskih ustanova su neadekvatne, pogotovu za decu mlađu od 3 godine. S druge strane, porodiljsko odsustvo je veoma dugačko i može da traje čak do 3 godine. Kulturološki faktor igra značajnu ulogu koji je nasleđen iz perioda socijalizma kada su žene radile i doprinosile porodičnom budžetu. Iako u nordijskim zemljama i zemljama Centralne i Istočne Evrope ne postoji statistički značajan uticaj broja dece na časove rada i verovatnoću zaposlenosti, vidimo da je taj rezultat posledica različitih faktora u navedenim grupama zemalja. Ovo istraživanje je od velikog značaja, jer obuhvata veliki broj zemalja Evrope, i pokazuje značaj koje politike za usklađivanje rada i roditeljstva imaju za zaposlenost žena sa decom.

Zaključak dosadašnjih istraživanja jeste da broj dece negativno utiče na ishode majki na tržištu rada. Primenom metoda ONK uglavnom se precenjuje uticaj dece na zaposlenost žena u odnosu na rezultate dobijene primenom metoda instrumentalnih varijabli. Broj dece je endogena promenljiva prilikom ispitivanja uticaja dece na zaposlenost žena, što ukazuje na to da treba koristiti metod instrumentalnih varijabli. Pol dece utiče na broj dece, ali ne i na zaposlenost majki, pa pol dece predstavlja dobar instrument. Roditelji preferiraju da imaju decu različitog pola, pa je veća verovatnoća da će imati treće dete ukoliko imaju dvoje dece istog pola u odnosu na dvoje dece različitog pola. Kada se uporede zemlje Evrope, uticaj broja dece na zaposlenost je drugačiji u različitim grupama

zemalja, što je posledica politika koje zemlje sprovode po pitanju usklađivanja rada i roditeljstva, ali i kulturoloških razlika.

3.3 Metodologija

Prvo istraživačko pitanje jeste da li prisustvo dece utiče na aktivnost odnosno neaktivnost žena. Drugo istraživačko pitanje jeste da li prisustvo dece utiče na zaposlenost žena, nakon njihove odluke o aktivnosti.

Polazni model je (3.1):

$$y = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + I_{\text{prisustvo dece}} + \varepsilon \quad (3.1)$$

$$y = \begin{cases} 1, & \text{ako je žena aktivna/zaposlena} \\ 0, & \text{ako je žena neaktivna/nezaposlena} \end{cases}$$

$$I_{\text{prisustvo dece}} = \begin{cases} 1, & \text{sa decom} \\ 0, & \text{bez dece} \end{cases}$$

Zavisna promenljiva y je binarna, uzima vrednost 1 ukoliko je žena aktivna, odnosno 0 ukoliko je žena neaktivna kada ocenjujemo verovatnoću aktivnosti. Zavisna promenljiva y uzima vrednost 1 ukoliko je žena zaposlena, odnosno 0 ukoliko je nezaposlena u uzorku aktivnih žena, tj. kada ocenjujemo verovatnoću zaposlenosti. Objašnjavajuće promenljive ($x_i, i = \overline{1, k}$) su karakteristike lica i domaćinstva koje utiču na verovatnoću da će žena biti aktivna odnosno zaposlena, kao npr. obrazovni nivo, starost, radno iskustvo, region, tip naselja (definisan kao gustina naseljenosti), da li je žena nosilac domaćinstva, i tako dalje. $I_{\text{prisustvo dece}}$ je veštačka promenljiva koja uzima vrednost 1 ukoliko žena ima decu odnosno 0 ukoliko žena nema decu. Najpre ćemo oceniti model u kojem je prisustvo dece jedina objašnjavajuća promenljiva. To predstavlja nekorigovanu ocenu prisustva dece na aktivnost i zaposlenost žena. Kada poredimo žene istih karakteristika koje se jedino razlikuju po tome što jedne imaju, a druge nemaju decu, dobijemo stvarni uticaj prisustva dece na verovatnoću aktivnosti odnosno zaposlenosti. Posmatranje uzorka žena sa decom i bez dece nam omogućava da imamo jednu širu sliku o tome kako prisustvo dece utiče na aktivnost i zaposlenost žena. Takođe, važno je posebno oceniti model za aktivnost i za

zaposlenost. Model u kojem je zavisna promenljiva aktivna/neaktivna žena nam pokazuje kako prisustvo dece utiče na odluku o učestvovanju na tržištu rada. Potom, kada žena odluči da bude aktivna, sledeće pitanje je da se utvrdi da li prisustvo dece utiče i u kom pravcu ili ne utiče na verovatnoću da će žena biti zaposlena odnosno nezaposlena. Poredimo verovatnoću zaposlenosti žena istih karakteristika koje se jedino razlikuju prema prisustvu dece, odnosno da li žene bez dece lakše postaju zaposlene u odnosu na žene sa decom. U tom slučaju y uzima vrednost 1 ukoliko je žena zaposlena, odnosno 0 ukoliko je nezaposlena.

Nakon detaljnog poređenja žena sa decom i bez dece prelazimo na sledeće istraživačko pitanje: kako broj dece utiče na aktivnost odnosno zaposlenost žena sa decom? Promenljiva od posebnog interesa je broj dece. Postavlja se pitanje: da li je varijabla broj dece definisana kao egzogena objašnjavajuća promenljiva ili je broj dece endogena objašnjavajuća promenljiva? Za egzogene promenljive važi $E(X\varepsilon) = 0$, odnosno da ne postoji korelisanost greške (ε) i regresora (X). Ako nije ispunjen uslov da je $E(X\varepsilon) = 0$, ocene dobijene ONK metodom nemaju svojstva nepristrasnih i konzistentnih ocena. U praktičnom radu često je narušena pretpostavka da je neki od regresora nekorelisan sa greškom modela (ovo se uopšteno naziva endogenost). Razlozi mogu biti greške u merenju, izostavljanje relevantne promenljive i simultanost. Endogenost znači da nevidljivi faktori koji utiču na broj dece takođe utiču i na zavisnu promenljivu, odnosno aktivnosti i zaposlenost žena. Ukoliko je promenljiva broj dece egzogena, onda bi jednačinu (3.2) mogli da ocenimo korišćenjem npr. probit/logit modela ili linearnog modela verovatnoće (ONK). Međutim, ukoliko je broj dece endogena promenljiva, onda bi ocene dobijene metodom ONK bile pristrasne i nekonzistentne. Metod instrumentalnih varijabli se koristi kada u modelu postoji endogena objašnjavajuća promenljiva. Instrumentalna varijabla (odnosno instrument) je promenljiva koja je nekorelisana sa greškom modela, ali je korelisana sa endogenim regresorom. Da bi metod instrumentalnih varijabli bio preferiran u odnosu na ONK, potrebno je da postoji jasna veza između instrumentalne varijable i endogene promenljive s jedne strane i sa druge strane da instrumentalna varijabla nema direktni uticaj na zavisnu promenljivu, odnosno da veza između instrumentalne varijable i zavisne promenljive postoji preko veze endogene promenljive i instrumentalne varijable. Da bi instrument bio jak, potrebno je da korelacija

između endogene promjenljive i instrumenta bude jaka. U suprotnom, instrument je slab. Poređićemo model u kojem je broj dece tretiran kao egzogena varijabla (3.2) i model u kojem je broj dece tretiran kao endogena promjenljiva ((3.3) i (3.4)).

Polazni model koji ocenjujemo probitom je sledeći:

$$y = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i + Br. dece + \varepsilon \quad (3.2)$$

$$y = \begin{cases} 1, & \text{ako je žena aktivna/zaposlena} \\ 0, & \text{ako je žena neaktivna/nezaposlena} \end{cases}$$

$$Br. dece = \begin{cases} 1 \\ 2 \\ 3 \text{ i više} \end{cases}$$

Model koji ćemo oceniti metodom instrumentalnih varijabli je sledeći ((3.3) i (3.4)):

$$Pr(Br. dece) = \beta_{10} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} x_i + I + \varepsilon_1 \quad (3.3)$$

$$Pr(y) = \beta_{20} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} x_i + Pr(\widehat{Br. dece}) + \varepsilon_2 \quad (3.4)$$

$$y = \begin{cases} 1, & \text{ako je žena aktivna/zaposlena} \\ 0, & \text{ako je žena neaktivna/nezaposlena} \end{cases}$$

$$Br. dece = \begin{cases} 1 \\ 2 \\ 3 \text{ i više} \end{cases}$$

Broj dece uzima vrednost 1, 2 ili 3+.² U uzorku žena sa najmanje jednim detetom instrument je pol prvog deteta (1 ukoliko je dečak). U uzorku žena sa najmanje dvoje dece koristimo dva instrumenta: prvo dvoje dece je muškog pola i prvo dvoje dece je ženskog pola. U prvoj fazi u uzorku žena sa najmanje jednim detetom ocenjujemo verovatnoću da će žena imati 1, 2 ili 3+ dece u zavisnosti od pola prvog deteta, odnosno u uzorku žena sa najmanje dvoje dece ocenjujemo verovatnoću da će žena imati 2 ili 3+ dece. U drugoj fazi ocenjujemo verovatnoću da će žena biti aktivna ili zaposlena u zavisnosti od ocenjene

² Mali broj žena ima više od troje dece.

verovatnoće da će žena imati određeni broj dece i ostalih kovarijata. Zbog prirode promenljivih nismo u mogućnosti da primenimo običan IV metod: zavisna promenljiva je binarna, instrumenti su binarne promenljive i potencijalno endogena promenljiva je brojiva. `Ivregress` i `ivreg2` su STATA komande koje se koriste za linearne modele, `ivprobit` je STATA komanda koja se koristi kada je zavisna promenljiva binarna, ali podrazumeva da je endogena promenljiva neprekidna. Korišćenjem postojećih `iv` komandi u STATA-i za ocenjivanje metoda instrumentalnih varijabli sa ovakvom kombinacijom zavisne promenljive, endogene promenljive i instrumenata je neadekvatno.

Koristićemo metod uslovnih mešovityh procesa (engl. *Conitional Mixed Process – CMP*), predstavljen u Roodman (2011), koji je implementiran u STATA-i. CMP može da se koristi za ocenjivanje više jednačina, više nivoa i mešovite procese. Može da se primeni na sistem simultanih jednačina, metod instrumentalnih varijabli i metod prividno nepovezanih regresija (engl. *seemingly unrelated regressions, SUR*). Prilikom ocene parametara koristi se metod maksimalne verodostojnosti. CMP je suštinski SUR metod, ali u mnogo širem i fleksibilnijem smislu. CMP ocenjuje više jednačina pri čemu svaka jednačina može da bude ocenjena različitom tehnikom, što zavisi od tipa zavisne promenljive. Zavisna promenljiva može da se oceni nekom od sledećih tehnika: ONK, tobit, tehnikom za ocenu podataka u određenom intervalu (engl. *interval-censored*), probit, rangirani probit (engl. *ordered probit*), multinomialni probit, uslovni rangirani probit (engl. *rank-ordered probit*). Zavisna promenljiva jedne jednačine može da se pojavi na desnoj strani druge jednačine. Može da postoji korelacija između grešaka jednačina. Zavisne promenljive različitih jednačina mogu, ali i ne moraju da budu međusobno povezane.

Zavisna promenljiva prve jednačine (3.3) će biti tretirana kao ordinalna (broj dece 1, 2 ili 3+) i može da se oceni metodom rangiranog probita (*ordered probit*). Druga jednačina ima binarnu zavisnu promenljivu koja može da se oceni korišćenjem probit modela. Ukoliko je korelacija reziduala statistički značajna, to nam sugerise da je broj dece endogena promenljiva u modeliranju verovatnoće da će žena biti aktivna/zaposlena, tj. da je opravdano koristiti IV metod. Kao i kod svih modela binarnog izbora, potrebno je da

izračunamo marginalne efekte. U uzorku žena sa najmanje dvoje dece zavisna promenljiva za broj dece je zapravo binarna – uzima vrednost 1 ukoliko žena ima troje i više dece, odnosno 0 ukoliko žena ima dvoje dece. U tom slučaju koristimo probit model i za prvu jednačinu. Za modeliranje broja dece najčešće se koriste metodi za ocenjivanje brojivih podatke, kao što je npr. Puasonova raspodela (engl. *Poisson*), negativna binomna raspodela (engl. *negative binomial*) i tako dalje. CMP komanda, iako pokriva mnoštvo modela, nema opciju za brojive podatke. Iako broj dece nije u pravom smislu ordinalna promenljiva, broj dece (1, 2, 3+) ćemo sa određenom rezervom posmatrati kao ordinalnu promenljivu.

CMP komanda se može primeniti kod metoda instrumentalnih varijabli. Međutim, ne mogu se direktno primeniti testovi koji bi nam omogućili da proverimo da li je instrument validan, relevantan, odnosno dovoljno jak. Validan instrument znači da je egzogen i relevantan (nije slab, odnosno jak). Endogenost se indirektno proverava na osnovu ocene korelacije reziduala jednačina. Ukoliko je promenljiva broj dece endogena, korelacija reziduala treba da bude statistički značajna. Međutim, ukoliko korelacija reziduala nije statistički značajna, to sugerise da broj dece nije endogena promenljiva, ali to nije dokaz da je broj dece egzogena promenljiva. Takođe, kada koristimo jedan instrument za jednu endogenu promenljivu model je tačno identifikovan, pa ne možemo da testiramo validnost instrumenta, odnosno da testiramo da li je instrument opravdano isključen iz jednačine od interesa. Kada imamo više od jednog instrumenta za endogenu promenljivu, možemo da testiramo validnost prekomerno identifikovanih ograničenja. Ukoliko odbacimo nultu hipotezu o validnosti, potrebni su nam novi instrumenti. Međutim, čak i ako ne odbacimo nultu hipotezu o validnosti instrumenata, to i dalje ne znači da su instrumenti validni. Instrument je slab ukoliko testiranjem se pokaže da nije relevantan i/ili da je slab. Potrebno je testirati nultu hipotezu da ne postoji korelacija između instrumenta i endogene promenljive, odnosno da je instrument irelevantan. Nedovoljna identifikovanost se testira Kleibergen–Paap rk LM testom kada koristimo robustne standardne greške. Kleibergen–Paap Wald rk F test se koristi da se testira nulta hipoteza da je instrument slabo korelisan sa endogenom promenljivom, takođe za robustne standardne greške. Ne postoje testovi za proveru egzogenosti instrumenta. Instrumenti mogu da prođu test prekomerno identifikovanih ograničenja, a da idalje budu endogeni.

U praksi je teško naći dobre instrumente, a ukoliko instrument nije egzogen (nekorelisanost greške i instrumenta) i nije jako korelisan sa endogenom promenljivom, ocene dobijene metodom instrumentalnih varijabli imaju veću pristrasnost nego ocene dobijene ONK metodom.

Kako bismo proverili rezultate i validnost instrumenta koristićemo i Lewbel (2012) pristup, koji metod instrumentalnih varijabli ocenjuje uz pomoć generisanih instrumenata. Lewbel (2012) pristup se zasniva na pretpostavci o postojanju heteroskedastičnosti i koristi se da oceni modele sa endogenim regresorima i regresorima koji imaju greške u merenjima. Iako je metod nastao inicijalno za linearne modele, uz određene uslove može da se primeni i kada je endogeni regresor binarnog tipa i kada je zavisna promenljiva binarna (Lewbel, 2016). Ova metodologija se najčešće primenjuje kada ne postoji adekvatan instrument ili kada hoćemo da pored datog instrumenta imamo i dodatni instrument što dovodi do veće efikasnosti ocena dobijenih metodom IV. Ukoliko imamo više od jednog instrumenta možemo da primenimo Sargan–Hansen-ov test uslova ortogonalnosti, odnosno da testiramo prekomerno identifikovana ograničenja, što nije moguće testirati kada imamo tačno identifikovani sistem (jedan instrument za jednu endogenu promenljivu). U sistemu simultanih jednačina (npr. dve jednačine), za identifikaciju strukturnih parametara je neophodno da $Cov(X, \varepsilon_j^2) \neq 0$ za $j = 1, 2$ i $Cov(Z, \varepsilon_1 \varepsilon_2) = 0$ za dato Z , gde Z može da bude potskup X . X su egzogeni regresori, ε_1 i ε_2 greške prve i druge jednačine, a Z su instrumenti. Identifikovanost se postiže tako što imamo instrumente koji su nekorelisan sa proizvodom heteroskedastičnih grešaka. Lewbel (2012) metod omogućava da se instrumenti naprave kao jednostavna funkcija podataka. Generisani instrumenti su definisani na sledeći način: $Z_j = (X_j - \bar{X})\varepsilon$, gde je ε vektor reziduala iz regresije endogene promenljive na sve regresore i konstantu, a $X_j - \bar{X}$ su uključeni regresori centrirani u odnosu na sopstveni prosek. U mnogim modelima postoji korelacija grešaka jednačina koja je posledica nevidljivih faktora (tj. izostavljenih promenljivih).³ Što je veća heteroskedastičnost grešaka, veća će biti korelacija generisanih instrumenata sa endogenim promenljivama. Prisustvo heteroskedastičnosti se

³ Jedan od poznatih primera je izostavljanje varijable koja se odnosi na sposobnost pojedinca (engl. *ability*) (zbog nemogućnosti merenja) u modelu prinosa na školovanje, odnosno koliko dodatna godina školovanja doprinosi rastu zarade.

može proveriti primenom većeg broja testova. U ovom radu smo koristili Breusch–Pagan-ov test nakon ONK regresije. Baum, Lewbel, Schaffer, & Talavera (2013) su implementirali u STATA-i Lewbel (2012) metod, a komanda je `ivreg2h`.

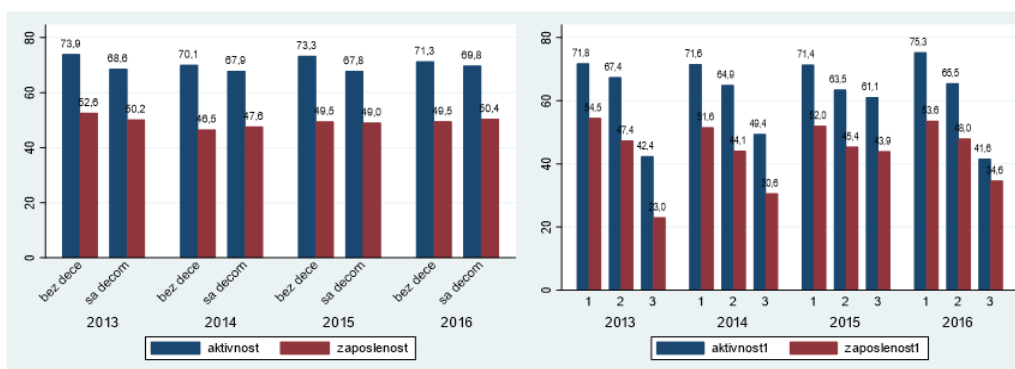
3.4 Rezultati

Prilikom istraživanja uticaja dece na ponudu rada žena, potrebno je definisati uzrast dece, kao i starosno doba žena koji se posmatra. Fokusiraćemo se na žene starosnog doba 25–45 g. i decu uzrasta 1–11 godina. Starosni interval za decu i za majke ćemo detaljnije obrazložiti. Fertilni period je u starosnoj dobi 15–49 godina, ali se u analizama često isključuju žene koje se nalaze pred kraj fertilnog perioda (45–49 g.). Sa aspekta tržišta rada, mlado stanovništvo (15–24 g.) karakteriše velika neaktivnost, posebno u starosnoj dobi 15–19 godina. Žene starosti 15–19 g. uglavnom nemaju decu. SILC sadrži informacije o deci uzrasta 0–11 godina koje su značajne za analizu aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom. Žene koje imaju dete mlađe od godinu dana se najčešće isključuju iz analize, jer je njihova ponuda rada neelastična. Posmatramo decu uzrasta 1–11 godina.

Rezultati su podeljeni u dve celine – osnovnu deskriptivnu analizu (3.4.1) i rezultate ekonometrijske analize (3.4.2).

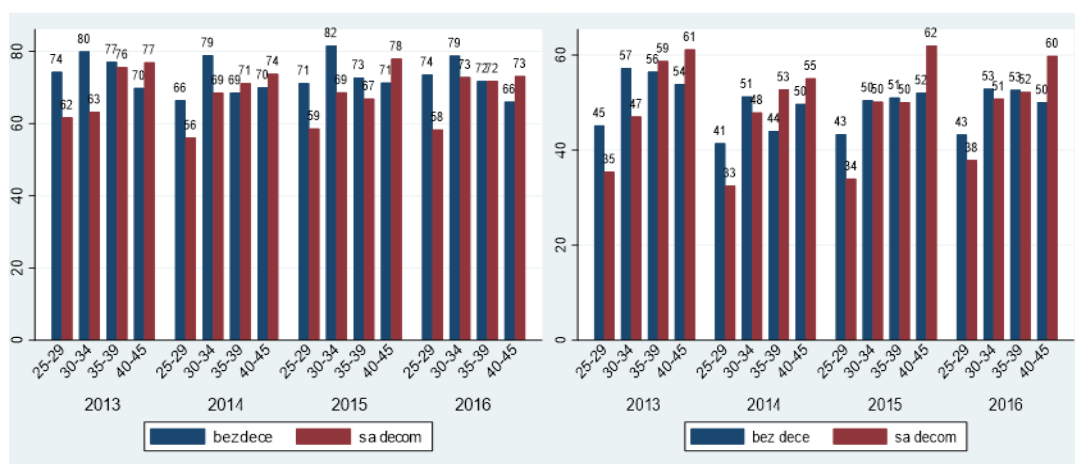
3.4.1 Rezultati deskriptivne analize

Najpre vidimo da su stope aktivnosti žena sa decom manje nego stope aktivnosti žena bez dece u svim godinama (Grafikon 3.1). To nije slučaj sa stopom zaposlenosti, gde je znatno manja razlika u stopi sa decom i bez dece. U 2013. i 2015. godini, stopa zaposlenosti žena bez dece je bila veća u odnosu na stopu zaposlenosti žena sa decom (za 2,4 pp i 0,5 pp, respektivno). U 2014. i 2016. godini stopa zaposlenosti žena sa decom je bila čak neznatno veća u odnosu na stopu zaposlenosti žena bez dece (za 1,1 pp i 0,9 pp, respektivno). Vidimo da se obe stope smanjuju sa većim brojem dece u svim posmatranim godinama.



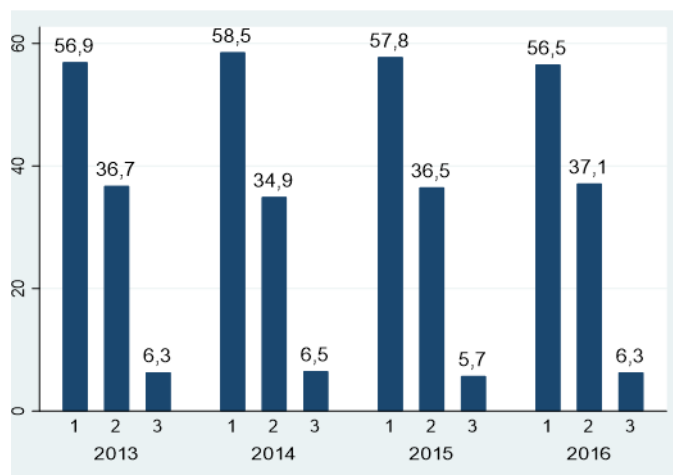
Grafikon 3.1 Stope aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom i bez dece (levi grafikon) i stope aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom prema broja dece (1, 2 i 3+) (desni grafikon), 2013–2016.

Stopa aktivnosti žena sa decom i bez dece se razlikuje prema starosnim intervalima. Vidimo da je u starosnom intervalu 40–45 stopa aktivnosti žena sa decom veća u odnosu na stopu aktivnosti žena bez dece, (Grafikon 3.2). Takođe vidimo da je u ostalim starosnim intervalima stopa aktivnosti žena bez dece veća u odnosu na stopu aktivnosti žena sa decom, osim u 2014. godini za starosni interval 35–39, gde je stopa aktivnosti žena sa decom veća za 2 pp, a u 2016. godini stope su jednake i iznose 72%. Slični trend je primetan i za stopu zaposlenosti.



Grafikon 3.2 Stope aktivnosti (levi grafikon) i stope zaposlenosti (desni grafikon) žena prema starosnim intervalima i prisustvu dece, 2013–2016.

Važno je napomenuti da mali broj žena ima troje dece i više od troje dece (3+). Grafikon 3.3 prikazuje procenat žena u uzorku sa 1, 2 i 3+ dece. Najveći broj žena ima jedno dete (oko 58%), oko 36% žena ima dvoje dece i oko 6% žena ima troje ili više od troje dece. S obzirom na nizak fertilitet žena u Srbiji, i malo učešće žena sa troje dece, ispitivanje kako treće dete utiče na aktivnost i zaposlenost žena sa decom značajno je otežano.



Grafikon 3.3 Procenat žena sa 1, 2 i 3+ dece, 2013–2016.

3.4.2 Rezultati ekonometrijske analize

Prvo ćemo predstaviti i analizirati rezultate za zajednički model (engl. *pooled*) za 4 posmatrane godine, 2013–2016. (deo 3.4.2.1). Radi detaljnijeg uvida, osnovni rezultati su predstavljeni i za svaku godinu pojedinačno (deo 3.4.2.2). Uzorak obuhvata žene starosti 25–45 g. bez studentkinja, lica sa invaliditetom i majki koje imaju dete mlađe od godinu dana, budući da je njihova ponuda rada neelastična. Iz analize smo isključili pomažuće članove domaćinstva i poljoprivrednike, uzimajući u obzir specifičnost poljoprivredne delatnosti u Srbiji. Prilikom analize komentarišaćemo samo signifikantne varijable.

3.4.2.1 Rezultati za zajednički model (2013–2016)

Prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti žena za 5,9% u odnosu na žene bez dece (Tabela 3.1). Ovaj koeficijent zapravo predstavlja nekorigovani uticaj prisustva dece na

aktivnost žena. Objašnjavajuće promenljive koje ćemo koristiti u analizi su: obrazovanje, radno iskustvo, nosilac domaćinstva, bračni status, zarada partnera (log vrednost), iznos penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama dinara, regioni, tip naselja, godine i prisustvo dece. Kada uzmemo u obzir navedene karakteristike žena, prisustvo dece smanjuje verovatnoću da će žena starosti 25–45 g. biti aktivna za 2,1% (Tabela 3.2). Verovatnoća aktivnosti raste sa rastom obrazovnog nivoa i sa godinama radnog iskustva po opadajućoj stopi. Udate žene imaju manju verovatnoću aktivnosti. Takođe, vidimo da je u odnosu na 2013. godinu verovatnoća aktivnosti manja u svim ostalim godinama iako je razlika u stopama aktivnosti neznatna.⁴

Tabela 3.1 Aktivnost žena, objašnjavajuća promenljiva prisustvo dece

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Prisustvo	-0,191***	(0,035)	-0,059***	(0,011)
Konstanta	0,793***	(0,024)		
N	8.465			
Pseudo R2	0,004			

Napomene: Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela 3.2 Aktivnost žena, sve objašnjavajuće promenljive

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	0,356***	(0,132)	0,094***	(0,035)
Visoko obrazovanje	0,780***	(0,138)	0,206***	(0,036)
Radno iskustvo	0,143***	(0,008)	0,025***	(0,001)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,004***	(0,000)		
Nosilac domaćinstva	-0,015	(0,043)	-0,004	(0,011)
Udata	-0,383***	(0,057)	-0,101***	(0,015)
Zarada partnera	0,012	(0,009)	0,003	(0,002)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,001***	(0,000)	0,000***	(0,000)
Vojvodina	0,045	(0,058)	0,012	(0,015)
Šumadija i Zapadna Srbija	0,113**	(0,056)	0,030**	(0,015)
Južna i Istočna Srbija	0,259***	(0,062)	0,068***	(0,017)
Srednje naseljena oblast	0,055	(0,050)	0,015	(0,013)
Retko naseljena oblast	-0,159***	(0,046)	-0,042***	(0,012)
Godina 2014.	-0,132***	(0,050)	-0,035***	(0,013)
Godina 2015.	-0,150***	(0,051)	-0,040***	(0,013)

⁴ Prema proračunu autora na podacima SILC-a, stopa aktivnosti žena 24–45 g. u 2013, 2014, 2015. i 2016. godini iznosila je 71,3%, 69,0%, 70,7% i 70,5%, respektivno.

Godina 2016.	-0,157***	(0,052)	-0,041***	(0,014)
Prisustvo dece	-0,080**	(0,040)	-0,021**	(0,011)
Konstanta	-0,052	(0,147)		
N	8.465			
Pseudo R2	0,153			

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Kada posmatramo aktivne žene, prisustvo dece ne utiče na verovatnoću zaposlenosti (Tabela 3.3). Takođe, kada uzmemo u obzir i ostale objašnjavajuće promenljive, prisustvo dece ne utiče na verovatnoću zaposlenosti kod aktivnih žena (Tabela 3.4). Verovatnoća zaposlenosti raste sa rastom obrazovnog nivoa i raste sa godinama radnog staža po opadajućoj stopi. Manja je verovatnoća zaposlenosti kod udatih žena. Ne postoji statistički značajna razlika u verovatnoći zaposlenosti u periodu 2014–2016. godine, u odnosu na referentnu 2013. godinu. Iako koeficijent za broj dece nije statistički značajan, vidimo da je pozitivan, za razliku od aktivnosti gde je koeficijent negativan.

Tabela 3.3 Zaposlenost žena, objašnjavajuća promenljiva prisustvo dece

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Prisustvo dece	0,048	(0,038)	0,017	(0,013)
Konstanta	0,495***	(0,025)		
N	6.343			
Pseudo R2	0,0003			

Napomene: Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela 3.4 Zaposlenost žena, sve objašnjavajuće promenljive

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	1,493***	(0,388)	0,375***	(0,097)
Visoko obrazovanje	2,034***	(0,391)	0,510***	(0,098)
Radno iskustvo	0,257***	(0,009)	0,037***	(0,001)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,007***	(0,000)		
Nosilac domaćinstva	-0,060	(0,050)	-0,015	(0,013)
Udata	-0,271***	(0,063)	-0,068***	(0,016)
Zarada partnera	0,047***	(0,011)	0,012***	(0,003)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	-0,001*	(0,000)	-0,000*	(0,000)
Vojvodina	-0,101	(0,067)	-0,025	(0,017)
Šumadija i Zapadna Srbija	-0,117*	(0,064)	-0,029*	(0,016)

Južna i Istočna Srbija	-0,148**	(0,069)	-0,037**	(0,017)
Srednje naseljena oblast	-0,116**	(0,055)	-0,029**	(0,014)
Retko naseljena oblast	-0,044	(0,054)	-0,011	(0,014)
Godina 2014.	-0,061	(0,058)	-0,015	(0,015)
Godina 2015.	-0,010	(0,058)	-0,003	(0,015)
Godina 2016.	0,040	(0,061)	0,010	(0,015)
Prisustvo dece	0,040	(0,049)	0,010	(0,012)
Konstanta	-2,151***	(0,398)		
N	6.343			
Pseudo R2	0,274			

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Ključni rezultat poređenja žena sa decom i bez dece kontrolišući i za ostale karakteristike lica jeste da prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti, a ne utiče statistički značajno na verovatnoću zaposlenosti žena (Tabela 3.2 i Tabela 3.4).

Nakon što smo ispitali uticaj prisustva dece na aktivnost i zaposlenost žena, sledeće istraživačko pitanje jeste da li broj dece (1, 2 i 3+) utiče na verovatnoću aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom. Tabela 3.5 pokazuje kako broj dece utiče na verovatnoću aktivnosti, pri čemu je broj dece jedina objašnjavajuća promenljiva. Veći broj dece smanjuje aktivnost žena za 8,5%. Kada uzmemo u obzir i ostale objašnjavajuće promenljive, uticaj broja dece na verovatnoću aktivnosti se smanjuje na 8,2% (Tabela 3.6). U uzorku žena sa decom u odnosu na uzorak svih žena imamo i objašnjavajuću promenljivu godine majke pri rođenju prvog deteta. U ovom modelu takođe koristimo i promenljivu prosečan broj sati koje deca provode sa bakom, dekom ili ostalim rođacima koji čuvaju decu, bez finansijske nadoknade. Nećemo u modelu koristiti informaciju koliko sati nedeljno dete provodi u vrtiću ili sa osobom koja je plaćena da čuva dete, zbog potencijalne obostrane kauzalnosti u jednačini zaposlenosti. Kao što je navedeno u uvodnom delu, prioritet prilikom upisa dece imaju deca zaposlenih roditelja. Učešće upisane dece čija su oba roditelja zaposlena je znatno veće u odnosu na decu čiji je jedan roditelj zaposlen i u odnosu na decu čija su oba roditelja nezaposlena. Takođe, učešće dece iz bogatijih domaćinstava je znatno veće u odnosu na učešće dece iz siromašnijih domaćinstava.⁵ To znači da zaposlenost utiče na verovatnoću da će dete ići u predškolsku

⁵MONS, <http://mons.rs/>

ustanovu s jedne strane, a s druge strane, ukoliko dete ide u vrtić, veća je verovatnoća zaposlenosti majki. Čuvanje dece povećava verovatnoću aktivnosti žena sa decom za 0,2%.

Tabela 3.5 Aktivnost žena sa decom, objašnjavajuća promenljiva broj dece

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Broj dece (1, 2 i 3+)	-0,258***	(0,042)	-0,085***	(0,014)
Konstanta	0,984***	(0,066)		
N	3.937			
Pseudo R2	0,011			

Napomene: Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela 3.6 Aktivnost žena sa decom, sve objašnjavajuće promenljive

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	0,374*	(0,203)	0,102*	(0,055)
Visoko obrazovanje	0,781***	(0,213)	0,213***	(0,058)
Radno iskustvo	0,163***	(0,013)	0,030***	(0,002)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,004***	(0,001)		
Nosilac domaćinstva	-0,090	(0,063)	-0,025	(0,017)
Udata	-0,261**	(0,103)	-0,071**	(0,028)
Zarada partnera	0,031***	(0,012)	0,008***	(0,003)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,001***	(0,000)	0,000***	(0,000)
Vojvodina	-0,045	(0,082)	-0,012	(0,022)
Šumadija i Zapadna Srbija	0,058	(0,081)	0,016	(0,022)
Južna i Istočna Srbija	0,200**	(0,092)	0,055**	(0,025)
Srednje naseljena oblast	0,144**	(0,072)	0,039**	(0,020)
Retko naseljena oblast	-0,080	(0,069)	-0,022	(0,019)
Godina 2014.	-0,071	(0,073)	-0,019	(0,020)
Godina 2015.	-0,137*	(0,074)	-0,038*	(0,020)
Godina 2016.	-0,064	(0,075)	-0,018	(0,020)
Godine majke pri rođenju prvog deteta	-0,047***	(0,007)	-0,013***	(0,002)
Čuvanje dece (baka, deka, rođaci)	0,006***	(0,002)	0,002***	(0,000)
Broj dece (1, 2 i 3+)	-0,300***	(0,049)	-0,082***	(0,013)
Konstanta	1,219***	(0,307)		
N	3.937			
Pseudo R2	0,172			

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Broj dece ne utiče na verovatnoću zaposlenosti žena sa decom kada je jedina objašnjavajuća promenljiva broj dece (Tabela 3.7). Kada uzmemo u obzir i ostale objašnjavajuće promenljive, broj dece smanjuje verovatnoću zaposlenosti za 3,6% (Tabela 3.8).

Tabela 3.7 Zaposlenost žena sa decom, objašnjavajuća promenljiva broj dece

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Broj dece (1, 2 i 3+)	-0,071	(0,049)	-0,025	(0,017)
Konstanta	0,644***	(0,076)		
N	2.837			
Pseudo R2	0,0007			

Napomene: Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela 3.8 Zaposlenost žena sa decom, sve objašnjavajuće promenljive

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	1,009*	(0,561)	0,225*	(0,125)
Visoko obrazovanje	1,532***	(0,567)	0,342***	(0,126)
Radno iskustvo	0,300***	(0,016)	0,039***	(0,001)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,009***	(0,001)		
Nosilac domaćinstva	0,060	(0,083)	0,013	(0,018)
Udata	-0,125	(0,113)	-0,028	(0,025)
Zarada partnera	0,067***	(0,015)	0,015***	(0,003)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
Vojvodina	-0,289***	(0,106)	-0,065***	(0,024)
Šumadija i Zapadna Srbija	-0,269***	(0,102)	-0,060***	(0,023)
Južna i Istočna Srbija	-0,192*	(0,109)	-0,043*	(0,024)
Srednje naseljena oblast	-0,107	(0,086)	-0,024	(0,019)
Retko naseljena oblast	-0,166*	(0,088)	-0,037*	(0,020)
Godina 2014.	-0,075	(0,091)	-0,017	(0,020)
Godina 2015.	-0,039	(0,090)	-0,009	(0,020)
Godina 2016.	0,037	(0,094)	0,008	(0,021)
Godine majke pri rođenju prvog deteta	-0,061***	(0,009)	-0,014***	(0,002)
Čuvanje dece (baka, deka, rođaci)	0,009***	(0,002)	0,002***	(0,000)
Broj dece (1, 2 i 3+)	-0,161**	(0,063)	-0,036**	(0,014)
Konstanta	-0,146	(0,622)		
N	2.837			

Pseudo R2	0,338			
-----------	-------	--	--	--

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Kada posmatramo žene sa dvoje i više dece, žene koje imaju troje (ili više od troje) dece imaju manju verovatnoću aktivnosti u odnosu na žene sa dvoje dece za 10,2% (Tabela 3.9). Ocenjeni koeficijent je veći u odnosu na sve žene sa decom. S druge strane, ne postoji statistički značajna razlika u verovatnoći zaposlenosti žena sa 2 ili 3+ dece (Tabela 3.10).⁶

Tabela 3.9 Aktivnost žena sa dvoje ili više dece

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	0,755**	(0,312)	0,220**	(0,091)
Visoko obrazovanje	1,037***	(0,327)	0,302***	(0,094)
Radno iskustvo	0,188***	(0,021)	0,034***	(0,003)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,006***	(0,001)		
Nosilac domaćinstva	-0,122	(0,100)	-0,036	(0,029)
Udata	-0,322*	(0,192)	-0,094*	(0,056)
Zarada partnera	0,057***	(0,018)	0,017***	(0,005)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,002***	(0,001)	0,001***	(0,000)
Vojvodina	0,139	(0,125)	0,040	(0,036)
Šumadija i Zapadna Srbija	0,205*	(0,121)	0,060*	(0,035)
Južna i Istočna Srbija	0,513***	(0,155)	0,149***	(0,044)
Srednje naseljena oblast	-0,051	(0,114)	-0,015	(0,033)
Retko naseljena oblast	-0,114	(0,107)	-0,033	(0,031)
Godina 2014.	-0,070	(0,112)	-0,020	(0,033)
Godina 2015.	-0,148	(0,110)	-0,043	(0,032)
Godina 2016.	-0,143	(0,115)	-0,042	(0,033)
Godine majke pri rođenju prvog deteta	-0,037***	(0,012)	-0,011***	(0,003)
Čuvanje dece (baka, deka, rođaci)	0,005**	(0,003)	0,002**	(0,001)
Broj dece (2 i 3+)	-0,352***	(0,125)	-0,102***	(0,036)
Konstanta	-0,094	(0,461)		
N	1.627			
Pseudo R2	0,183			

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

⁶ Broj žena koje imaju 3+ dece iznosi ukupno 206, po 48 u 2015. i 2016, 54 i 56 u 2014. i 2013, respektivno.

Tabela 3.10 Zaposlenost žena sa dvoje ili više dece

Promenljive	Probit		Marginalni efekti	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	0,762**	(0,369)	0,159**	(0,077)
Visoko obrazovanje	1,103***	(0,420)	0,230***	(0,087)
Radno iskustvo	0,329***	(0,028)	0,043***	(0,002)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,009***	(0,001)		
Nosilac domaćinstva	0,067	(0,148)	0,014	(0,031)
Udata	-0,020	(0,250)	-0,004	(0,052)
Zarada partnera	0,042*	(0,024)	0,009*	(0,005)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,000	(0,001)	0,000	(0,000)
Vojvodina	-0,596***	(0,168)	-0,124***	(0,035)
Šumadija i Zapadna Srbija	-0,368**	(0,169)	-0,077**	(0,035)
Južna i Istočna Srbija	-0,247	(0,167)	-0,051	(0,035)
Srednje naseljena oblast	-0,074	(0,140)	-0,015	(0,029)
Retko naseljena oblast	0,021	(0,140)	0,004	(0,029)
Godina 2014.	0,054	(0,147)	0,011	(0,031)
Godina 2015.	-0,064	(0,151)	-0,013	(0,031)
Godina 2016.	0,231	(0,160)	0,048	(0,033)
Godine majke pri rođenju prvog deteta	-0,044**	(0,017)	-0,009***	(0,003)
Čuvanje dece (baka, deka, rođaci)	0,015***	(0,003)	0,003***	(0,001)
Broj dece (2 i 3+)	-0,177	(0,168)	-0,037	(0,035)
Konstanta	-0,885*	(0,537)		
N	1.107			
Pseudo R2	0,394			

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Prethodni rezultati su validni ukoliko je broj dece egzogena promenljiva. Ukoliko je broj dece prilikom ocenjivanja verovatnoće aktivnosti i zaposlenosti endogena promenljiva, neophodno je koristiti metod instrumentalnih varijabli (videti metodološki deo). U nastavku ćemo koristiti metod instrumentalnih varijabli za ocenjivanje verovatnoće aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom, pri čemu kao instrument za broj dece koristimo pol prvog deteta (u uzorku svih žena sa decom) i pol prvo dvoje dece (u uzorku žena sa najmanje dvoje dece). Rezultati za ocenjene CMP IV modele za aktivnost i zaposlenost su predstavljeni u dodatku, dok će marginalni efekti biti komentarisani u tekstu.

Tabela 3.11 prikazuje marginalne efekte za CMP IV model za aktivnost žena sa decom, gde je broj dece instrumentalizovan polom prvog deteta. Dve ključne varijable su: pol

prvog deteta je dečak u jednačini broj dece (instrumentalna promenljiva) i broj dece u jednačini aktivnosti (endogena promenljiva). Vidimo da, ukoliko je prvo dete muškog pola, manja je verovatnoća da će žena imati više od jednog deteta. Broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti. Ukoliko žena ima dečaka, tada je 4,9% veća verovatnoća da će imati jedno dete u odnosu na ženu koja ima devojčicu, 3,7% manja verovatnoća da će imati dvoje dece i 1,2% manja verovatnoću da će imati treće dete. Broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti za 24,9%. Dvostepena procedura nam daje značajno veći ocenjeni koeficijent u odnosu na probit model. Korelacija reziduala jednačina broja dece i aktivnosti je statistički značajna što ukazuje na endogenost broja dece u ocenjivanju verovatnoće aktivnosti (varijabla atanhrho_{12} ⁷ u dodatku).

⁷ Atanhrho_{12} je arkus tangens od korelacije reziduala prve i druge jednačine.

Tabela 3.11 CMP IV model za aktivnost žena sa decom (1, 2 i 3+), marginalni efekti

	Broj dece =1		Broj dece =2		Broj dece =3		Aktivna (1/0)	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	0,258***	(0,063)	-0,196***	(0,048)	-0,062***	(0,015)	0,032	(0,059)
Visoko obrazovanje	0,199***	(0,065)	-0,151***	(0,050)	-0,048***	(0,016)	0,144**	(0,062)
Radno iskustvo	-0,006***	(0,002)	0,005***	(0,001)	0,001**	(0,001)	0,027***	(0,002)
Nosilac domaćinstva	0,037**	(0,018)	-0,028**	(0,014)	-0,009**	(0,004)	-0,029*	(0,016)
Udata	-0,230***	(0,034)	0,175***	(0,026)	0,055***	(0,009)	-0,025	(0,032)
Zarada partnera	-0,004	(0,004)	0,003	(0,003)	0,001	(0,001)	0,008***	(0,003)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)	0,000**	(0,000)
Vojvodina	0,070***	(0,025)	-0,053***	(0,019)	-0,017***	(0,006)	-0,025	(0,021)
Šumadija i Zapadna Srbija	0,072***	(0,024)	-0,055***	(0,018)	-0,017***	(0,006)	0,001	(0,021)
Južna i Istočna Srbija	0,146***	(0,027)	-0,111***	(0,020)	-0,035***	(0,007)	0,021	(0,027)
Srednje naseljena oblast	-0,012	(0,021)	0,009	(0,016)	0,003	(0,005)	0,039**	(0,019)
Retko naseljena oblast	-0,051***	(0,020)	0,039***	(0,015)	0,012**	(0,005)	-0,008	(0,019)
Godina 2014.	0,005	(0,021)	-0,004	(0,016)	-0,001	(0,005)	-0,019	(0,019)
Godina 2015.	-0,018	(0,022)	0,014	(0,017)	0,004	(0,005)	-0,031	(0,020)
Godina 2016.	-0,012	(0,022)	0,009	(0,017)	0,003	(0,005)	-0,013	(0,019)
Godine majke pri rođenju prvog deteta	0,040***	(0,002)	-0,031***	(0,001)	-0,010***	(0,001)	-0,020***	(0,003)
Čuvanje dece (baka, deka, rođaci)	-0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	0,002***	(0,000)
Pol prvog deteta je dečak	0,049***	(0,016)	-0,037***	(0,012)	-0,012***	(0,004)		
Broj dece							-0,249***	(0,068)

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.).

*** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

CMP IV model za zaposlenost je predstavljen u dodatku. Ukratko ćemo predstaviti ključne nalaze. Rezultati dvostepene procedure za verovatnoću zaposlenosti nam pokazuju da korelacija reziduala jednačina broja dece i zaposlenosti nije statistički značajna, što ukazuje na to da verovatno broj dece nije endogena promenljiva u ocenjivanju verovatnoće zaposlenosti. Takođe, vidimo da instrument (pol prvog deteta je dečak) ima statistički značajan i negativan koeficijent u jednačini za broj dece. Broj dece ne utiče na verovatnoću zaposlenosti.

Tabela 3.12 prikazuje rezultate marginalnih efekata za CMP IV modela za aktivnost žena sa najmanje dvoje dece. Ne postoji statistički značajna razlika u verovatnoći aktivnosti žena koje imaju 2 ili 3+ dece. Korelacija reziduala nije statistički značajna, što sugerise da broj dece veći od jedan nije endogena promenljiva u modeliranju verovatnoće aktivnosti žena sa decom. Takođe, vidimo da je ocenjeni koeficijent za broj dece postao pozitivan u odnosu na model u kome je broj dece egzogena promenljiva, gde je ocenjeni koeficijent negativan i statistički značajan (Tabela 3.9). Verovatnoća da će žena imati treće dete je veća za 5,3% ukoliko ima dve devojčice, dok ukoliko ima dva dečaka, to ne utiče značajno na verovatnoću da će žena imati treće dete (Tabela 3.12).

Tabela 3.12 CMP IV model za aktivnost za žene sa dvoje i više dece, marginalni efekti

Promenljive	Broj dece (2 i 3+)		Aktivna (1/0)	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	-0,171***	(0,041)	0,276***	(0,098)
Visoko obrazovanje	-0,181***	(0,045)	0,360***	(0,101)
Radno iskustvo	0,003	(0,002)	0,033***	(0,004)
Nosilac domaćinstva	-0,053***	(0,020)	-0,023	(0,031)
Udata	0,039	(0,044)	-0,100*	(0,059)
Zarada partnera	-0,003	(0,003)	0,017***	(0,005)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,000	(0,000)	0,001***	(0,000)
Vojvodina	-0,053**	(0,023)	0,054	(0,038)
Šumadija i Zapadna Srbija	0,016	(0,021)	0,054	(0,035)
Južna i Istočna Srbija	-0,043*	(0,026)	0,160***	(0,044)
Srednje naseljena oblast	0,036*	(0,022)	-0,024	(0,034)
Retko naseljena oblast	0,041**	(0,019)	-0,043	(0,032)
Godina 2014.	0,012	(0,020)	-0,023	(0,033)
Godina 2015.	0,008	(0,022)	-0,044	(0,032)
Godina 2016.	-0,005	(0,021)	-0,041	(0,034)

Godine majke pri rođenju prvog deteta	-0,007***	(0,002)	-0,009**	(0,004)
Čuvanje dece (baka, deka, rođaci)	-0,000	(0,000)	0,002**	(0,001)
Dvoje dece su dečaci	-0,016	(0,020)	-	-
Dvoje dece su devojčice	0,053***	(0,017)	-	-
Broj dece (2 i 3+)	-	-	0,131	(0,189)

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Ukratko ćemo rezimirati osnovne nalaze predstavljene u prethodnim tabelama (Tabela 3.5–Tabela 3.12). Broj dece negativno utiče na verovatnoću aktivnosti i na verovatnoću zaposlenosti i uticaj je statistički značajan. Broj dece ima veći uticaj na verovatnoću aktivnosti nego na verovatnoću zaposlenosti, -8,2% u odnosu na -3,6%. Kada posmatramo žene sa najmanje dvoje dece, žene koje imaju troje ili više dece imaju manju verovatnoću aktivnosti u odnosu na žene koje imaju dvoje dece za 10,2%. Rezultati se razlikuju ukoliko je broj dece tretiran kao endogena promenljiva u modeliranju verovatnoće aktivnosti žena sa decom. Kao instrument za broj dece koristimo pol prvog deteta u uzorku žena sa decom. U uzorku žena koje imaju više od jednog deteta instrument je pol prvo dvoje dece, tj. koristimo dve instrumentalne varijable (pol prvo dvoje dece su dečaci i pol prvo dvoje dece su devojčice). CMP IV model nam daje sledeće rezultate: verovatnoća aktivnosti žena sa decom je manja za 24,9%. Veća je verovatnoća da će majka koja ima dečaka imati jedno dete i manja verovatnoća da će imati dvoje ili troje i više dece u odnosu na majku koja ima devojčicu. Korelacija reziduala jednačina broja dece i aktivnosti žena je statistički značajna, što ukazuje na endogenost broj dece u ocenjivanju aktivnosti žena sa decom. Takođe, možemo primetiti da je rezultat CMP IV modela znatno veći ocenjeni koeficijent (u apsolutnom iznosu) u odnosu na probit model (-24,9% u odnosu na -8,2%). U uzorku žena sa najmanje dvoje dece ne postoji statistički značajna razlika u verovatnoći aktivnosti žena koje imaju troje ili više dece u odnosu na dvoje dece (rezultat CMP IV). Ocenjeni koeficijent je u probit modelu negativan i statistički značajan, dok je u CMP IV modelu pozitivan i nije statistički značajan. Kada je instrument slab, a postoji endogenost u modelu, ocene dobijene metodom instrumentalnih varijabli su pristrasne i nekonzistentne. Takođe, sa slabim instrumentima statistički testovi imaju neadekvatan nivo značajnosti i intervali poverenja su netačni.

Smatramo da je bolje koristiti probit metod u odnosu na metod instrumentalnih varijabli.⁸ Roditelji preferiraju da imaju decu različitog pola. Izražene su preferencije prema muškoj deci. Veća je verovatnoća trećeg deteta ukoliko majka ima dve devojčice, dok ukoliko ima dva dečaka nije statistički značajna.

Kod metoda instrumentalnih varijabli neophodno je ispitati da li je instrument validan, relevantan i jak. Instrument je relevantan ukoliko je korelisan sa endogenom promenljivom. Instrument je slab ukoliko korelacija instrumenta i endogene promenljive je slaba. Instrument je validan ukoliko nije korelisan sa greškom jednačine (egzogen) i ukoliko je korelisan sa endogenom promenljivom (relevantan i jak). Za ispitivanje validnosti instrumenta neophodno je da imamo više od jednog instrumenta za jednu endogenu promenljivu. Validnost instrumenta nije moguće ispitati kada u modelu koristimo samo pol prvog deteta. Karakteristike instrumenata ćemo ispitati korišćenjem Lewbel (2012) metoda. Najpre je potrebno da proverimo da li u modelu postoji heteroskedastičnost, što je preduslov za Lewbel (2012) metod. Oцениćemo linearni model verovatnoće (ONK metod) i Breusch–Pagan (BP) testom testirati nultu hipotezu da je varijansa konstantna. BP statistika ima χ^2 raspodelu i test statistika za model za aktivnosti iznosi $\chi_1^2 = 260,89$ (kritična vrednost za nivo značajnosti 5% je $\chi_1^2 = 3,841$). Nulta hipoteza, po kojoj model ima konstantnu varijansu, odbacuje se. BP statistika za zaposlenost iznosi $\chi_1^2 = 32,16$, pa se takođe odbacuje nulta hipoteza o konstantnoj varijansi. Kada u modelu imamo više od jednog instrumenta (odnosno kada je model prekomerno identifikovan), možemo Hansenovom J statistikom testirati validnost instrumenata. Nulta hipoteza je da su instrumenti validni, odnosno da su instrumenti nekorelisani sa greškom i da su isključeni instrumenti adekvatno isključeni iz jednačine od interesa. Pod nultom hipotezom statistika ima χ_{L-K}^2 , gde je L broj instrumenata, a K broj regresora, odnosno L-K je broj prekomerno identifikovanih ograničenja. Odbacivanje nulte hipoteze stvara sumnju na validnost instrumenata. Tabela 3.13 prikazuje rezultate testiranja instrumenta.

⁸ Čuvena rečenica koja metaforički objašnjava posledice slabog instrument je: „Lečenje može biti gore nego bolest.“ (engl. „*The cure can be worse than the disease.*“), Bound, Jaeger, & Baker (1993) i Bound, Jaeger, & Baker (1995).

Tabela 3.13 Rezultat za aktivnost i za zaposlenost, Lewbel (2012) metod

	Aktivnost			Zaposlenost		
	1	2	3	1	2	3
Broj dece koeficijent	-0,072	-0,160	-0,159	0,335	-0,058	-0,055
Broj dece standardna greška i p vrednost	0,214 P=0,738	0,036 P=0,000	0,036 P=0,000	0,239 P=0,160	0,033 P=0,080	0,033 P=0,096
Testiranje nedovoljne identifikovanosti Kleibergen–Paap rk LM statistika i p vrednost	11,966 P=0,001	150,645 P=0,000	151,381 P=0,000	10,740 P=0,001	116,236 P=0,000	116,258 P=0,000
Testiranje slabog instrumenta Kleibergen–Paap rk Wald F statistika	12,053	20,504	19,659	9,756	16,195	15,389
10% max IV vrednost	16,38	55,15	57,53	16,38	55,15	57,53
15% max IV vrednost	8,96	29,19	30,38	8,96	29,19	30,38
20% max IV vrednost	6,66	20,31	21,10	6,66	20,31	21,10
25% max IV vrednost	5,53	15,79	16,39	5,53	15,79	16,39
Testiranje prekomerno identifikovanih ograničenja Hansen J statistika		24,643	24,731		27,695	33,707
P vrednost za Hansen J statistiku		0,076	0,101		0,034	0,009

Napomene: 1 je standardni IV pristup sa eksternim instrumentom, 2 je generisani instrument, 3 je generisani instrument i eksterni instrument.

Robustne standardne greške. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Ocenjeni koeficijenti su prikazani samo za promenljivu broj dece (Tabela 3.13). Najpre vidimo da, kada koristimo pol deteta kao instrument, ocena koeficijenta za broj dece u jednačini zaposlenosti je pozitivna, a u jednačini za aktivnost je negativna i koeficijenti nisu statistički značajni. Kada koristimo generisane instrumente i kada koristimo oba instrumenta (dečak i generisane instrumente), dobijemo da je koeficijent negativan i da jeste značajan. U modelu za aktivnost odbacujemo nultu hipotezu, prema kojoj su instrumenti validni na nivou značajnosti od 10% (Hansen J statistika). U modelu za zaposlenost odbacujemo nultu hipotezu za validnost instrumenta na nivou značajnosti od 5% (Hansen J statistika). U modelu za aktivnost se ne odbacuje nulta hipoteza da su instrumenti slabi za eksterni instrument za 15% maksimalne IV vrednosti, za generisane instrumente za 20% IV vrednosti, eksterni i generisane instrumente za 25% IV vrednosti. U modelu za zaposlenost se ne odbacuje hipoteza da je instrument slab kada imamo eksterni instrument za 15% maksimalne IV vrednosti i generisane instrumente za 25% maksimalne IV vrednosti. Hipoteza prema kojoj jednačina nije identifikovana odbacuje se prema Kleibergen–Paap rk LM testu za sve modele. Takođe, možemo uočiti da su standardne greške znatno manje kada koristimo generisane instrumente. U jednačini za aktivnost kada koristimo generisane instrumente i eksterni i generisane instrumente, ocenjeni koeficijent za broj dece je više od dva puta veći u odnosu na ocenjeni koeficijent kada koristimo eksterni instrument (0,16 u odnosu na 0,07).

Promena znaka potencijalno endogene promenljive broja dece u jednačini za zaposlenost od pozitivnog, kada koristimo samo instrument pol deteta, u negativan, kada koristimo generisane instrumente i zajedno generisane instrumente sa polom deteta, sugeriše da je instrument slab. Takođe, razlika u statističkoj značajnosti kada koristimo eksterni instrument i kada koristimo generisane instrumente sugeriše da instrument nije jak. Niz kritičnih vrednosti za Kleibergen–Paap rk LM pokazuju koliko je instrument relativno slab. Ukoliko je vrednost ispod 25% maksimalne IV vrednosti, to znači da je instrument veoma slab. Ukoliko je vrednost testa preko 10% maksimalne IV vrednosti, instrument je jak. Za vrednosti između 10% i 25% maksimalne IV vrednosti instrument je relativno slab. Validnost instrumenta se odbacuje u modelu za aktivnosti i za zaposlenost. Možemo zaključiti da metod instrumentalnih varijabli sa navedenim instrumentom ne treba da se koristi za ispitivanje aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom. Iz svega navedenog,

prednost ipak dajemo probit modelu u odnosu na CMP IV model, jer kada instrument nije dovoljno jak i kada nije validan, metod instrumentalnih varijabli ima veću pristrasnost u odnosu na ONK metod.

3.4.2.2 Rezultati po godinama 2013–2016.

Prethodni deo ocenjuje zajednički model za sve četiri godine (2013–2016), pri čemu je referentna godina 2013. Radi detaljnije analize i kompletnijeg uvida u aktivnosti i zaposlenost žena sa i bez dece, kao i u aktivnost i zaposlenost žena sa decom u zavisnosti od broja dece, ocenićemo probit model pojedinačno za svaku godinu. Koristimo isti skup objašnjavajućih promenljivih kao u prethodnom delu. Objašnjavajuće promenljive su: obrazovanje, radno iskustvo, nosilac domaćinstva, bračni status, zarada partnera (log vrednost), penzije po ekvivalentnom odraslom (u hiljadama RSD), region i gustina naseljenosti kada posmatramo sve žene. Dodatne promenljive u uzroku žena sa decom su godine majke na rođenju prvog deteta i čuvanje dece bez finansijske nadoknade. Možemo primetiti da se rezultati razlikuju u statističkoj značajnosti i jačini u posmatranim godinama. Tabela 3.14 prikazuje rezultate za uticaj prisustva i broj dece na verovatnoću aktivnosti i zaposlenosti u periodu 2013–2016. godine.

Tabela 3.14 Uticaj prisustva dece na verovatnoću aktivnosti žena 2013–2016.

	2013.		2014.		2015.		2016.	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Uticaj prisustva dece na aktivnost žena (prisustvo dece jedina objašnjavajuća promenljiva)								
Probit	-0,298***	(0,064)	-0,140**	(0,068)	-0,217***	(0,070)	-0,130*	(0,074)
Marginalni ef.	-0,085***	(0,018)	-0,044**	(0,021)	-0,069***	(0,022)	-0,042*	(0,024)
Uticaj prisustva dece na aktivnost žena (sve objašnjavajuća promenljive)								
Probit	-0,148*	(0,081)	-0,050	(0,079)	-0,117	(0,080)	-0,007	(0,081)
Marginalni ef.	-0,034*	(0,019)	-0,014	(0,022)	-0,031	(0,022)	-0,002	(0,022)
Uticaj prisustva dece na zaposlenost žena (prisustvo dece jedina objašnjavajuća promenljiva)								
Probit	0,008	(0,067)	0,047	(0,074)	0,073	(0,079)	0,059	(0,082)
Marginalni ef.	0,003	(0,023)	0,017	(0,026)	0,026	(0,028)	0,020	(0,028)
Uticaj prisustva dece na zaposlenost žena (sve objašnjavajuća promenljive)								
Probit	0,040	(0,091)	0,066	(0,093)	0,075	(0,099)	-0,000	(0,103)
Marginalni ef.	0,010	(0,022)	0,018	(0,025)	0,018	(0,023)	-0,000	(0,026)
Uticaj broja dece na aktivnost žena (broj dece jedina objašnjavajuća promenljiva)								
Probit	-0,243***	(0,076)	-0,230***	(0,081)	-0,204**	(0,084)	-0,351***	(0,090)
Marginalni ef.	-0,077***	(0,024)	-0,075***	(0,026)	-0,070**	(0,028)	-0,115***	(0,029)
Uticaj broja dece na aktivnost žena (sve objašnjavajuća promenljive)								
Probit	-0,297***	(0,089)	-0,241**	(0,095)	-0,259***	(0,100)	-0,421***	(0,106)
Marginalni ef.	-0,077***	(0,023)	-0,068**	(0,027)	-0,071***	(0,027)	-0,110***	(0,027)
Uticaj broja dece na zaposlenost žena (broj dece jedina objašnjavajuća promenljiva)								
Probit	-0,170*	(0,090)	-0,125	(0,095)	-0,068	(0,097)	0,087	(0,109)
Marginalni ef.	-0,057*	(0,030)	-0,044	(0,033)	-0,023	(0,033)	0,029	(0,037)
Uticaj broja dece na zaposlenost žena (sve objašnjavajuće promenljive)								
Probit	-0,356***	(0,126)	-0,084	(0,123)	-0,272**	(0,124)	0,046	(0,127)
Marginalni ef.	-0,074***	(0,026)	-0,020	(0,029)	-0,057**	(0,026)	0,010	(0,028)

Napomene: Rezultati za ostale objašnjavajuće promenljive su dostupni na zahtev. Referentna kategorija za obrazovanje u modelu za zaposlenost je osnovno i srednje obrazovanje, dok u modelu za aktivnost je osnovno obrazovanje. Ostale referentne kategorije su: Beogradski region i gusto naseljena oblast. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Kada poredimo žene sa decom i bez dece, prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti žena u svim godinama. Kada je jedina objašnjavajuća promenljiva prisustvo dece, ocenjeni koeficijent je najveći (u apsolutnom iznosu) u 2013. godini, čiji marginalni efekat iznosi -8,5%. Prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti za 4,2% u 2016. godini, a rezultat je značajan na nivou značajnosti od 10%. Međutim, kada uzmemo u obzir i druge karakteristike lica (obrazovni nivo, radno iskustvo, bračni status, itd.), prisustvo dece ima negativan uticaj na verovatnoću aktivnosti; međutim, uticaj je jedino značajan u 2013. godini i iznosi -3,4%. Podsetimo da u zajedničkom modelu prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti za 2,1% (Tabela 3.2). Rezultat za zaposlenost se uglavnom ne razlikuje po godinama. Koeficijent je pozitivan i nije statistički značajan ni u jednoj od posmatranih godina.

Broj dece (1, 2 i 3+) smanjuje verovatnoću aktivnosti žena sa decom. Kada kontrolišemo za ostale kovarijate, broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti za oko 7% u 2013–2015. godini i čak 11% u 2016. godini. U zajedničkom modelu za sve četiri godine, broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti za 8,2% (Tabela 3.6). Broj dece ima negativan uticaj na verovatnoću zaposlenosti žena sa decom u 2013, 2014. i 2015, ali pozitivan uticaj u 2016. godini, uzimajući u obzir i ostale objašnjavajuće promenljive. Uticaj u 2013. godini jeste statistički značajan, ali ne i u ostalim godinama. U zajedničkom modelu koeficijent je negativan i statistički značajan (Tabela 3.8).

Mali broj opservacija onemogućava ispitivanje uticaja broja dece na verovatnoću aktivnosti i zaposlenosti žena sa dvoje i više dece u pojedinačnim godinama. Broj žena prema broju dece (2 ili 3+) i prema aktivnosti/neaktivnosti i prema nezaposlenosti/zaposlenosti je predstavljen u narednim tabelama (Tabela 3.15 i Tabela 3.16, respektivno). Broj žena sa 3+ dece (aktivne i neaktivne) iznosi 56 u 2013, dok je u ostalim godinama manji. Broj aktivnih žena sa 3+ dece iznosi 31 u 2014, a u ostalim godinama i manje. Vidimo da u 2016. godini imamo samo 6 žena sa 3+ dece koje su nezaposlene.

Tabela 3.15 Broj žena prema broju dece (2 ili 3+) i prema aktivnosti/neaktivnosti, 2013–2016.

Broj dece	2013.		2014.		2015.		2016.	
	N	A	N	A	N	A	N	A
2	101	290	96	240	119	236	109	230
3+	29	27	23	31	18	30	25	23
Ukupno	130	317	119	271	137	266	134	253

Napomene: N su neaktivni, A su aktivni.

Tabela 3.16 Broj žena prema broju dece (2 ili 3+) i prema zaposlenosti/nezaposlenosti, 2013–2016.

Broj dece	2013.		2014.		2015.		2016.	
	N	Z	N	Z	N	Z	N	Z
2	98	192	85	155	85	151	78	152
3+	13	14	13	18	13	17	6	17
Ukupno	111	206	98	173	98	168	84	169

Napomene: N su nezaposleni, Z su zaposleni.

Sumiraćemo osnovne nalaze dobijene za pojedinačne godine. Kada posmatramo žene istih karakteristika sa i bez dece, prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti u 2013, dok u ostalim godinama uticaj nije statistički značajan. Prisustvo dece ne utiče na verovatnoću zaposlenosti kod aktivnih žena. Broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti žena sa decom u periodu 2013–2016. Broj dece smanjuje verovatnoću zaposlenosti žena sa decom u 2013. i 2015. godini. Bez obzira na određene razlike u posmatranim godinama koje postoje, možemo zaključiti da prisustvo dece negativno utiče na verovatnoću aktivnosti, ali ne i na verovatnoću zaposlenosti. Broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti i verovatnoću zaposlenosti.

3.5 Zaključak

Osnovni rezultati će biti sumirani u ovom delu. Najpre, poređenje žena sa decom i bez dece pokazuje da prisustvo dece negativno (i statistički značajno) utiče na verovatnoću aktivnosti, ali ne i na verovatnoću zaposlenosti. Posmatramo žene starosti 25–45 g., dok su deca uzrasta 1–11 g. Rezultate za aktivnost i za zaposlenost žena možemo donekle uporediti sa rezultatima Žarković-Rakić & Vladislavljević (2016), iako nije isti uzorak

žena niti se ispituje uticaj dece istih godina. Žarković-Rakić & Vladislavljević (2016) posmatraju kako prisustvo dece uzrasta 0–2 g. i uzrasta 2–6 g. utiču na verovatnoću aktivnosti i zaposlenosti žena. Prisustvo dece uzrasta 0–2 g. smanjuje verovatnoću aktivnosti, dok deca uzrasta 2–6 g. ne utiču na verovatnoću aktivnosti. S druge strane, prisustvo dece 0–2 g. i 2–6 g. povećava verovatnoću zaposlenosti kod aktivnih žena. Autori su koristili SILC podatke za 2013. godinu. Rezultati se razlikuju verovatno zbog znatno šireg obuhvata žena (15–64 g.) s jedne strane, ali manjeg obuhvata dece (obuhvataju samo decu predškolskog uzrasta). Takođe, naša analiza ne obuhvata žene koje imaju decu mlađu od godinu dana, jer je njihova ponuda rada neelastična. Iako postoje različiti obuhvati dece i žena u literaturi, standardna praksa je da se isključuju žene čije je dete mlađe od 6 meseci ili godinu dana.

Kada se fokusiramo na žene sa decom, postavlja se pitanje da li broj dece utiče na aktivnost i zaposlenost žena sa decom. Posmatramo žene starosti 25–45 g, a decu uzrasta 1–11 g. Probit model za aktivnost i zaposlenost žena sa decom pokazao je da veći broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti i verovatnoću zaposlenosti kod aktivnih žena, ali je uticaj na zaposlenost manji nego na aktivnost. Broj dece bi trebalo da bude endogena promenljiva, i prema teoriji i prema dosadašnjim istraživanjima za druge zemlje (i za razvijene i za zemlje u razvoju). Korelacija reziduala jednačina broja dece i aktivnosti je statistički značajna, ali ne i korelacija reziduala jednačina broja dece i zaposlenost. CMP IV model za aktivnost ima dosta veći ocenjeni koeficijent za broj dece u odnosu na probit model. S obzirom na to da korelacija reziduala jednačina u CMP IV modelu nije značajna, to sugerise da endogenost nije problem u modeliranju verovatnoće zaposlenosti, iako nije dokaz da endogenost ne postoji. Pol deteta koji se koristi kao instrument za broj dece je slučajna promenljiva. Pol deteta bi trebalo da bude relevantan (da ima uticaj na endogenu promenljivu) i jak instrument (da je veza između instrumenta i endogene promenljive jaka), a da nema direktan uticaj na zavisnu promenljivu od interesa. Rezultati dobijeni metodom instrumentalnih varijabli nam sugerisu da je instrument slab za zaposlenost i relativno slab za aktivnost. Takođe, primena metoda Lewbel (2012) nam pokazuje da pozitivan koeficijent za broj dece u modelu zaposlenosti (dobijen metodom instrumentalnih varijabli) predstavlja posledicu slabog instrumenta. Kada se koriste instrumenti generisani modelom, kao i oba instrumenta (pol deteta i generisani

instrumenti), znak koeficijenta uz broj dece je negativan. Na osnovu svega navedenog dajemo prednost probit modelu, u kojem je broj dece jedna od objašnjavajućih egzogenih promenljiva.

Upoređićemo rezultate za Srbiju sa rezultatima drugih zemalja, koji su predstavljeni u pregledu literature (deo 3.2). Broj dece ne utiče statistički značajno na verovatnoću zaposlenosti žena sa decom u zemljama CIE, a smanjuje verovatnoću zaposlenosti žena u Srbiji za 3,6%. Ostale grupe zemalja (izuzev nordijskih) imaju znatno veći uticaj broja dece na zaposlenost žena, preko 10%, (Baranowska-Rataj & Matysiak, 2016). Rezultati koji pokazuju uticaj broja dece na zaposlenost žena u Srbiji su slični kao za Poljsku (Karbownik & Myck, 2016). U uzroku žena sa najmanje dvoje dece, broj dece ne utiče statistički značajno na verovatnoću zaposlenosti žena ni u Poljskoj ni u Srbiji. U uzroku žena sa najmanje jednim detetom broj dece smanjuje verovatnoću zaposlenosti žena, pri čemu je koeficijent veći (u apsolutnom iznosu) za Poljsku u odnosu na koeficijent za Srbiju (-0,07 u odnosu na -0,036). Rezultati nisu direktno uporedivi zbog različitih izvora podataka, perioda posmatranja, uzrasta dece i starosti majki, ali uz određene rezerve možemo zaključiti da je uticaj broja dece na zaposlenost majki u Srbiji sličan kao u zemljama CEI. Takođe, autori daju prednost metodu instrumentalnih varijabli u odnosu na ONK metod (Karbownik & Myck, (2016) i Baranowska-Rataj & Matysiak, (2016)), dok se u ovom istraživanju daje prednost probit metodu u odnosu na metod instrumentalnih varijabli, zbog slabog instrumenta.

Analiza za svaku pojedinačnu godinu pokazuje da se rezultati razlikuju u statističkoj značajnosti i veličini ocenjenog koeficijenta, ali da pretežno potvrđuju rezultate zajedničkog modela. Prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti žena. Broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti žena sa decom. Prisustvo dece ne utiče na verovatnoću zaposlenosti žena, dok broj dece smanjuje verovatnoću zaposlenosti samo u 2013. i 2015. godini.

U ovom istraživanju smo ispitali kako prisustvo i broj dece utiču na verovatnoću aktivnosti i zaposlenosti žena. Da bi se dobila potpunija slika uticaja prisustva i broja dece na različite ishode tržišta rada žena potrebno je posmatrati i druge zavisne varijable, kao

što je npr. rađeno u Angrist & Evans (1998). Buduće istraživanje bi moglo da posmatra kako prisustvo odnosno broj dece utiču na časove rada, zaradu majki, ali i zaradu očeva i ukupnog dohotka domaćinstva. Takođe, potrebno je pratiti ovaj fenomen tokom vremena, odnosno ponoviti istraživanje u narednim godinama kada budu dostupni novi podaci. Analizu bi trebalo ponoviti i sa jačim instrumentima ukoliko takva promenljiva bude dostupna u anketama u budućnosti.

Na kraju poglavlja, dajemo tabelarni prikaz hipoteza i rezultata testiranja hipoteza (Tabela 3.17).

Tabela 3.17 Testiranje hipoteza

Hipoteze	Zaključak
H1: Prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti.	NE ODBACUJE SE
H2: Prisustvo dece smanjuje verovatnoću zaposlenosti.	ODBACUJE SE
H3: Broj dece smanjuje verovatnoću aktivnosti.	NE ODBACUJE SE
H4: Broj dece smanjuje verovatnoću zaposlenosti.	NE ODBACUJE SE

4 Rodni jaz u zaradama⁹

4.1 Uvod

Rodni jaz u zaradama je ključni pokazatelj pristupa žena ekonomskim mogućnostima. Uvodno poglavlje prikazuje kakav je trenutni položaj žena na tržištu rada u Srbiji, prema različitim istraživanjima.

Žene spadaju u grupe stanovništva koje su posebno ranjive na tržištu rada pored mladih lica (15–24 g.), starijih lica (50–64 g.), neobrazovanih, ruralnog stanovništva (pogotovu iz Jugoistočne Srbije) kako smatraju Krstić, Arandarenko, Nojković, Vladisavljević, & Petrović (2010). Izveštaj Evropske komisije za 2016. godinu ističe da su i dalje žene (nakon Roma) najviše izložene diskriminaciji na tržištu rada (European Commission, 2016).

Indeks rodne ravnopravnosti je mera jednakost polova u EU, koji objavljuje Evropski institut za rodnu ravnopravnost¹⁰ od 2013. godine. Indeks ima 6 osnovnih i 2 dodatna domena: rad, novac, znanje, vreme, moć i zdravlje (osnovni) i nasilje i unakrsna nejednakost (dodatni). Indeks rodne ravnopravnosti za Srbiju je izračunat za 2014, i podaci pokazuju da se Srbija nalazi značajno ispod proseka EU28. Indeks rodne ravnopravnosti¹¹ u Srbiji iznosi 40,6 u 2014, što je značajno ispod proseka EU28 (52,9 u 2012. godini) sa najvećim jazom u domenu tržišta rada i zarada (Babović, 2016). Indeks rodne ravnopravnosti u domenu novca iznosi 39,2 u 2014. godini u poređenju sa 67,8 u EU28 u 2012, dok u domenu rada iznosi 38,2 u Srbiji prema 61,9 u EU28, respektivno. Najlošiji rezultati su u domenu rada, novca, znanja i vremena, gde postoji veliki jaz između polova (Babović, 2016).

⁹ Rod označava društveno uspostavljene uloge, položaje i statuse žena i muškaraca u javnom i privatnom životu, a iz kojih usled društvenih, kulturnih i istorijskih razlika proističe diskriminacija zasnovana na biološkoj pripadnosti određenom polu, dok se pol odnosi na biološke karakteristike lica (Nacionalna strategija za rodnu jednakost za period 2016–2020). U disertaciji ne pravimo razliku između reči pol i rod.

¹⁰ <http://eige.europa.eu/>

¹¹ Indeks rodne ravnopravnosti se kreće u intervalu od 1 do 100, gde je 1 potpuna neravnopravnost, 100 je potpuna ravnopravnost.

Jednakost polova je zvanično zagarantovana. Međutim, postoje značajna odstupanja u proklamovanim principima i njihovoj implementacije u praksi. To je glavni i zajednički zaključak različitih istraživanja koje su sprovodile različite institucije¹² (Nacionalna strategija za rodnu jednakost za period 2016–2020).

Zanimljivo je predstaviti rezultate Eurobarometar ankete o jednakosti polova, koja ispituje stavove stanovništva u EU28 o jednakosti polova i stereotipima koji postoje u društvu. Anketa je sprovedena 2009. i 2014. godine (European Commission, 2015). Čak 94% stanovništva Evrope se slaže da je jednakost polova fundamentalno pravo. Međutim, kada se detaljnije pristupi ispitivanju različitih aspekata jednakosti polova vidi se da i na nivou EU i dalje su prisutni stereotipi. Tako, na primer, čak 60% njih je odgovorilo da se slaže sa tvrdnjom da porodični život ispašta kada majka ima posao sa punim radnim vremenom, dok čak 25% se u potpunosti slaže sa navedenom tvrdnjom.¹³ Na pitanje koji je najefektivniji način da se smanji nejednakost i da se poveća učešće žena na tržištu rada u Evropi, najveći broj ispitanika (42%) je odgovorio kako je neophodno da ne postoji diskriminacija u zaradama za isti posao. Pored toga, značajan broj ispitanika je naveo dostupnost ustanova za čuvanje dece (36%), postojanje fleksibilnih formi zapošljavanja (33%) i da se ženama omogući usklađivanja rada i roditeljstva (32%).¹⁴ Ovo istraživanje je značajno jer prikazuje svest ljudi o shvatanjima položaja žena u poslovnom i porodičnom životu.

Ovo poglavlje ne analizira različite domene nejednakosti polova, već se fokusira isključivo na zarade. Navedeni nalazi služe da istaknu problem nejednakosti polova na tržištu rada koji su različita istraživanja dokumentovala u okviru širih analiza diskriminacije. Predmet ovog poglavlja je da istraži da li se razlika u zaradama muškaraca

¹² Istraživanja Ministarstva za rad, zapošljavanje, boračka i socijalna pitanja, evaluacija Akcionog plana za primenu Nacionalne strategije za poboljšanje položaja žena i unapređenje rodne ravnopravnosti u periodu od 2010. do 2015, Redovan godišnji izveštaj Poverenika za zaštitu ravnopravnosti, itd.

¹³ Ponuđeni odgovori su bili: u potpunosti se slažem, slažem se, ne slažem se, u potpunosti se ne slažem i ne znam. Upitnik videti u: European Commission (2015).

¹⁴ Ispitanici su birali do 3 odgovora od ponuđenih 12 (uključujući i ništa od navedenog i ne znam). Upitnik videti u: European Commission (2015).

i žena u Srbiji može objasniti razlikama u objektivnim karakteristikama prema polu, odnosno da li postoji diskriminacija žena kada su u pitanju zarade.

Koristeći ekonometrijske tehnike za ocenu rodnog jaza u zaradama, dekomponovaćemo razliku u zaradama muškaraca i žena. Koristićemo podatke SILC-a za 2014. i 2015. godinu. S obzirom na to da su zaposleni kod poslodavca i samozaposleni dve različite kategorije zaposlenih lica, i s obzirom na to da je znatno manje učešće samozaposlenih žena, posebno ćemo ispitati jaz u zaradama zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih.

Testiraćemo sledeće dve hipoteze:

H5: Razlika u zaradama između muškaraca i žena je posledica njihovih različitih karakteristika, kao i diskriminacije.

H6: Neobjašnjeni deo rodnog jaza u zaradama je veći za samozaposlene nego za zaposlene kod poslodavca.

Poglavlje je strukturirano na sledeći način: deo 4.2 sumira dosadašnja istraživanja rodnog jaza u zaradama za Srbiju, ali prikazuje i ključna pionirska istraživanja na temu diskriminacije, deo 4.3 prikazuje Oaxaca i Blinder metodologiju dekompozicije, deo 4.4 prikazuje deskriptivnu statistiku (4.4.1), rezultate ekonometrijske analize za zaposlene za platu (4.4.2) i rezultate ekonometrijske analize za samozaposlene (4.4.3), a poslednji deo 4.5 prikazuje zaključna razmatranja.

4.2 Pregled literature

Pionirsko istraživanje na temu diskriminacije sa ekonomskog aspekta predstavlja knjiga *The Economics of Discrimination* (Becker, 1957). Zanimljivo je napomenuti da su u tom periodu ekonomisti bili gotovo nezainteresovani za istraživanja na temu diskriminacije, dok su se ovim temama bavili uglavnom samo sociolozi.¹⁵ Autor analizira diskriminaciju koja je posledica rase, religije, pola, socijalne klase, ličnosti, ali uzrok diskriminacije može biti i bilo koji drugi razlog. Autor pretpostavlja da pojedinci imaju „sklonost prema

¹⁵ Autor u predgovoru drugom izdanju objavljenom 1971. godine navodi da su bili brojni protivnici objavljivanja prvog izdanja. Najčešći argument protiv je bio zbog toga što ova tema nije značajna sa ekonomskog aspekta.

diskriminaciji”, i da je to najbitniji uzrok stvarne diskriminacije. Becker (1957) analizira diskriminaciju sa različitih aspekta, od strane poslodavaca, zaposlenih, potrošača i tržišta. S obzirom na to da je disertacija empirijskog karaktera, nećemo se fokusirati na različite teorijske modele diskriminacije.

Blinder (1973) i Oaxaca (1973) su prva dva autora koja se bave time kako oceniti efekat diskriminacije u zaradama u Americi. Oaxaca (1973) posmatra zarade muškaraca i žena u urbanim područjima, dok Blinder (1973) pored rodne diskriminacije posmatra i rasnu diskriminaciju, odnosno razliku u zaradama crnaca i belaca za muškarce. Blinder–Oaxaca dekompozicija je jedna od najčešće korišćenih metodologija za dekomponovanje zarada (ili bilo koje druge promenljive „ishoda”) između grupa. Ova metodologija će detaljnije biti objašnjena u metodološkom delu.

U pregledu literature fokusiraćemo se na istraživanja koja se odnose na temu rodnog jaza u zaradama u Srbiji.

Krstić & Reilly (2000), koristeći podatke ARS u periodu 1995–1998. godine, istraživali su rodni jaz u zaradama u Jugoslaviji. Ovo je jedno od pionirskih istraživanja za Srbiju. Koristili su Juhn, Murphy, & Pierce (1993) dekompoziciju. Nekorigovani jaz u zaradama po času se povećao sa 10,1% u 1995. godini na 14,8% u 1998. godini. Međutim, dobijeni rast nije statistički značajan. Objasnjeni deo jaza je negativan i iznosio je -0,6 pp u 1995. godini i -1,3 pp u 1998. godini. Karakteristike zaposlenih žena su bolje nego zaposlenih muškaraca. Korigovani jaz u zaradama iznosio je 10,7% i 16,1% u 1995. godini i 1998, respektivno. Korigovan i nekorigovani jaz u zaradama su gotovo jednaki. Takođe, autori su ocenili i jaz u mesečnim zaradama.

Blunch (2010) istražuje rodni jaz u zaradama u Kazahstanu, Makedoniji, Moldaviji, Srbiji, Tadžikistanu i Ukrajini, koristeći podatke UNDP-ove ankete o socijalnoj isključenosti iz 2010. godine. Zarada je definisana na mesečnom nivou. Karakteristike lica smanjuju jaz u zaradama, što je posledica toga da su žene obrazovanije i skoncentrisane su u bolje plaćenim sektorima. Prinosi na karakteristike povećavaju jaz u zaradama, što ukazuje na to da su prinosi muškaraca veći nego prinosi žena na iste

karakteristike. Nekorigovani jaz u zaradama iznosi 12,4%, a korigovani jaz u zaradama iznosi 20% u Srbiji. Koriste i dvostepenu i trostepenu dekompoziciju zarada.

Kecmanovic & Barrett (2011) ocenjuju da se nekorigovani jaz u zaradama smanjio sa 14,4% u 2001. godini na 5,4% u 2005, dok korigovani jaz u zaradama je iznosio 17,2% u 2001. godini i 10,5% u 2005. godini koristeći podatke ARS. Objašnjeni deo jaza se takođe smanjio sa -2,8 pp u 2001. godini na -5,1 pp u 2005. godini. Ovo istraživanje je značajno jer prati jaz u zaradama u periodu 2001–2005, što je period početka tranzicije u Srbiji.

Blunch & Sulla (2011) analiziraju tranziciju lica na tržištu rada, nivoe zarada i rast zarada, koristeći panel podatke ARS oktobar 2008–oktobar 2009. Fokus njihovog istraživanja nije na detaljnoj analizi rodnog jaza u zaradama, ali ocena Minserove jednačine zarada nam daje ocenu korigovanog jaza u zaradama koji iznosi 17,5% i 13,3% u oktobru 2008. i 2009. godine, respektivno. Ovo istraživanje je značajno jer posmatra prve efekte ekonomske krize poređenjem rezultata u 2008. i 2009. godini. Jaz u zaradama se smanjio za 4,2 pp, što je verovatno posledica krize.

Reva (2012), koristeći podatke ARS u aprilu 2008. i oktobru 2009. godine, istražuje rodni jaz u zaradama u Srbiji, pre i posle krize. Nekorigovani jaz u zaradama je iznosio 9,2% u 2008. godine i 4,6% u 2009. godini. Značajno smanjenje nekorigovanog jaza u zaradama je verovatno posledica ekonomske krize, kojom su više bili pogođeni sektori u kojima je veće učešće muškaraca (npr. građevinarstvo) u poređenju sa sektorima sa većim učešćem zaposlenih žena (npr. zdravstvo i obrazovanje). Jaz u zaradama je dekomponovan korišćenjem dvostepene i trostepene Blinder–Oaxaca dekompozicije. Korigovani jaz u zaradama je veći u odnosu na nekorigovani jaz za 6,4% u 2008. i 7,1% u 2009, što je posledica boljih karakteristika zaposlenih žena. Kada uzmemo u obzir razlike u karakteristikama zaposlenih žena i muškaraca, dobijamo korigovani jaz u zaradama od 15,6% i 11,7% u 2008. i 2009. godini, respektivno.

Avlijaš, Ivanović, Vladisavljević, & Vujić (2013) su radili novije istraživanje na temu rodnog jaza u zaradama, a u analizi su obuhvatili Srbiju, Makedoniju i Crnu Goru. Koristili su podatke ARS u periodu 2008–2011. Pokazali su da zaposlene žene u Srbiji

zarađuju manje od muškaraca iako su bolje kvalifikovane. Korigovani jaz u zaradama iznosi 11%, što znači da žene zarađuju 11% manje u odnosu na muškarce istih karakteristika (obrazovanje, radno iskustvo, zanimanje, itd.). Kada se uzme u obzir efekat selekcije, korigovani jaz u zaradama se smanjuje na 4,1%. Efekat selekcije objašnjava 60% korigovanog jaza u zaradama.

Žarković-Rakić & Vladislavljević (2016) istražuju jaz između muškaraca i žena u obrazovanju, zdravstvenoj zaštiti i tržištu rada, koristeći podatke SILC-a 2013. Jedan deo analize tržišta rada je posvećen i analizi rodnog jaza u zaradama. Žene u proseku zarađuju 4,5% manje po času u odnosu na muškarce. Korigovani jaz u zaradama iznosi 13,8%. U istraživanju nije uzet u obzir efekat selekcije.

Žarković-Rakić, Vladislavljević, Prokić, & Poljak (2018) istražuju kako je fiskalna konsolidacija uvedena početkom 2015. godine uticala na nejednakost, sa posebnim osvrtom na rodni jaz u zaradama. Fiskalna konsolidacija je podrazumevala smanjenje broja zaposlenih u javnom sektoru, smanjenje zarada većih od 25.000 RSD za 10%, kao i zamrzavanje plata u javnom sektoru do početka 2018. godine. S obzirom na to da je učešće zaposlenih žena u javnom sektoru veće nego muškaraca, potrebno je ispitati kako su mere fiskalne konsolidacije uticale na rodni jaz u zaradama. Autori koriste panel podatke ARS u 2014. i 2015. godini da uporede zarade pre fiskalne konsolidacije i u prvoj godini od sprovođenja mera štednje. Nekorigovani jaz u zaradama je gotovo nepromenjen u 2015. godini u odnosu na prethodnu godinu, 10,8% u 2014. i 10,5% u 2015. godini. Korigovani jaz u zaradama se smanjio sa 14,5% u 2014. na 13,2% u 2015. godini. Iako se nekorigovani jaz u zaradama nije promenio, vidimo da se promenila struktura, odnosno da se smanjio deo jaza koji je posledica razlike u prinosima i u nevidljivim karakteristikama.

Dosadašnja istraživanja rodnog jaza u zaradama u Srbiji obuhvatala su lica koja su zaposlena kod poslodavaca, bez samozaposlenih lica. Istraživanja i za druge zemlje su se, takođe, pretežno fokusirala na zaposlene kod poslodavaca, dok nekolicina istraživanja koja obuhvataju samozaposlene pokazuju da je rodni jaz u zaradama samozaposlenih još veći u odnosu na zaposlene kod poslodavaca (Hundley, (2001); Eastough & Miller,

(2004); Lechmann & Schnabel, (2012); Lawter, Rua, & Andreassi, (2016); itd.). Kao objašnjenje se navodi to da su žene manje sklone riziku i da sledstveno imaju manje očekivane prinose, kao i da samozaposlene žene imaju manji početni kapital u odnosu na samozaposlene muškarce, ali i da imaju ograničen pristup finansijskim sredstvima. Takođe, žene često navode da su se opredelile za samozaposlenost kako bi lakše uskladile rad i porodične obaveze, dok razlozi za samozaposlenost muškaraca nisu povezani sa roditeljstvom (Boden, 1999).

Avlijaš, Ivanović, Vladislavljević, & Vujić (2013) analizirali su rodni jaz u zaradama zaposlenih i samozaposlenih u Makedoniji koristeći podatke ARS 2008–2011, dok se istraživanje za Srbiju i Crnu Goru zasnivalo samo na zaposlenima kod poslodavaca. ARS Makedonije sadrži informacije o zaradama samozaposlenih, što nije slučaj sa ARS Srbije i Crne Gore. Korigovani jaz u zaradama samozaposlenih je veći nego u zaradama zaposlenih kod poslodavaca, ali ta razlika je zanemarljiva (18,6% u odnosu na 17,9%, respektivno). Međutim, nekorigovani jaz u zaradama je znatno manji kod samozaposlenih nego kod zaposlenih (7% u odnosu na 13,4%, respektivno).

Pregled osnovnih rezultata dosadašnjih istraživanja na temu rodnog jaza u zaradama je prikazan i tabelarno (Tabela 4.1).

Tabela 4.1 Pregled osnovnih rezultata istraživanja rodnog jaza u zaradama u Srbiji

Autori	Period	Podaci	Metodologija	Zavisna promenljiva	Nekorigovani jaz	Korigovani jaz (neobjašnjeni deo)
Krstić & Reilly, (2000)	1995–1998.	ARS	Juhn, Murphy i Pierce dekompozicija	Zarada po času	10,1% u 1995. 14,8% u 1998.	10,7% u 1995. 16,1% u 1998.
Blunch, (2010)	2010.	UNDP anketa socijalne isključenosti	Blinder–Oaxaca dekompozicija	Mesečna zarada	12,4%	20%
Kecmanovic & Barrett, (2011)	2001–2005.	ARS	Blinder–Oaxaca dekompozicija	Zarada po času	14,4% u 2001. 5,4% u 2005.	17,2% u 2001. 10,5% u 2005.
Blunch & Sulla, (2011)	2008. i 2009, oktobar	ARS	Minserova jednačina zarada, ONK metoda	Mesečna zarada	Nema podatak	17,5% u 2008. 13,3% u 2009.
Reva, (2012)	April 2008. i oktobar 2009.	ARS	Blinder–Oaxaca dekompozicija	Mesečna zarada	9,2% u 2008. 4,6% u 2009.	15,6% u 2008. 11,7% u 2009.
Avlijaš, Ivanović, Vladislavljević, & Vujić, (2013)	2008–2011.	ARS	Blinder–Oaxaca dekompozicija	Zarada po času	3,3%	11%
Žarković-Rakić & Vladislavljević, (2016)	2013.	SILC	Minserova jednačina zarada, ONK metoda	Zarada po času	4,5%	13,8%
Žarković-Rakić et al., (2018)	2014. i 2015.	ARS	Blinder–Oaxaca dekompozicija	Mesečna zarada	10,8% u 2014. 10,5% u 2015.	14,5% u 2014. 13,2% u 2015.

4.3 Metodologija

Najčešće korišćena metoda za dekompoziciju jaza u zaradama je Blinder–Oaxaca dekompozicija (Oaxaca (1973) i Blinder (1973)).¹⁶ Važno je napomenuti da ove metode dekompozicije važe za poređenje ishoda između bilo koje dve grupe. Pošto je predmet istraživanja rodni jaz u zaradama, promenljiva ishoda je zarada po času, a grupe koje se porede su muškarci i žene.

Najjednostavnije poređenje zarada muškaraca i žena je poređenje prosečnih vrednosti zarada prema polu. U literaturi, ovo poređenje se naziva nekorigovani jaz u zaradama. Eurostat definiše nekorigovani jaz u zaradama kao razliku u prosečnoj bruto zaradi po času između muškaraca i žena, izraženu kao procenat prosečne bruto zarade muškaraca po času.¹⁷ S druge strane, OECD definiše nekorigovani jaz u zaradama koristeći medijalnu vrednost, umesto proseka.¹⁸ Eurostat i OECD objavljuju podatke o nekorigovanom jazu u zaradama za zemlje članice. RZS je sproveo pilot istraživanje o strukturi zarada za 2014, a platni jaz u zaradama je definisan u skladu sa Eurostat metodologijom. Žene su bile 8,7% manje plaćene od muškaraca (RZS, 2017). U empirijskoj literaturi, nekorigovani jaz u zaradama se najčešće definiše kao razlika u prosečnim zaradama muškaraca i žena (log vrednosti). To je definicija koju ćemo koristiti, a zarada po času je u neto iznosu. Nekorigovani jaz u zaradama nije stvarna mera jaza u zaradama, jer samo poređenje prosečnih vrednosti ne uzima u obzir razlike u karakteristikama lica, kao što su obrazovanje, radno iskustvo, zanimanje, delatnost, itd., koje determinišu zarade. Nekorigovani jaz u zaradama može da se dobije i pomoću Minsrove jednačine zarada (Mincer, 1974), u kojoj je pol jedina objašnjavajuća promenljiva.

¹⁶ Nećemo primenjivati i ostale metode dekompozicije u ovom istraživanju.

¹⁷ http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Gender_pay_gap_statistics

¹⁸ <https://data.oecd.org/earnwage/gender-wage-gap.htm>

Izračunavanje nekorigovanog i korigovanog jaza u zaradama objasnićemo polazeći od Minsrove jednačine (4.1). Neka je zavisna promenljiva Y zarada po času¹⁹ (log vrednost), X je vektor objašnjavajućih promenljivih, G je binarna promenljiva pol koja uzima vrednost 1 za žene, 0 za muškarce, ε je greška. $\hat{\gamma}$ je ocena rodnog jaza u zaradama. Kada u jednačini postoji samo jedna objašnjavajuća promenljiva pol, onda je $\hat{\gamma}$ ocena nekorigovanog jaza u zaradama. Uključivanjem ostalih promenljivih, $\hat{\gamma}$ postaje ocena korigovanog jaza u zaradama.

$$Y = X'\beta + \gamma G + \varepsilon \quad (4.1)$$

Ovo je zajednički model gde ocenjujemo jednu jednačinu zarada zajedničku za oba pola (engl. *pooled*). Nedostatak ovog modela u analizi jaza u zaradama je u tome što ne možemo da analiziramo prema polu uticaj objašnjavajućih promenljivih na zarade i na jaz. Alternativno, možemo da ocenimo jednačinu zarada posebno prema polu, što ćemo predstaviti u nastavku.

Definišemo jednačine zarada za muški (oznaka m u indeksu, (4.2)) i ženski (oznaka f u indeksu, (4.3)) pol na sledeći način:

$$Y_m = X'_m \beta_m + \varepsilon_m \quad (4.2)$$

$$Y_f = X'_f \beta_f + \varepsilon_f \quad (4.3)$$

$E(Y_m)$ i $E(Y_f)$ su očekivane vrednosti zarade prema polu. Uz pretpostavku da je očekivana vrednost greške jednaka 0, važi da $E(Y_m) = E(X_m)' \beta_m$ i $E(Y_f) = E(X_f)' \beta_f$. Definišemo R kao razliku u očekivanoj zaradi muškaraca i žena, što predstavlja nekorigovani jaz u zaradama (4.4) i (4.5).

$$R = E(Y_m) - E(Y_f) \quad (4.4)$$

$$R = E(Y_m) - E(Y_f) = E(X_m)' \beta_m - E(X_f)' \beta_f \quad (4.5)$$

¹⁹ Zarade mogu da se posmatraju i na mesečnom i godišnjem nivou. Zarada po času je najčešće korišćena mera i njena prednost je što uzima u obzir stvarne časove rada.

U nastavku ćemo objasniti dve najčešće korišćene dekompozicije, trostepena (Blinder, 1973) i dvostepena (Oaxaca, 1973).

Blinder (1973) dekomponuje razliku u očekivanoj (prosečnoj) zaradi na tri dela ((4.6) - (4.10)): razlika u objašnjavajućim promenljivama odnosno prediktorima (engl. *endowments*) (4.7), razlika u koeficijentima (engl. *coefficients*) (4.8) i razlika koja je posledica interakcije prediktora i koeficijenata (engl. *interactions*) (4.9). R ćemo izraziti na sledeći način:

$$R = [E(X_m) - E(X_f)]' \beta_f + E(X_f)' (\beta_m - \beta_f) \quad (4.6)$$

$$+ [E(X_m) - E(X_f)]' (\beta_m - \beta_f) \quad (4.7)$$

$$E = [E(X_m) - E(X_f)]' \beta_f \quad (4.7)$$

$$C = E(X_f)' (\beta_m - \beta_f) \quad (4.8)$$

$$I = [E(X_m) - E(X_f)]' (\beta_m - \beta_f) \quad (4.9)$$

$$R = E + C + I \quad (4.10)$$

Dekompozicija je formulisana iz ugla žena.²⁰ E meri očekivanu promenu u prosečnoj vrednosti zarade žena kada bi žene imale iste karakteristike (npr. isti obrazovni nivou, radni staž, godine, itd.), kao i muškaraca. C meri očekivanu promenu u prosečnoj vrednosti zarade žena ukoliko bi karakteristike žena bile vrednovane istim koeficijentima (tj. na isti način), kao i karakteristike muškaraca. I je efekat interakcije koji je posledica činjenice da istovremeno postoji razlika u koeficijentima i u karakteristikama.

Ocena jaza u zaradama \hat{R} je predstavljena u (4.11):

$$\hat{R} = \bar{Y}_m - \bar{Y}_f = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' \hat{\beta}_f + \bar{X}_f' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \quad (4.11)$$

$$+ (\bar{X}_m - \bar{X}_f)' (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)$$

Oaxaca (1973) ispituje kolika bi bila razlika u zaradama muškaraca i žena ukoliko ne bi postojala diskriminacija. Pretpostavlja da sadašnja distribucija zarada žena važi i za

²⁰ Analogno, dekompozicija može da se formuliše i iz ugla muškaraca.

muškarce ili obrnuto – sadašnja distribucija zarada muškaraca se primenjuje i na žene. Ocena jaza u zaradama može da se prikaže na sledeća dva načina, u zavisnosti da li pretpostaviti da je sadašnja distribucija zarada žena odgovarajuća za muškarce (4.12) ili obrnuto (4.13).

$$\hat{R} = \Delta \bar{X}' \hat{\beta}_f - \bar{X}_m' \Delta \hat{\beta} \quad (4.12)$$

$$\hat{R} = \Delta \bar{X}' \hat{\beta}_m - \bar{X}_f' \Delta \hat{\beta} \quad (4.13)$$

Prvi član predstavlja razliku u zaradama muškaraca i žena kao posledica individualnih karakteristika, dok drugi član predstavlja efekat diskriminacije.

Dvostepena dekompozicija može da se definiše i na sledeći način ((4.14) - (4.17)):

$$R = [E(X_m) - E(X_f)]' \beta^* + [E(X_m)'(\beta_m - \beta^*) + E(X_f)'(\beta^* - \beta_f)] \quad (4.14)$$

$$Q = [E(X_m) - E(X_f)]' \beta^* \quad (4.15)$$

$$U = [E(X_m)'(\beta_m - \beta^*) + E(X_f)'(\beta^* - \beta_f)] \quad (4.16)$$

$$R = Q + U \quad (4.17)$$

β^* je nediskriminatorski vektor. Q predstavlja deo razlike u prosečnoj vrednosti zarada muškaraca i žena koji može da se objasni karakteristikama lica (npr., razlikom u nivou obrazovanja, radnom iskustvu, itd.), (4.15). U predstavlja neobjašnjeni deo, koji se najčešće pripisuje efektu diskriminacije, ali takođe obuhvata i efekat nevidljivih faktora (sve ono što nije obuhvaćeno modelom) na razliku u prosečnoj vrednosti zarade (4.16).

Prethodna jednačina može se takođe predstaviti i na sledeći način (4.18):

$$R = [E(X_m) - E(X_f)]' [W\beta_m + (I - W)\beta_f] \quad (4.18)$$

$$+ [(I - W)'E(X_m) + W'E(X_f)]'(\beta_m - \beta_f)$$

W je matrica relativnih pondera koji su dodeljeni koeficijentima za muškarce, dok je I jedinična matrica.

Ocena jaza u zaradama je nešto komplikovanija kod dvostepene procedure jer je nediskriminatorni vektor nepoznat. Postoje različiti predlozi kako definisati nediskriminatorni vektor, odnosno matricu W .²¹ Oaxaca & Ransom (1994) su analizirali 4 različita nediskriminatorna vektora i predlažu da ocena W bude (4.19):

$$\widehat{W} = (X'_m X_m + X'_f X_f)^{-1} X'_m X_m, \quad (4.19)$$

što je ekvivalentno korišćenju ocenjenih koeficijenata iz zajedničkog modela za muškarce i žene. Jann (2008) takođe predlaže da ocena β^* bude ocena koeficijenata koja je dobijena ocenom zajedničkog modela za muškarce i žene, u kojem postoji objašnjavajuća promenljiva pol.

Dosadašnja metodologija rodnog jaza u zaradama ne uzima u obzir efekat selekcije na tržištu rada, odnosno različite verovatnoće muškaraca i žena da se nađu u zaposlenosti i nezaposlenosti ili neaktivnosti. Hekmanov model selekcije (Heckman (1976) i Heckman (1979)) polazi od toga da selekcija na tržištu rada nije slučajna i da nevidljivi faktori koji utiču na zarade nisu nezavisni od odluke da lice radi ili da ne radi. Zavisna promenljiva za jednačinu selekcije je binarna promenljiva, koja uzima vrednost 1 ukoliko lice radi, odnosno 0 ukoliko lice ne radi. Jednačina selekcije se ocenjuje probit ili logit metodom. STATA ima implementiranu opciju koja, prilikom ocene jaza u zaradama, uzima u obzir efekat selekcije na tržištu rada korišćenjem Hekmanovog modela.

Istraživanja na temu rodnog jaza uglavnom se fokusiraju na zaposlene kod poslodavca, bez samozaposlenih. Zaposleni kod poslodavca i samozaposleni su dve različite kategorije zaposlenih lica. Stoga, potrebno je uzeti u obzir različite faktore koji utiču na selektivnost u zaposlenost kod poslodavca i samozaposlenost. Zavisna promenljiva u jednačini selekcije kod Hekmanovog modela je binarna promenljiva. Za ovu analizu neophodno je da zavisna promenljiva u jednačini selekcije bude kategorijska, pa ne možemo da koristimo Hekmanov model selekcije. Koristićemo metodologiju Bourguignon et al. (2007), gde se jednačina selekcije modelira korišćenjem multinomialnog probita. Bourguignon et al. (2007) porede tri načina za ocenu efekta

²¹ Pregled literature videti u Jann (2008).

selekcije: Lee, Dubin i McFadden i Dahl (Lee (1983), Dubin & McFadden (1984) i Dahl (2002)). Autori analiziraju pretpostavke na kojima su zasnovani navedeni modeli. Monte Karlo simulacijama pokazuju nedostatke modela ukoliko neka od pretpostavki modela nije ispunjena. Metodi se suštinski razlikuju prema ograničenjima koje postavljaju. Ograničenja se odnose na linearnost i na kovarijacionu matricu grešaka jednačina (jednačine ishoda i selekcije). Predlažu modifikaciju Dubin–McFadden (DMF) modela. Napuštaju ograničenje da je suma korelacionih koeficijenata grešaka jednačina jednaka nuli, a dodaju pretpostavku da su greške jednačina normalno raspodeljene. Modifikovan DMF metod ima bolje performanse u odnosu na Lee i Dahl metod, ali i u odnosu na originalni DMF metod. U oceni jednačine zarada koristimo modifikovanu varijantu DMF metode.

Ukratko ćemo predstaviti model definisan u Bourguignon, Fournier, & Gurgand (2007).²² y_1 je jednačina ishoda (4.20), a y_j^* jednačina selekcije (4.21).

$$y_1 = x\beta_1 + u_1 \quad (4.20)$$

$$y_j^* = z\gamma_j + \eta_j, j = 1, 2, 3, \quad (4.21)$$

u_1 i η_j su greške za jednačinu ishoda i jednačinu selekcije, respektivno. u_1 nije parametarski definisan, gde je $E(u_1|x, z) = 0$ i $Var(u_1|x, z) = \sigma^2$, η_j su i.i.d. sa Gumbelovom raspodelom. Vektor z i x sadrže objašnjavajuće promenljive za sve alternative i za ishodnu jednačinu. Jednačina zarada je ishodna jednačina (y_1), a jednačina selekcije je status lica na tržištu rada y_j^* , koja je definisana kao kategorijska promenljiva (zaposleni kod poslodavca (1), samozaposleni (2) i nezaposleni i neaktivni (3)).

Ocenićemo rodni jaz u zaradama zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih lica sa i bez efekta selekcije. Ocena prilagođenog rodnog jaza u zaradama korigovanog za efekat selekcije predstavlja ocenjeni koeficijent uz promenljivu pol u ocenjenoj jednačini zarada, pri čemu se zarade ocenjuju prema metodologiji Bourguignon et al. (2007).

²² STATA komanda je *selmlog*.

4.4 Rezultati

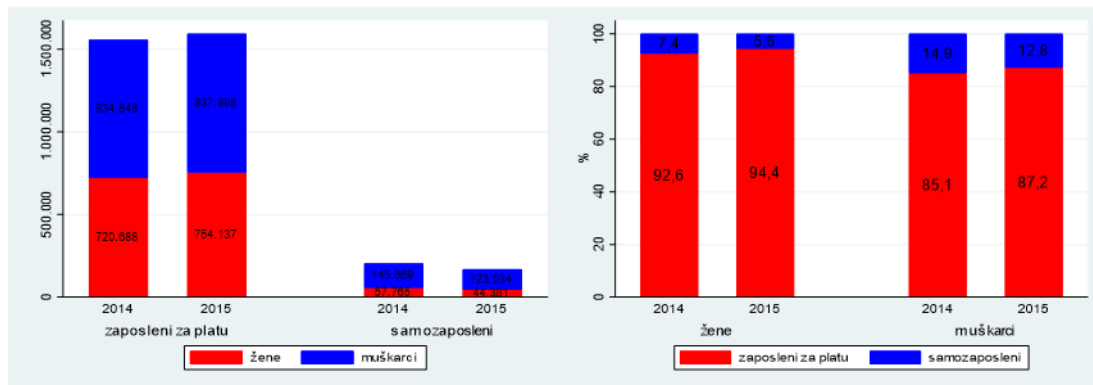
Ovo poglavlje prikazuje osnovne rezultate istraživanja i ima tri celine: deskriptivnu analizu (4.4.1), rezultate ekonometrijske analize za zaposlene kod poslodavca (4.4.2) i rezultate ekonometrijske analize za samozaposlena lica (4.4.3).

Uzorak obuhvata lica starosti 18–64 g., bez studenata, penzionera, žena koje imaju dete mlađe od godinu dana i lica sa invaliditetom, što je standardna procedura u ovom tipu istraživanja. Takođe, iz analize smo isključili pomažuce članove domaćinstava, poljoprivrednike (definisani kao lica koja imaju dohodak od poljoprivredne aktivnosti) i samozaposlene sa zaposlenim radnicima, tj. poslodavce.

4.4.1 Deskriptivna statistika

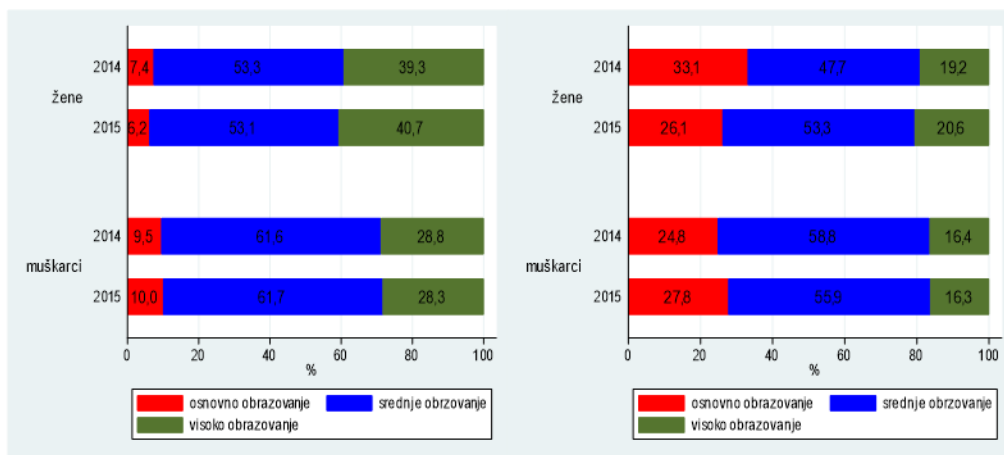
Ovaj deo prikazuje osnovne informacije koje su važne za analizu rodnog jaza u zaradama u 2014. i 2015. godini. Grafikoni prikazuju razliku u strukturi zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih prema polu, kao i karakteristike zaposlenih i samozaposlenih muškaraca i žena, kao što su obrazovni nivou, zanimanje, sektor aktivnosti, itd. Zarade nisu detaljno analizirane u ovom delu, a podaci o prosečnim zaradama za različita zanimanja, sektor aktivnosti, obrazovni nivo i slično prikazani su u dodatku.

Deskriptivnu analizu započinjemo analizom broja i strukture zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih muškaraca i žena u 2014. i 2015. godini.



Grafikon 4.1 Broj zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih prema polu (levi grafikon) i struktura žena i muškaraca prema tipu zaposlenja (desni grafikon), 2014. i 2015. godina

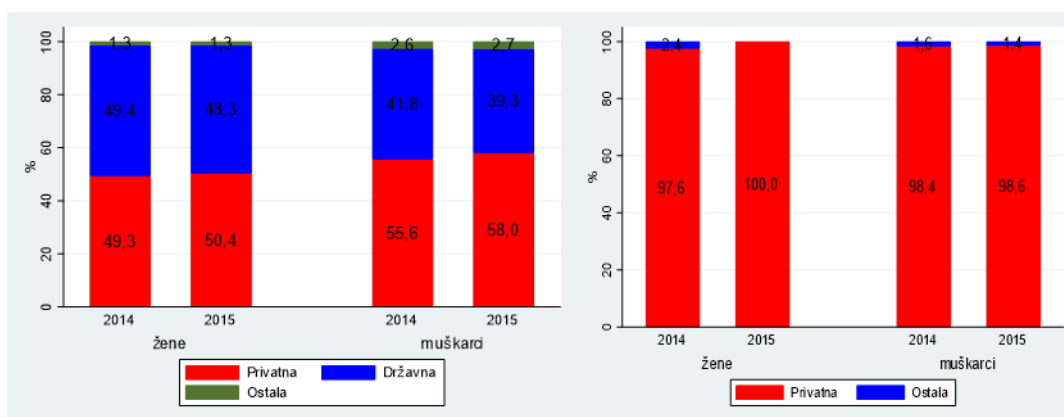
Najpre vidimo da se broj zaposlenih kod poslodavca povećao i kod muškaraca i kod žena u 2015. godini u odnosu na 2014, dok se broj samozaposlenih smanjio. Desni grafikon (Grafikon 4.1) pokazuje da je učešće zaposlenih kod poslodavca značajno veće kod žena nego kod muškaraca (za žene 92,6% i 94,4% u 2014. i 2015. godini, respektivno, za muškarce 85,1% i 87,2% u 2014. i 2015. godini, respektivno). Takođe, učešće samozaposlenih i muškaraca i žena se smanjilo u posmatrane dve godine.



Grafikon 4.2 Struktura zaposlenih kod poslodavca prema obrazovanju i polu (levi grafikon) i struktura samozaposlenih prema obrazovanju i polu (desni grafikon), 2014. i 2015. godine.

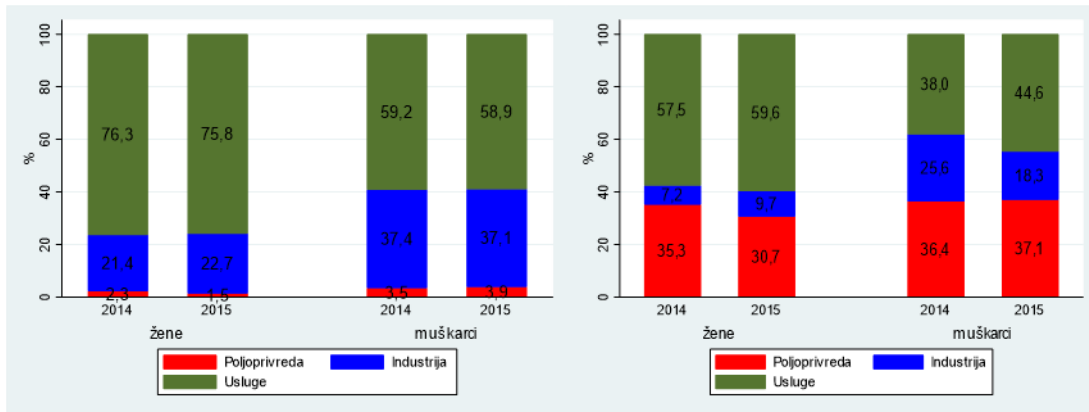
Vidimo da je veće učešće visoko obrazovanih žena nego visoko obrazovanih muškaraca, i kod zaposlenih kod poslodavca i kod samozaposlenih. Možemo primetiti da se obrazovna struktura zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih razlikuje kod oba pola. Dok je učešće zaposlenih žena kod poslodavca koje imaju visoko obrazovanje oko 40%, učešće samozaposlenih žena sa visokim obrazovanjem iznosi oko 20%. Takođe, učešće samozaposlenih muškaraca sa visokim obrazovanjem je manje u odnosu na zaposlene kod poslodavca (oko 16% za samozaposlene i 28% za zaposlene kod poslodavca). Možemo primetiti da, iako se broj zaposlenih muškaraca i žena povećao u 2015. godini u odnosu na prethodnu godinu (Grafikon 4.1), struktura zaposlenih kod poslodavca prema obrazovnom nivou ostala je nepromenjena. S druge strane, smanjenje broja samozaposlenih je dovelo i do promene strukture samozaposlenih prema obrazovnom nivou, ali i prema polu (Grafikon 4.2). Vidimo da je kod samozaposlenih žena učešće sa osnovnim obrazovanjem smanjeno (sa 33,1% u 2014. na 26,1% u 2015) u korist učešća sa srednjim obrazovanjem (sa 47,7% u 2014. na 53,3% u 2015). S druge strane, učešće samozaposlenih muškaraca sa osnovnim obrazovanjem se povećalo (sa 24,8% u 2014. na 27,8% u 2015. godini), dok se smanjilo učešće sa srednjim obrazovanjem (sa 58,8% u 2014. na 55,9% u 2015. godini). Učešće samozaposlenih sa visokim obrazovanjem se nije promenilo ni za muškarce ni za žene.

Grafikon 4.3 prikazuje strukturu zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih prema svojini (privatna, državna i ostala) i polu u 2014. i 2015. godini. S obzirom na to da kod samozaposlenih ne postoji državna svojina, desni grafikon neće biti detaljnije razmatran. Najpre možemo da primetimo da je učešće zaposlenih žena kod poslodavca u državnoj svojini veće u odnosu na isto učešće muškaraca (skoro 50% za žene i oko 40% za muškarce). Takođe, vidimo da se učešće privatne svojine blago povećalo, dok se učešće državne svojine smanjilo za oba pola u 2015. u odnosu na 2014. godinu, s tim što je to povećanje veće za muškarce u odnosu na žene (2,4 pp za muškarce u odnosu na 1,1 pp za žene).



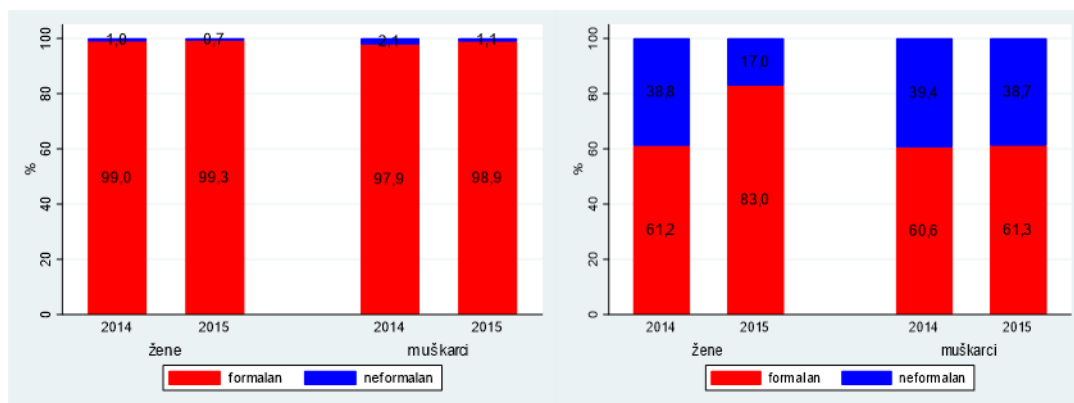
Grafikon 4.3 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema svojini i polu, 2014. i 2015. godina.

Grafikon 4.4 prikazuje strukturu zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih prema sektoru aktivnosti i polu u 2014. i 2015. godini. Vidimo da se struktura značajno razlikuje u zavisnosti od toga da li su u pitanju zaposleni kod poslodavca ili samozaposleni, kao i da se struktura razlikuje prema polu. Kada posmatramo zaposlene kod poslodavca, nije zabeležena razlika u strukturi u posmatranom periodu. Međutim, kod samozaposlenih postoje promene u strukturi. Vidimo da učešće zaposlenih žena kod poslodavca u uslugama iznosi oko 76%, dok je isto učešće muškaraca 59%. Učešće u industriji i poljoprivredi kod zaposlenih kod poslodavca je veće za muškarce nego za žene. Kod samozaposlenih, znatno je veće učešće poljoprivrede kod oba pola u odnosu na isto učešće kod zaposlenih kod poslodavca. Učešće samozaposlenih žena u poljoprivredi iznosilo je 35,3% u 2014. i 30,7% u 2015. godini. Dok se učešće samozaposlenih žena u poljoprivredi smanjilo, učešće muškaraca se neznatno povećalo sa 36,4% u 2014. na 37,1% u 2015. godini. Učešće usluga se povećalo, a učešće industrije se smanjilo u posmatranom periodu kod muškaraca i povećalo se kod žena.



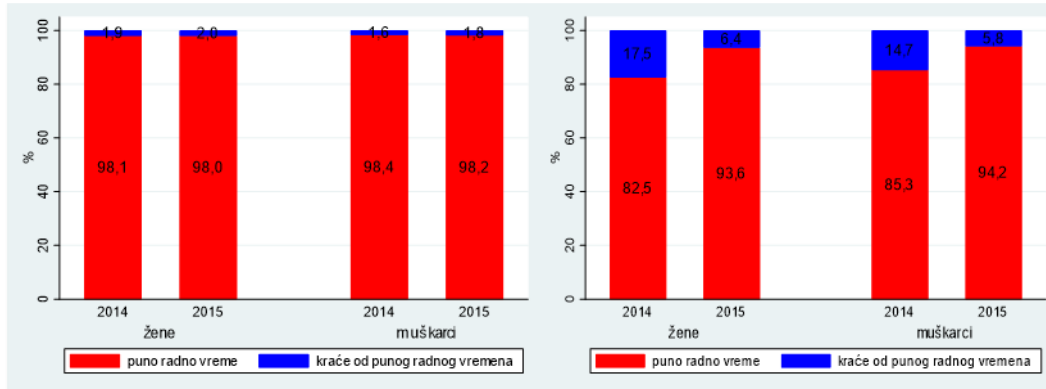
Grafikon 4.4 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema sektoru aktivnosti i polu, 2014. i 2015. godina.

Grafikon 4.5 prikazuje strukturu formalno i neformalno zaposlenih prema polu i tipu zaposlenja u 2014. i 2015. godini. Najpre možemo videti da je neformalna zaposlenost češća kod samozaposlenih nego kod zaposlenih kod poslodavca, kao i da je češća kod muškaraca nego kod žena. Kod samozaposlenih žena došlo je do značajnije promene u strukturi – učešće neformalne zaposlenosti je smanjeno sa 38,8% u 2014. na 17% u 2015, dok kod muškaraca je učešće skoro nepromenjeno i iznosi oko 39%.



Grafikon 4.5 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema formalnoj i neformalnoj zaposlenosti i polu, 2014. i 2015. godina.

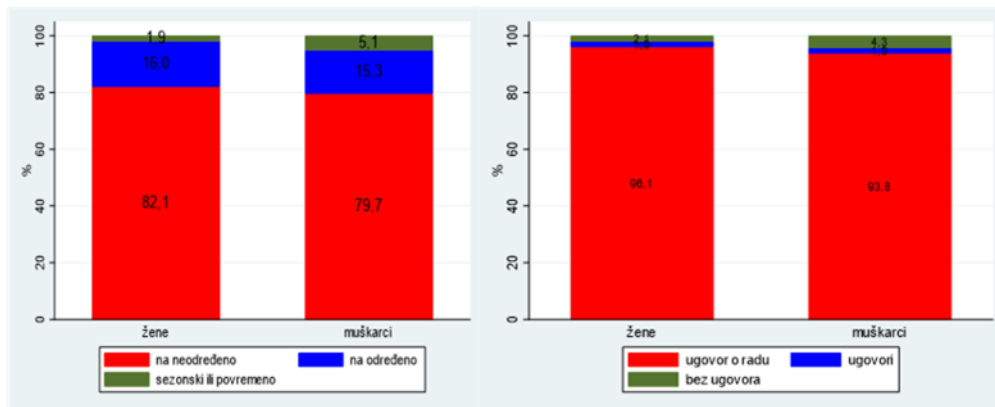
Vidimo da radno vreme kraćeg od punog²³ nije značajno kod zaposlenih kod poslodavca (oko 2%), a razlika prema polu je neznatna. Međutim, veće je učešće samozaposlenih koji rade kraće od punog radnog vremena u odnosu na zaposlene kod poslodavca, pri čemu se to učešće značajno smanjilo u 2015. u odnosu na 2014. godinu (Grafikon 4.6).



Grafikon 4.6 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema dužini radnog vremena i polu, 2014. i 2015. godina.

Grafikon 4.7 prikazuje strukturu zaposlenih prema tipu ugovora posebno za 2014. i za 2015. godinu. Pitanje koje se odnosi na tip ugovora ima različite ponuđene odgovore u posmatrane dve godine. U 2014. godini postojala su 4 modaliteta za tip ugovora: na određeno, na neodređeno, sezonski i povremeno, dok su modaliteti u 2015. godini bili sledeći: ugovor o radu (na neodređeno ili određeno), ugovor o privremenim i povremenim poslovima, ugovor o delu, ugovor o autorskom delu, druga vrsta ugovora i bez ugovora. Možemo primetiti da je učešće žena zaposlenih na neodređeno i na određeno veće nego učešće muškaraca, dok je veće učešće zaposlenih muškaraca koji imaju sezonski ili povremeni ugovor u 2014. godini u odnosu na isto učešće žena. U 2015, veće je učešće zaposlenih muškaraca koji rade bez ugovora u odnosu na žene (4,3% u odnosu na 2,1%), dok se ne razlikuje učešće muškaraca i žena koji su zaposleni prema ugovoru o privremenim i povremenim poslovima, ugovoru o delu, itd. (1,9%).

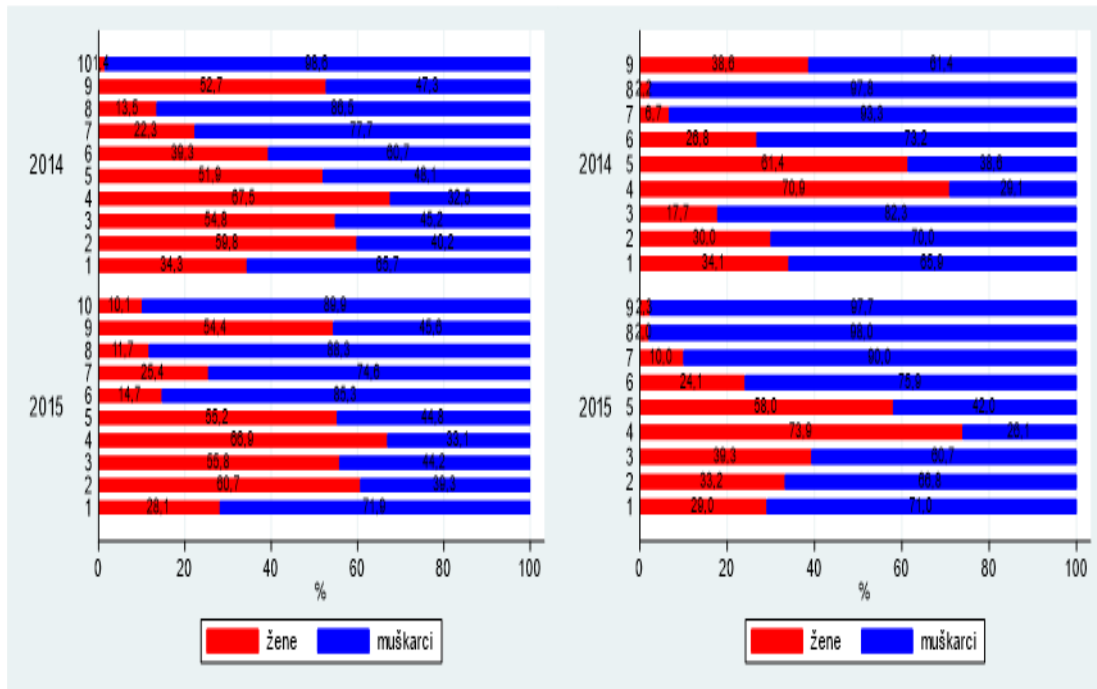
²³ OECD definicija je korišćena za radno vreme kraće od punog (engl. *part-time*): zaposleni koji na glavnom poslu rade manje od 30 časova nedeljno. <https://data.oecd.org/emp/part-time-employment-rate.htm>



Napomene: Kategorija „ugovori” u 2015. godini obuhvata sledeće kategorije: ugovor o privremenim i povremenim poslovima, ugovor o delu, ugovor o autorskom delu i druga vrsta ugovora. Kategorija ugovor o radu u 2015. godini obuhvata ugovor na određeno i neodređeno.

Grafikon 4.7 Struktura zaposlenih kod poslodavca prema tipu ugovora i polu u 2014. (levi grafikon) i u 2015. godini (desni grafikon)

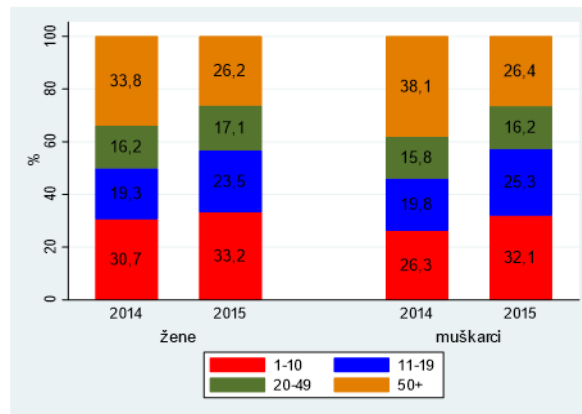
Žene zaposlene kod poslodavca imaju veće učešće u sledećim zanimanjima: stručnjaci i umetnici (2), inženjeri, stručni saradnici i tehničari (3), administrativni službenici (4), uslužna i trgovačka zanimanja (5) i jednostavna zanimanja (9). U navedenim zanimanjima učešće se blago povećalo u 2015. godini, u odnosu na prethodnu godinu, osim kod administrativnih službenika gde se neznatno smanjilo. Učešće žena koje su na rukovodećim funkcijama (1) znatno je manje nego isto učešće muškaraca i kod zaposlenih kod poslodavca, kao i kod samozaposlenih. To učešće se smanjilo u 2015. godini u odnosu na 2014. godinu sa 34,3% na 28,1% kod zaposlenih kod poslodavca i sa 34,1% na 29,0% kod samozaposlenih. Veće učešće samozaposlenih žena u odnosu na muškarce je zabeleženo kod administrativnih službenika (4) i kod uslužnih i trgovačkih zanimanja (5). Za strukturu u ostalim zanimanjima videti Grafikon 4.8.



Legenda: 1 Rukovodioci (direktori), funkcioneri i zakonodavci, 2 Stručnjaci i umetnici, 3 Inženjeri, stručni saradnici i tehničari, 4 Administrativni službenici, 5 Uslužna i trgovačka zanimanja, 6 Poljoprivrednici, šumari, ribari i srodni, 7 Zanatlije i srodni, 8 Rukovodioci mašinama i postrojenjima, monter i vozači, 9 Jednostavna zanimanja, 10 Vojna zanimanja

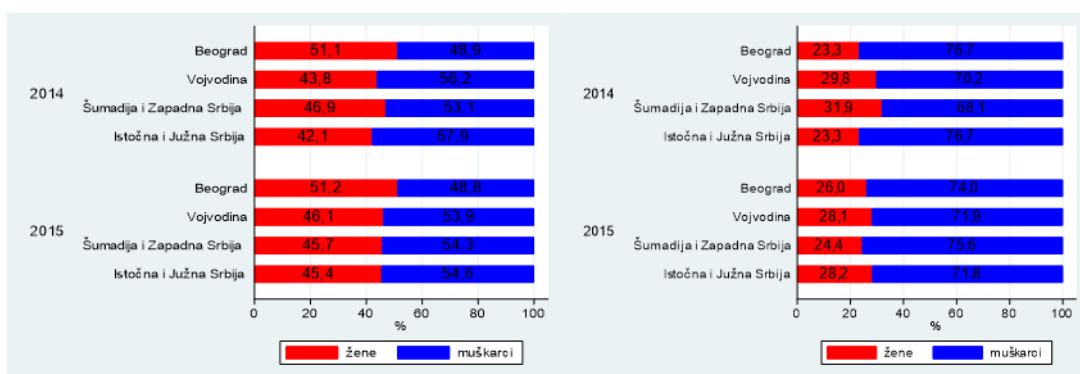
Grafikon 4.8 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema zanimanju i polu, 2014. i 2015. godina.

Grafikon 4.9 prikazuje strukturu zaposlenih kod poslodavca prema veličini preduzeća (tj. broj zaposlenih u preduzeću) i polu u 2014. i 2015. godini. Možemo primetiti da se učešće zaposlenih u preduzećima koji imaju manje od 50 zaposlenih povećalo u 2015. godini u odnosu na 2014. godinu za oba pola, dok se učešće zaposlenih u preduzećima koji imaju 50 i više zaposlenih smanjilo. Razlika prema polu nije izražena.

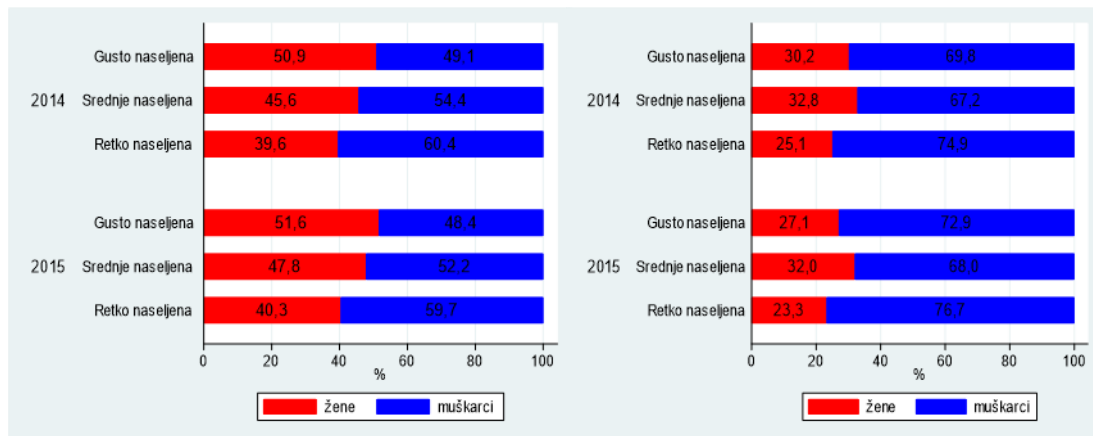


Grafikon 4.9 Struktura zaposlenih kod poslodavca prema veličini preduzeća i polu, 2014. i 2015. godina

Prikažaćemo i strukturu zaposlenih i samozaposlenih prema regionima (Grafikon 4.10) i prema tipu naselja (Grafikon 4.11). Beogradski region je jedini region u kojem je učešće zaposlenih žena kod poslodavca veće nego učešće muškaraca (51,1% u 2014. i 51,2% u 2015). S druge strane kod samozaposlenih, Beogradski region i region Južne i Istočne Srbije imaju najmanje učešće žena 23,3% u 2014. godini. Struktura se promenila u 2015. godini. Beogradski region i region Južne i Istočne Srbije beleže povećanje učešća samozaposlenih žena u odnosu na 2014, dok regioni Vojvodine i Šumadije i Zapadne Srbije beleže smanjenje.



Grafikon 4.10 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema regionima i polu, 2014. i 2015. godina.



Grafikon 4.11 Struktura zaposlenih kod poslodavca (levi grafikon) i samozaposlenih (desni grafikon) prema tipu naselja i polu, 2014. i 2015. godina

Učešće zaposlenih žena kod poslodavca smanjuje se sa smanjenjem gustine naseljenosti mesta. U gusto naseljenim oblastima učešće zaposlenih žena iznosi 50,9% u 2014. i 51,6% u 2015, dok u retko naseljenim oblastima učešće je značajno manje 39,6% u 2014. i 40,3% u 2015. godini. U sva tri tipa naselja, učešće samozaposlenih žena se smanjilo u 2015. u odnosu na 2014. godinu.

Sumiraćemo osnovne nalaze deskriptivne analize. Broj zaposlenih kod poslodavca se povećao, dok se broj samozaposlenih smanjio u 2015. u odnosu na 2014. godinu za oba pola. Učešće zaposlenih žena kod poslodavca je veće nego učešće zaposlenih muškaraca kod poslodavca. Smanjenje broja samozaposlenih je dovelo do promene strukture samozaposlenih prema obrazovanju i prema polu. Veće je učešće visoko obrazovanih žena i kod zaposlenih kod poslodavca i kod samozaposlenih. Žene zaposlene kod poslodavca imaju veće učešće u državnom sektoru u odnosu na muškarce, ali je za oba pola to učešće smanjeno u 2015. godini u odnosu na prethodnu godinu. Zaposlene žene imaju veće učešće u sektoru usluga u odnosu na muškarce, dok je učešće u poljoprivredi i industriji manje. Žene su ređe neformalno zaposlene u odnosu na muškarce. Učešće zaposlenih kod poslodavca koji rade puno radno vreme iznosi oko 98% za oba pola u obe godine. S druge strane, učešće samozaposlenih koji rade kraće od punog radnog vremena je veće kod žena i znatno veće u odnosu na zaposlene kod poslodavca. Međutim, u 2015. godini učešće se značajno smanjilo kod samozaposlenih kod oba pola. Veće je učešće

žena koje su zaposlene na određeno ili neodređeno u odnosu na isto učešće muškaraca i kod zaposlenih kod poslodavca i kod samozaposlenih. Prema zanimanju, žene (zaposlene kod poslodavca) su češće stručnjaci i umetnici, inženjeri, stručni saradnici i tehničari, administrativni službenici, kao i u različitim uslužnim i trgovinskim zanimanjima i jednostavnim zanimanjima. Samozaposlene žene imaju veće učešće u odnosu na samozaposlene muškarce jedino u administrativnim zanimanjima i uslužnim i trgovinskim zanimanjima. Beogradski region je jedini region koji ima veće učešće zaposlenih žena kod poslodavca u odnosu na muškarce, iako je ta razlika neznatna (oko 1 pp). Mesta koja su gusto naseljena imaju veće učešće zaposlenih žena kod poslodavca u odnosu na muškarce.

U dodatku je prikazana prosečna vrednost zarade prema različitim karakteristikama zaposlenih u 2014. i 2015. godini. Rezultati su očekivani, stoga ih nećemo detaljnije obrazlagati. Zarade su veće u proseku kod zaposlenih kod poslodavca u odnosu na samozaposlene, rastu sa rastom obrazovnog nivoa, najveće su za menadžerska zanimanja (u odnosu na ostala zanimanja), veće su u državnom sektoru u odnosu na privatni sektor, prema sektoru aktivnosti najveće su u sektoru usluga, potom u industriji, a najmanje su u proseku u poljoprivredi, itd.

4.4.2 Rezultati – zaposleni kod poslodavca

Prvo ćemo predstaviti nekorigovani i korigovani jaz u zaradama koji je dobijen ocenom Minserove jednačine zarada. Analizu nastavljamo ocenjivanjem Oaxaca–Blinder dekompozicije zarada, rezultate dvostepene dekompozicije ćemo predstaviti u tekstu, a rezultate trostepene dekompozicije u dodatku. Da bismo ispitali da li selektivnost utiče na jaz u zaradama, koristimo selmlog proceduru. Jednačinu zarada ćemo predstaviti u tekstu, a jednačinu selekcije ćemo predstaviti u dodatku.

Tabela 4.2 prikazuju rezultate Minserove jednačine zarada zaposlenih kod poslodavca (4.1), u kojoj je jedina objašnjavajuća promenljiva pol, dok Tabela 4.3 prikazuje rezultate Minserove jednačine zarada zaposlenih kod poslodavca u kojoj su korišćene objašnjavajuće promenljive: pol, obrazovanje, radno iskustvo, zanimanje, region, tip

naselja, sektor aktivnosti, veličina preduzeća (definisana u odnosu na broj zaposlenih), svojina i tip ugovora. Nekorigovani jaz u zaradama (Tabela 4.2) iznosi 3,1% u 2014. i 5,7% u 2015. godini. Nekorigovani jaz u zaradama nije statistički značajan u 2014. godini. Kada uzmemo u obzir karakteristike lica dobijemo korigovani jaz u zaradama 10,7% i 12,7% u 2014. i 2015. godini, respektivno (Tabela 4.3). Rezultati Minsrove jednačine zarada su očekivani. Zarade rastu sa rastom obrazovnog nivoa i rastu sa godinama radnog staža po opadajućoj stopi. Ne postoji statistički značajna razlika između zarada rukovodioca, funkcionera i zakonodavaca i stručnjaka i umetnika u 2015, dok je u 2014. godini razlika značajna na nivou značajnosti od 10%. Zarade u svim ostalim zanimanjima su manje u odnosu na zarade rukovodioca, funkcionera i zakonodavaca. Zarade su u proseku manje u regionu Vojvodine, Zapadne Srbije i Šumadije i Istočne i Južne Srbije u odnosu na Beogradski region. Zarade su manje u srednjim i retko naseljenim oblastima u odnosu na gusto naseljene, a razlika između srednje i gusto naseljene oblasti nije značajna u 2014. godini. Zarade, takođe, rastu sa veličinom preduzeća. Svojina ne utiče statistički značajno na prosečne zarade u 2014, dok je u 2015. godini promenljiva svojina statistički značajna. Zarade su u proseku veće u privatnoj svojini u odnosu na ostale tipove, kao i u državnoj svojini u odnosu na ostale tipove. U 2014. godini zarade su u proseku manje za lica koja imaju ugovor na određeno u odnosu na lica koja imaju ugovor na neodređeno, kao i za lica koja rade povremene i sezonske poslove u odnosu na lica koja imaju ugovor na neodređeno. U 2015. godini ne postoji statistički značajna razlika između zaposlenih koji imaju ugovor o radu i zaposlenih koji imaju ostale tipove ugovora. Međutim, u proseku su manje zarade za lica koja nemaju ugovor u odnosu na lica koja imaju ugovor o radu i ta razlika jeste statistički značajna. Malo zaposlenih kod poslodavca ima posao sa nepunim radnim vremenom. Međutim, prosečna zarada lica sa nepunim radnim vremenom je veća u odnosu na prosečnu zaradu lica sa punim radnim vremenom. Koeficijent za radno vreme je statistički značajan.

Tabela 4.2 Minsrova jednačina zarada zaposlenih kod poslodavca, objašnjavajuća promenljiva pol

Promenljive	2014.		2015.	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Ženski pol	-0,031	(0,021)	-0,057***	(0,021)
Konstanta	5,191***	(0,014)	5,184***	(0,015)
N	3.626		3.506	

R2	0,001		0,003	
----	-------	--	-------	--

Napomene: Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela 4.3 Minserova jednačina zarada zaposlenih kod poslodavca, sve objašnjavajuće promenljive

Promenljive	2014.		2015.	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Ženski pol	-0,107***	(0,016)	-0,127***	(0,018)
Srednje obrazovanje	0,105***	(0,026)	0,085***	(0,030)
Visoko obrazovanje	0,302***	(0,032)	0,256***	(0,036)
Radno iskustvo	0,014***	(0,003)	0,012***	(0,003)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,000***	(0,000)	-0,000***	(0,000)
Stručnjaci i umetnici	-0,147*	(0,079)	-0,142	(0,104)
Inženjeri, stručni saradnici i tehničari	-0,303***	(0,081)	-0,340***	(0,104)
Administrativni službenici	-0,445***	(0,079)	-0,414***	(0,103)
Uslužna i trgovačka zanimanja	-0,597***	(0,080)	-0,551***	(0,105)
Poljoprivrednici, šumari, ribari i srodni	-0,566***	(0,129)	-0,429**	(0,178)
Zanatlije i srodni	-0,552***	(0,082)	-0,542***	(0,101)
Rukovodioci mašinama i postrojenjima, monter i vozači	-0,481***	(0,082)	-0,525***	(0,102)
Jednostavna zanimanja	-0,654***	(0,082)	-0,640***	(0,103)
Vojna zanimanja	-0,206**	(0,090)	-0,259**	(0,116)
Region Vojvodine	-0,138***	(0,023)	-0,041*	(0,024)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	-0,209***	(0,023)	-0,118***	(0,023)
Region Južna i Istočna Srbija	-0,215***	(0,024)	-0,192***	(0,025)
Srednje naseljena oblast	-0,026	(0,018)	-0,058***	(0,019)
Retko naseljena oblast	-0,081***	(0,019)	-0,078***	(0,021)
Industrija	0,079	(0,053)	0,088	(0,056)
Usluge	0,032	(0,052)	-0,011	(0,056)
Broj zaposlenih 11–19	0,057**	(0,023)	0,060***	(0,022)
Broj zaposlenih 20–49	0,072***	(0,025)	0,046*	(0,026)
Broj zaposlenih 50+	0,092***	(0,022)	0,111***	(0,025)
Privatna svojina	-0,074	(0,057)	0,132**	(0,053)
Državna svojina	0,061	(0,057)	0,297***	(0,054)
Na određeno 2014 /Ugovori 2015	-0,140***	(0,026)	-0,072	(0,082)
Sezonski/povremeno 2014 /Bez ugovora 2015	-0,213***	(0,068)	-0,191***	(0,064)
Radno vreme kraće od punog radnog vremena	0,596***	(0,133)	0,473***	(0,104)
Konstanta	5,450***	(0,110)	5,229***	(0,127)
N	3,593		3,476	3,476
Korigovani R2	0,455		0,401	0,401

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, rukovodioci funkcioneri i zakonodavci, Beogradski region, gusto naseljena oblast, poljoprivreda, broj zaposlenih 1–10, ostala svojina, ugovor na neodređeno u 2014. i ugovor o radu u 2015. godini. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela 4.4 prikazuje rezultate Oaxaca–Blinder dekompozicije, pri čemu je korišćena dvostepena procedura (jednačine (4.14)-(4.17)). Objasnjeni deo jaza u zaradama je negativan i iznosi -7,6% u 2014. i -7,0% u 2015. godini. Negativan objasnjeni deo jaza u zaradama pokazuje da su karakteristike zaposlenih žena bolje nego karakteristike zaposlenih muškaraca. Kada uzmemo u obzir karakteristike zaposlenih žena i muškaraca, korigovani jaz u zaradama je veći nego nekorigovani, i iznosi 10,7% u 2014. i 12,7% u 2015. godini. Objasnjeni jaz u zaradama objašnjavaju sledeće grupe objašnjavajućih promenljivih u obe godine: obrazovanje, zanimanje, region, gustina naseljenosti, sektor, svojina, tip ugovora. Pored navedenih promenljivih, statistički značajan uticaj na objasnjeni deo jaza ima broj zaposlenih u 2014. godini i radno iskustvo u 2015. godini. S druge strane, nekolicina promenljivih ima statistički značajan uticaj na neobjasnjeni deo jaza u zaradama. U 2014. godini to su sektor ekonomske aktivnosti i radno vreme, dok su u 2015. godini zanimanje i svojina. Konstanta je statistički značajna u 2015. godini.

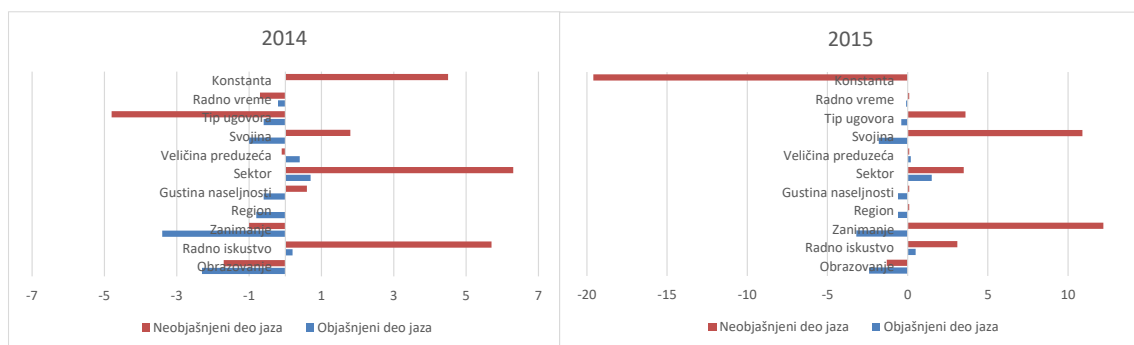
Tabela 4.4 Oaxaca–Blinder dekompozicija zarada, dvostepena procedura

	2014.		2015.	
Log zarada muškaraca	5,191***	(0,014)	5,188***	(0,015)
Log zarada žena	5,160***	(0,015)	5,131***	(0,015)
Razlika log zarada	0,031	(0,021)	0,057***	(0,021)
Objasnjeni deo	-0,076***	(0,015)	-0,070***	(0,015)
Neobjasnjeni deo	0,107***	(0,016)	0,127***	(0,017)
Dekompozicija objasnjenog dela				
Obrazovanje	-0,023***	(0,005)	-0,024***	(0,005)
Radno iskustvo	0,002	(0,002)	0,005**	(0,002)
Zanimanje	-0,034***	(0,010)	-0,032***	(0,011)
Region	-0,008**	(0,004)	-0,006**	(0,003)
Gustina naseljenosti	-0,006***	(0,002)	-0,006***	(0,002)
Sektor aktivnosti	0,007**	(0,004)	0,015***	(0,004)
Broj zaposlenih	0,004**	(0,002)	0,002	(0,002)
Svojina	-0,010***	(0,003)	-0,018***	(0,004)
Tip ugovora	-0,006**	(0,003)	-0,004**	(0,002)
Radno vreme	-0,002	(0,003)	-0,001	(0,002)
Dekompozicija neobjasnjenog dela				

Obrazovanje	-0,017	(0,012)	-0,013	(0,015)
Radno iskustvo	0,057	(0,043)	0,031	(0,044)
Zanimanje	-0,010	(0,024)	0,122***	(0,045)
Region	0,000	(0,002)	0,001	(0,003)
Gustina naseljenosti	0,006	(0,017)	0,001	(0,019)
Sektor aktivnosti	0,063**	(0,031)	0,035	(0,035)
Broj zaposlenih	-0,001	(0,005)	0,001	(0,004)
Svojina	0,018	(0,036)	0,109***	(0,026)
Tip ugovora	-0,048	(0,053)	0,036	(0,064)
Radno vreme	-0,007*	(0,004)	0,001	(0,004)
Konstanta	0,045	(0,088)	-0,196*	(0,102)
N	3.593		3.476	

Napomene: Negativne vrednosti smanjuju jaz u zaradama, pozitivne vrednosti povećavaju jaz u zaradama. Robustne standardne greške. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Grafikon 4.12 prikazuje komponente objašnjenog i neobjašnjenog dela jaza u zaradama u pp u 2014. i 2015. godini. Varijable koje smanjuju objašnjeni deo jaza u zaradama su: obrazovanje, zanimanje, region, gustina naseljenosti, svojina, tip ugovora i radno vreme. Varijable koje povećavaju objašnjeni deo jaza u zaradama (imaju pozitivan koeficijent) jesu: radno iskustvo, sektor i broj zaposlenih. Najveći uticaj na objašnjeni deo jaza u zaradama imaju zanimanje i obrazovanje. Zanimanje čini 44,7% (0,034/0,076) i 45,7% (0,032/0,070) objašnjenog dela jaza u zaradama u 2014. i 2015. godini, respektivno. Obrazovanje ima sledeće najveće učešće u objašnjenom delu jaza u zaradama 30,3% (0,023/0,076) i 34,3% (0,024/0,070) u 2014. i 2015. godini, respektivno.



Napomene: Konstanta postoji samo kod neobjašnjenog dela jaza. Negativne vrednosti smanjuju, a pozitivne vrednosti povećavaju objašnjeni i neobjašnjeni deo jaza u zaradama.

Grafikon 4.12 Objašnjeni i neobjašnjeni deo jaza u zaradama u pp (Blinder-Oaxaca dekompozicija), 2014. i 2015. godina

U 2014. godini sektor aktivnosti objašnjava 58,9% neobjašnjenog dela jaza u zaradama (0,063/10,7) i povećava neobjašnjeni deo jaza u zaradama (pozitivan koeficijent). U 2015. godini najveće učešće u neobjašnjenom delu jaza u zaradama ima zanimanje, koje objašnjava čak 96,1% neobjašnjenog dela jaza u zaradama (0,122/0,127). Koeficijent je pozitivan, što znači da zanimanje povećava neobjašnjeni deo jaza. Takođe, tip svojine ima pozitivan koeficijent i povećava neobjašnjeni deo jaza u zaradama. Doprinos svojine neobjašnjenom delu jaza u zaradama iznosi čak 85,8% (0,109/0,127). Konstanta je negativna i statistički značajna u 2015, i njeno učešće u neobjašnjenom delu jaza u zaradama iznosi 154,3% (0,196/0,127).²⁴

Slične rezultate nam daje i trostepena dekompozicija, te ih nećemo detaljnije analizirati. Ukoliko bi žene imale iste karakteristike kao i muškarci, prosečne zarade žena bi bile 9% manje u 2014. i 5,2% manje u 2015. godini. Kada bi karakteristike žena bile vrednovane na isti način kao i karakteristike muškaraca, prosečne zarade žena bi bile 10,2% veće u 2014. i 13,5% veće u 2015. godini. Efekat interakcije karakteristika i koeficijenata nije statistički značajan u 2014, a jeste u 2015. godini. Kao posledica interakcije karakteristika i koeficijenata, prosečne zarade žena su manje za 2,6%. Rezultati trostepene procedure su prikazani u dodatku.

Tabela 4.5 prikazuje jednačinu zarada zaposlenih kod poslodavca, a koja je korigovana za efekat selekcije (jednačina (4.20)). Za razliku od Hekmanovog modela, selekcija je ocenjena multinomialnim probit modelom (jednačina (4.21)). Jednačina selekcije je prikazana u dodatku. Korigovani jaz u zaradama koji uzima u obzir efekat selekcije predstavlja ocenjeni koeficijent uz promenljivu pol (Tabela 4.5). Vidimo da selekzione varijable nisu značajne u 2014, što dovodi do toga da korigovani jaz u zaradama bude gotovo nepromenjen u odnosu na Minsеровu jednačinu zarada bez selekcije (9,9% sa selekcijom i 10,7% bez selekcije). U 2015. godini selekcija u zaposlenost i neaktivnost je

²⁴ Varijable zanimanje i obrazovanje su visoko korelisane. Robustnost rezultata smo proverili i isključivanjem varijable zanimanje. Kada se isključi varijabla zanimanje, ocenjeni koeficijent za obrazovanje je veći i u objašnjenom i u neobjašnjenom delu dekompozicije. Obrazovanje ima negativan i statistički značajan uticaj na neobjašnjeni deo jaza kada se isključi varijabla zanimanje.

statistički značajna. Korigovani jaz u zaradama je manji kada uzmemo u obzir efekat selekcije u 2015. godini: smanjen je sa 12,7% (bez selekcije) na 10,1% (sa selekcijom).

Tabela 4.5 Jednačina zarada zaposlenih kod poslodavca, selmlog procedura

Promenljive	2014.		2015.	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Ženski pol	-0,099***	(0,026)	-0,101***	(0,026)
Srednje obrazovanje	0,013	(0,043)	0,129**	(0,053)
Visoko obrazovanje	0,164***	(0,062)	0,236***	(0,071)
Radno iskustvo	0,009***	(0,003)	0,005	(0,003)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
Stručnjaci i umetnici	-0,098**	(0,044)	-0,029	(0,046)
Inženjeri, stručni saradnici i tehničari	-0,249***	(0,046)	-0,219***	(0,046)
Administrativni službenici	-0,386***	(0,046)	-0,290***	(0,047)
Uslužna i trgovačka zanimanja	-0,519***	(0,046)	-0,438***	(0,047)
Poljoprivrednici, šumari, ribari i srodni	-0,536***	(0,113)	-0,349*	(0,188)
Zanatlije i srodni	-0,494***	(0,048)	-0,434***	(0,048)
Rukovodioci mašinama i postrojenjima, monter i vozači	-0,415***	(0,048)	-0,386***	(0,048)
Jednostavna zanimanja	-0,597***	(0,050)	-0,513***	(0,049)
Vojna zanimanja	-0,179**	(0,081)	-0,160**	(0,081)
Region Vojvodine	-0,128***	(0,024)	-0,032	(0,022)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	-0,182***	(0,024)	-0,102***	(0,025)
Region Južna i Istočna Srbija	-0,195***	(0,024)	-0,166***	(0,025)
Srednje naseljena oblast	-0,013	(0,018)	-0,034*	(0,018)
Gusto naseljena oblast	-0,044*	(0,023)	-0,052**	(0,022)
Industrija	0,051	(0,043)	0,096**	(0,045)
Usluge	0,017	(0,043)	-0,006	(0,045)
Broj zaposlenih 11–19	0,067***	(0,020)	0,074***	(0,019)
Broj zaposlenih 20–49	0,092***	(0,022)	0,040*	(0,022)
Broj zaposlenih 50+	0,103***	(0,019)	0,091***	(0,020)
Privatna svojina	-0,090*	(0,048)	0,059	(0,045)
Državna svojina	0,052	(0,049)	0,229***	(0,046)
Na određeno 2014 /Ugovori 2015	-0,125***	(0,020)	-0,087*	(0,049)
Sezonski/povremeno 2014 /Bez ugovora 2015	-0,191***	(0,043)	-0,175***	(0,040)
Radno vreme kraće od punog radnog vremena	0,522***	(0,057)	0,507***	(0,053)
Selektivnost u zaposlenost	-0,176	(0,133)	0,356***	(0,135)

Selektivnost samozaposlenost u	0,024	(0,288)	0,299	(0,298)
Selektivnost u neaktivnost	0,063	(0,285)	0,971***	(0,279)
Konstanta	5,612***	(0,140)	5,448***	(0,146)
N	3.593		3.476	
Korigovani R2	0,418		0,375	

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, rukovodioci funkcioneri i zakonodavci, Beogradski region, gusto naseljena oblast, poljoprivreda, broj zaposlenih 1–10, ostala svojina, ugovor na neodređeno u 2014. i ugovor o radu u 2015. godini. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Ukratko ćemo rezimirati rezultate jednačine selekcije koja je predstavljena u dodatku, pri čemu je neaktivnost referentna kategorija. Žene u poređenju sa muškarcima imaju manju verovatnoću da će biti zaposlene i samozaposlene u odnosu na verovatnoću neaktivnosti. Veća je verovatnoća zaposlenosti za lica sa srednjom stručnom spremom i visokom stručnom spremom u odnosu na osnovnu školu, dok verovatnoća samozaposlenosti se ne razlikuje statistički značajno za lica sa niskom i srednjom stručnom spremom. Verovatnoća zaposlenosti i samozaposlenosti raste s godinama, ali po opadajućoj stopi. Broj dece ne utiče na verovatnoću zaposlenosti u odnosu na neaktivnost, ali povećava verovatnoću samozaposlenosti u odnosu na neaktivnost za decu mlađeg uzrasta u 2014. godini. U prethodnom poglavlju smo imali rezultat koji pokazuje da prisustvo dece ne utiče na verovatnoću zaposlenosti, dok broj dece smanjuje verovatnoću zaposlenosti žena sa decom. Ovi rezultati nisu direktno uporedivi, jer u prethodnom poglavlju prisustvo dece je definisano kao binarna promenljiva u uzorku svih žena, dok broj dece uzima vrednost 1, 2 ili 3+ u uzorku žena sa decom. Takođe, u trećem poglavlju broj dece je uzrasta 1–11 g, a žene su starosti 25–45 g., dok se ovde posmatraju deca uzrasta 1–7 g. i 8–18 g., a lica strasti 15–64 g. Jednačina selekcije je ocenjena zajedno za oba pola. Bračni status povećava verovatnoću zaposlenosti, ali ne utiče statistički značajno na verovatnoću samozaposlenosti u 2014, dok je statistički značajan uticaj u 2015. godini na nivou značajnosti od 10%. Rezultati se uglavnom ne razlikuju u 2014. i 2015. godini.

4.4.3 Rezultati – samozaposleni

Minserova jednačina zarada samozaposlenih lica (jednačina (4.1)) u kojoj je jedina objašnjavajuća promenljiva pol nam pokazuje da nekorigovani jaz u zaradama samozaposlenih nije statistički značajan u obe posmatrane godine (Tabela 4.6). Takođe, ocenjeni koeficijent je negativan u 2014, ali je pozitivan u 2015, što znači da su prosečne zarade samozaposlenih žena veće nego iste muškaraca.

Tabela 4.6 Minserova jednačina zarada samozaposlenih lica, objašnjavajuća promenljiva pol

Promenljive	2014.		2015.	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Ženski pol	-0,083	(0,174)	0,100	(0,167)
Konstanta	4,540***	(0,105)	4,746***	(0,117)
N	257		203	
R2	0,001		0,002	

Napomene: Robustne standardne greške. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela 4.7 prikazuje Minserovu jednačinu zarada samozaposlenih, gde pored promenljive pol koristimo i druge objašnjavajuće promenljive. Za razliku od ocenjene Minserove jednačine za zaposlene kod poslodavca, nekolicina varijabli je statistički značajno. U 2014. godini korigovani jaz u zaradama iznosi 29,6% i statistički je značajan na nivou značajnosti od 10%. Radno vreme kraće od punog povećava zaradu po času, zarade su u proseku veće u industriji i uslugama u odnosu na poljoprivredu i manje su u regionima Šumadije i Zapadne Srbije i Južne i Istočne Srbije u odnosu na Beogradski region. Radno iskustvo nije statistički značajno, međutim jeste radno iskustvo na kvadrat. Kada je u pitanju zanimanje, statistički značajna razlika je između inženjera, stručnih saradnika i tehničara, rukovodioca mašinama i poljoprivrednika u odnosu na rukovodiocce, funkcionere i zakonodavce. Zarade su u proseku veće za lica sa srednjim obrazovanjem u odnosu na osnovno. U 2015. godini postoji statistički značajna razlika između zarada kod administrativnih službenika, poljoprivrednika i jednostavnih zanimanja u odnosu na rukovodiocce, funkcionere i zakonodavce. Zarade su manje u regionu Zapadne Srbije i Šumadije i Istočne i Južne Srbije u odnosu na Beogradski region. Ne postoji statistički

značajna razlika između prosečnih zarada u Beogradskom regionu i regionu Vojvodine u obe godine.

Tabela 4.7 Minserova jednačina zarada samozaposlenih lica, sve objašnjavajuće promenljive

Promenljive	2014.		2015.	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Ženski pol	-0,296*	(0,171)	0,026	(0,171)
Srednje obrazovanje	0,286*	(0,156)	0,428**	(0,195)
Visoko obrazovanje	0,344	(0,222)	0,538**	(0,258)
Radno iskustvo	0,042	(0,027)	-0,007	(0,023)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,001*	(0,001)	0,000	(0,001)
Stručnjaci i umetnici	-0,134	(0,455)	0,170	(0,324)
Inženjeri, stručni saradnici i tehničari	-0,766**	(0,359)	0,002	(0,306)
Administrativni službenici	-0,567	(0,529)	-0,577*	(0,297)
Uslužna i trgovačka zanimanja	-0,187	(0,247)	-0,270	(0,268)
Poljoprivrednici, šumari, ribari i srodni	-0,689*	(0,398)	-1,000*	(0,536)
Zanatlije i srodni	-0,345	(0,233)	0,192	(0,278)
Rukovodioci mašinama i postrojenjima, monter i vozači	-0,670**	(0,298)	-0,246	(0,230)
Jednostavna zanimanja	-0,440	(0,273)	-1,010***	(0,323)
Region Vojvodine	-0,459	(0,283)	-0,089	(0,397)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	-0,831***	(0,240)	-0,465*	(0,280)
Region Južna i Istočna Srbija	-1,021***	(0,342)	-0,517*	(0,300)
Srednje naseljena oblast	-0,047	(0,162)	-0,064	(0,296)
Retko naseljena oblast	-0,122	(0,217)	-0,015	(0,276)
Industrija	0,863***	(0,265)	-0,713	(0,518)
Usluge	0,715***	(0,237)	-0,764	(0,565)
Radno vreme kraće od punog radnog vremena	0,540***	(0,183)	-0,508	(0,372)
Konstanta	4,418***	(0,505)	5,676***	(0,679)
N	253		200	
Korigovani R2	0,399		0,186	

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, rukovodioci funkcioneri i zakonodavci, Beogradski region, gusto naseljena oblast, poljoprivreda. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela 4.8 nam pokazuje rezultate Blinder–Oaxaca dekompozicije zarada samozaposlenih, pri čemu je korišćena dvostepena dekompozicija. Nijedna objašnjavajuća promenljiva ne objašnjava objašnjeni deo jaza u zaradama u 2014. godini.

Jedina promenljiva koja ima statistički značajan uticaj na neobjašnjeni deo jaza je sektor aktivnosti. Konstanta ima statistički značajan uticaj na neobjašnjeni deo jaza u 2014. godini. U 2015. godini region ima statistički značajan uticaj na objašnjeni deo jaza, dok radno vreme ima uticaj na neobjašnjeni deo jaza.

Tabela 4.8 Oaxaca–Blinder dekompozicija zarada samozaposlenih, dvostepena procedura

	2014.		2015.	
Log zarada muškaraca	4,572***	(0,098)	4,751***	(0,115)
Log zarada žena	4,457***	(0,135)	4,823***	(0,120)
Razlika log zarada	0,115	(0,167)	-0,071	(0,167)
Objašnjeni deo	-0,181	(0,138)	-0,046	(0,141)
Neobjašnjeni deo	0,296*	(0,157)	-0,026	(0,158)
Dekompozicija objašnjenog dela				
Obrazovanje	-0,007	(0,024)	-0,043	(0,038)
Radno iskustvo	-0,022	(0,021)	0,000	(0,020)
Zanimanje	-0,072	(0,081)	-0,002	(0,110)
Region	-0,075	(0,058)	-0,087*	(0,048)
Gustina naseljenosti	-0,007	(0,017)	0,005	(0,019)
Sektor aktivnosti	0,020	(0,071)	0,069	(0,068)
Radno vreme	-0,017	(0,029)	0,013	(0,028)
Dekompozicija neobjašnjenog dela				
Obrazovanje	0,028	(0,085)	0,028	(0,096)
Radno iskustvo	-0,129	(0,423)	0,581	(0,418)
Zanimanje	-0,014	(0,140)	0,082	(0,128)
Region	-0,121	(0,100)	0,137	(0,125)
Gustina naseljenosti	-0,022	(0,030)	-0,004	(0,045)
Sektor aktivnosti	-0,730***	(0,243)	-0,486	(0,322)
Radno vreme	0,004	(0,058)	-0,096*	(0,057)
Konstanta	1,281**	(0,548)	-0,267	(0,513)
N	253		200	

Napomene: Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Rezultate trostepene dekompozicije za samozaposlene ćemo ukratko rezimirati. Efekat prediktora nije značajan u 2014, dok efekat koeficijentata jeste značajan i iznosi 31,9%. Kada bi karakteristike samozaposlenih žena bile vrednovane na isti način kao i karakteristike samozaposlenih muškaraca, prosečne zarade samozaposlenih žena bi bile za 31,9% veće. Efekat interakcije nije značajan. U 2015. godini nijedna komponenta dekompozicije nije značajna. Rezultati trostepene dekompozicije su predstavljeni u dodatku.

Kada uzmemo u obzir selekciju na tržištu rada, korigovani jaz u zaradama nije značajan. Takođe, selekzione varijable nisu statistički značajne (Tabela 4.9).

Tabela 4.9 Jednačina zarada samozaposlenih, selmlog procedura

	2014.		2015.	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Ženski pol	-0,273	(0,254)	-0,184	(0,306)
Srednje obrazovanje	-0,054	(0,274)	-0,318	(0,433)
Visoko obrazovanje	-0,039	(0,453)	-0,586	(0,623)
Radno iskustvo	0,033	(0,024)	-0,015	(0,032)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,001	(0,001)	0,001	(0,001)
Stručnjaci i umetnici	-0,136	(0,385)	0,007	(0,334)
Inženjeri, stručni saradnici i tehničari	-1,022*	(0,529)	0,076	(0,397)
Administrativni službenici	-0,548	(0,426)	-0,474	(0,533)
Uslužna i trgovačka zanimanja	-0,247	(0,295)	-0,422	(0,288)
Poljoprivrednici, šumari, ribari i srodni	-0,761*	(0,398)	-0,818	(0,578)
Zanatlije i srodni	-0,429	(0,289)	0,060	(0,288)
Rukovodioci mašinama i postrojenjima, monter i vozači	-0,576*	(0,300)	-0,370	(0,291)
Jednostavna zanimanja	-0,541*	(0,328)	-0,893**	(0,445)
Region Vojvodine	-0,256	(0,266)	-0,047	(0,278)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	-0,581**	(0,259)	-0,174	(0,298)
Region Južna i Istočna Srbija	-0,581**	(0,276)	-0,334	(0,304)
Srednje naseljena oblast	-0,132	(0,157)	-0,070	(0,191)
Gusto naseljena oblast	-0,094	(0,183)	0,215	(0,228)
Industrija	0,621**	(0,300)	-0,397	(0,515)
Usluge	0,610**	(0,288)	-0,438	(0,519)
Radno vreme kraće od punog radnog vremena	0,692***	(0,171)	-0,331	(0,270)
Selektivnost u zaposlenost	-3,655	(2,286)	-1,076	(3,206)
Selektivnost u samozaposlenost	-0,278	(0,527)	0,928	(0,659)
Selektivnost u neaktivnost	-2,071	(2,427)	1,836	(3,322)
Konstanta	2,210	(2,166)	4,498*	(2,726)
N	253		200	
Korigovani R2	0,322		0,120	

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, rukovodioci, funkcioneri i zakonodavci, Beogradski region, gusto naseljena oblast, poljoprivreda. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Predstavili smo rezultate analize rodnog jaza u zaradama samozaposlenih u 2014. i 2015. godini. U uzorku imamo mali broj samozaposlenih lica koja su odgovorila na pitanje o

zaradi, 253 opservacija (175 muškaraca i 78 žena) u 2014. godini i 200 opservacija (148 muškaraca i 52 žena) u 2015. godini. S obzirom na veći broj opservacija u 2014, ali i većim korigovanim R2 u 2014. u odnosu na 2015. godinu (0,399 vs. 0,186, Tabela 4.7), možemo sa određenom rezervom zaključiti da su rezultati u 2014. godini pouzdaniji. Mali broj opservacija, dodatno mali broj žena i manje pouzdani podaci o zaradama samozaposlenih dovode do toga da je teško objasniti karakteristikama lica zarade samozaposlenih, koje inače objašnjavaju zarade zaposlenih kod poslodavca. Usled nemogućnosti da objasnimo zarade samozaposlenih, ne možemo na osnovu datog uzorka pouzdano oceniti rodni jaz u zaradama samozaposlenih. Za istraživanje zarada samozaposlenih, kao i rodnog jaza u zaradama, neophodni su mikropodaci koji bi imali fokus na samozaposlene, gde bi postojale i neke dodatne promenljive, kao što su npr. sklonost riziku, inovativnost, pristup kreditima, preferencije lica za tip zaposlenja, itd.

4.5 Zaključak

Četvrto poglavlje istražuje rodni jaz u zaradama zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih koristeći ekonometrijske tehnike za ocenu rodnog jaza u zaradama. Ocenom Minserove jednačine zarada dobijamo nekorigovani i korigovani jaz u zaradama. Potom, koristeći jednu od najčešće upotrebljivanih tehnika za ocenu rodnog jaza u zaradama, Blinder–Oaxaca dekompoziciju, ispitali smo kako objašnjavajuće promenljive utiču na objašnjeni i neobjašnjeni deo jaza u zaradama.

Kod zaposlenih kod poslodavca, žene u proseku zarađuju 3,1% manje nego muškarci. Ova razlika nije statistički značajna u 2014, dok je u 2015. godini razlika statistički značajna i iznosi 5,7%. Objasneni deo jaza u zaradama je negativan, što ukazuje da zaposlene žene imaju bolje karakteristike u odnosu na zaposlene muškarce, i iznosi -7,6% i -7,0% u 2014. i 2015. godini, respektivno. Korigovani jaz u zaradama iznosi 10,7% i 12,7% u 2014. i 2015. godini, respektivno. Korigovani jaz u zaradama pripisuje se efektu diskriminacije, ali uključuje i uticaje faktora koji nisu obuhvaćeni modelom. Možemo zaključiti da je razlika u zaradama posledica i razlike u karakteristikama lica i efekta diskriminacije.

Upoređićemo dobijene rezultate sa prethodnim rezultatima za Srbiju. Nekorigovani i korigovani jaz u zaradama je manji nego krajem 90-ih godina. Krstić (2002) je analizirala i rodni jaz u zaradama u dužem vremenskom periodu tokom 90-ih. U periodu 1995-2000. objašnjeni deo jaza u zaradama je bio statistički značajan samo u dve godine, 1996. i 1997. godine, kada je iznosio -2,9% i -6,9%, respektivno. U ostalim godinama objašnjeni deo jaza u zaradama je bio u intervalu od -0,7% do -1,8% i nije bio statistički značajan. To znači da se gotovo celokupan jaz u zaradama 90-ih godina pripisuje efektu diskriminacije, što nije slučaj sa rezultatima novijih istraživanja.

Podaci za 2014. i 2015. pokazuju da bi jaz u zaradama bio veći da karakteristike zaposlenih žena nisu bolje nego karakteristike zaposlenih muškaraca. Stoga, efekat diskriminacije je većim delom neutralisan zahvaljujući boljim karakteristikama zaposlenih žena u odnosu na muškarce.

Rezultati dobijeni u ovom istraživanju je najbolje porediti sa rezultatima Žarković-Rakić & Vladislavljević (2016), zato što koriste isti izvor podataka (SILC), a godina analize je 2013. Autori su dobili nekorigovani jaz u zaradama 4,5% i korigovani jaz u zaradama 13,8%. Korigovani jaz na osnovu ovog istraživanja je manji u 2014. i 2015. godini u odnosu na 2013. godinu.

Korigovani jaz u zaradama koji uzima u obzir selektivnost na tržištu rada iznosi 9,9% i 10,1% u 2014. i 2015. godini, respektivno. Korigovani jaz u zaradama koji je korigovan za selektivnost predstavlja ocenjeni koeficijent uz promenljivu ženski pol u Minsеровoj jednačini zarada, pri čemu su jednačina zarada i selekcije ocenjene modifikovanom varijantom Dubin–Mc Fadden (1984) modela prema metodologiji Bourguignon et al. (2007). Korigovani jaz u zaradama je gotovo nepromenjen u 2014. godini kada se uzme u obzir efekat selekcije u odnosu na isti bez selekcije. Selektivnost na tržištu rada nije značajna u jednačini zarada u 2014. godini. Selektivnost u zaposlenost i neaktivnost jeste značajna u jednačini zarada zaposlenih kod poslodavca u 2015. godini. Korigovani jaz u zaradama, kada se uzme u obzir efekat selekcije, manji je za 2,6 pp u odnosu na isti bez selekcije u 2015. godini.

Značajan broj samozaposlenih lica nije odgovorilo na pitanje o svojoj zaradi. Takođe, samozaposlene žene imaju mnogo manje učešće u ukupnom broju samozaposlenih u odnosu na muškarce. Iako je SILC jedini anketni izvor podataka sa zaradama samozaposlenih, karakteristike samozaposlenih koje postoje u SILC-u nisu dovoljne da objasne zarade samozaposlenih, a sledstveno ni jaz u zaradama samozaposlenih muškaraca i žena. Nekorigovani jaz u zaradama nije statistički značajan, ali ni objašnjeni deo jaza u zaradama. Korigovani jaz u zaradama je statistički značajan u 2014. godini na nivou značajnosti od 10%. S druge strane korigovani jaz u zaradama nije značajan u 2015. godini. Korigovani jaz u zaradama iznosi 29,6% u 2014. godini. Kada uzmemo u obzir selekciju na tržištu rada, korigovani jaz u zaradama nije statistički značajan.

Koristeći Minserovu jednačinu zarada sa i bez selekcije, Blinder–Oaxaca dekompoziciju zarada, dvostepenu i trostepenu proceduru, možemo izvesti određene zaključke. Hipoteza H5: Razlika u zaradama zaposlenih muškaraca kod poslodavca i žena je posledica oba faktora, i karakteristika lica i diskriminacije, i ne može se odbaciti u obe posmatrane godine (2014. i 2015. godina). Hipotezu H6: Neobjašnjeni deo jaza u zaradama samozaposlenih je veći u odnosu na neobjašnjeni deo jaza u zaradama zaposlenih kod poslodavca i ne može se odbaciti u 2014, dok u 2015. godini neobjašnjeni deo jaza u zaradama samozaposlenih nije statistički značajan.

Doprinos ovog istraživanja je u tome što pri analizi rodnog jaza u zaradama obuhvata i samozaposlena lica, koja nisu bila obuhvaćena u dosadašnjoj analizi rodnog jaza u zaradama u Srbiji. U istraživanju se koriste noviji podaci, SILC 2014 i 2015. Takođe, dosadašnja istraživanja rodnog jaza u zaradama prilikom ocene selekcije koristila su Hekmanov model selekcije, dok se u ovom istraživanju selektivnost modelira korišćenjem multinomialnog probit modela. Time smo u mogućnosti da posebno ocenimo selektivnost u zaposlenost kod poslodavaca i samozaposlenost kao dva različita profesionalna statusa zaposlenosti.

Za kreatore ekonomske politike, ovo istraživanje predstavlja još jednu potvrdu da postoji diskriminacija u zaradama prema polu. Iako su svi vidovi diskriminacije zabranjeni, uključujući i diskriminaciju žena, vidimo da u ovom domenu i dalje nema značajnijeg

napretka. Takođe, anketno prikupljanje podataka o zaradama i karakteristikama samozaposlenih lica bi bilo veoma značajno za istraživanje različitih aspekata samozaposlenosti, što do sada verovatno nije rađeno zbog nedostatka podataka.

Ograničenje ove analize je u tome što koristi samo jednu od metoda dekompozicije. Korišćenje ostalih relevantnih metoda dekompozicije (npr. Juhn et al. (1993), Nopo, (2008), Firpo, Fortin, & Lemieux (2018)) ćemo razmatrati u budućim istraživanjima. Pored rodnog jaza u zaradama, u planu je da se istraži jaz u zaradama žena sa decom i bez dece, kao i razlika u zaradama majki i očeva. Oba jaza u zaradama predstavljaju tzv. penale za materinstvo (engl. *motherhood wage gap*). Ovaj fenomen nije istraživan dosada za Srbiju.

5 Zamka neaktivnosti i nezaposlenosti²⁵

5.1 Uvod

Kada u zemlji postoji visoka neformalna zaposlenost i siva ekonomija, kao i velika neaktivnost lica radnog uzrasta, postavlja se pitanje da li je poresko-socijalni sistem destimulativan sa aspekta spremnosti pojedinca da radi. Takođe, žene su mnogo češće neaktivne usled brige o deci i nesposobnim odraslim članovima, što ukazuje na činjenicu da postoje različiti uzroci neaktivnosti, kao i različiti podsticaji za zaposlenje muškaraca i žena. Stopa neaktivnosti žena radnog uzrasta je čak 16 pp veća nego muškaraca (ARS, 2015). Skoro polovina žena radnog uzrasta je ekonomski neaktivna. Istraživanja i u razvijenijim zemljama su pokazala da su žene te koje imaju veću verovatnoću da se nađu u finansijskoj zamci u odnosu na muškarce, i to prvenstveno žene sa decom.

U petom poglavlju smo izračunali i analizirali stopu zamene za nezaposlena i neaktivna lica, koristeći podatke SILC-a u 2014. i 2015. godini. S obzirom na to da je ova tema nedovoljno istražena za Srbiju, nećemo se fokusirati samo na indikatore za žene, već ćemo analizirati stopu zamene za nezaposlena i za neaktivna lica za oba pola. Testiraćemo sledeću hipotezu:

H7: Nezaposlena i neaktivna lica radnog uzrasta se ne nalaze u zamci.

Poglavlje je strukturirano na sledeći način: deo 5.2 daje detaljan pregled literature koji se odnosi na zamku neaktivnosti i nezaposlenosti u Srbiji i u pojedinim zemljama čija se analiza zasniva na izračunavanju korišćenjem mikropodataka, ali bez mikrosimulacionog modela, kao i osnovne nalaze dosadašnjih istraživanja na temu poreskog-socijalnog sistema u Srbiji u kontekstu spremnosti pojedinca da radi; deo 5.3 prikazuje metodologiju

²⁵ Prvobitna verzija ovog istraživanja, koja se odnosi na stopu zamene u 2014. godini, objavljena je u Anić & Krstić (2017). U disertaciji su unete određene izmene u odnosu na prethodno objavljene rezultate. Vrednosti prosečne stope zamene se malo razlikuju u odnosu na prethodnu verziju, ali to ne menja osnovne zaključke koji proizilaze iz istraživanja.

izračunavanja različitih marginalnih poreskih stopa; deo 5.4 prikazuje dobijene rezultate za stopu zamene u Srbiji u 2014. i 2015. godini; deo 5.5 prikazuje zaključna razmatranja.

5.2 Pregled literature

Ispitivanje da li je poresko-socijalni sistem destimulativan sa aspekta spremnosti pojedinca da radi veoma je značajno. Indikatori koji se najčešće koriste za ovu analizu su stopa zamene, zamka nezaposlenosti, zamka neaktivnosti i zamka niske zarade. Metodologija izračunavanja indikatora je predstavljena u Carone, Immervoll, Paturot, & Salomaki, (2004). OECD i Evropska komisija imaju javno dostupne kalkulatora koji računaju indikatore poresko-socijalnog sistema za zemlje članice OECD-a i EU. Podaci postoje od 2001. godine. Indikatori se izračunavaju primenjujući pravila poreskog i socijalnog sistema date zemlje za hipotetička domaćinstva, uz različite pretpostavke. Tako, npr. možemo pretpostaviti da će se nezaposleno ili neaktivno lice zaposliti za određeni procenat prosečne zarade (npr. u intervalu 30%–200%).

Empirijska istraživanja na ovu temu postoje još od početka 90-ih godina. Deo istraživanja koristi metode simulacije bez korišćenja mikropodataka. Drugi deo istraživanja zasniva se na izračunavanju i analizi indikatora korišćenjem mikropodataka sa ili bez poresko-socijalnog mikrosimulacionog modela. Brojna istraživanja su pokazala da postoje određeni tipovi domaćinstva koji se mogu naći u zamci, jer je raspoloživi dohodak kada lice radi neznatno veći ili čak i manji nego kada lice ne radi. Uzrok tome je što lice gubi pravo na celokupan ili značajan deo beneficija koje je kao nezaposleno/neaktivno lice dobijalo s jedne strane. Sa druge strane, visoke poreske stope pri niskom nivou zarada smanjuju neto raspoloživi dohodak pojedinca. Tako, npr. samohrani roditelji se mogu nalaziti u zamci nezaposlenosti/neaktivnosti, kao i lica nižeg obrazovnog nivoa i porodice sa većim brojem dece. Takođe, žene se češće nalaze u zamci u odnosu na muškarce.

Centralni biro planiranja u Hagu (CPB, 1995) sproveo je jedno od prvih istraživanja koje se bavi izračunavanjem stope zamene korišćenjem metoda simulacije. Ova studija

rezimira poresko-socijalni sistem SAD i zemalja EU.²⁶ Stopa zamene je računata za različite tipove hipotetičkih domaćinstava, uz pretpostavku da će se nezaposleno lice zaposliti za minimalnu zaradu ili prosečnu zaradu. Takođe, izračunali su inicijalnu vrednost stope zamene (kada je lice postalo nezaposleno), kao i stopu zamene kada je lice nezaposleno 3, 6, 12, 18, 24 i 60 meseci. Ni u jednoj od analiziranih zemalja, ponderisani prosek stope zamene ne prelazi graničnu vrednost od 100%. Međutim, u pojedinim zemljama, određeni tipovi domaćinstava za različite vrednosti prethodne zarade imaju stopu zamene preko 100%, što implicira da se pojedine grupe nezaposlenih nalaze u zamci.

Salomäki & Munzi (1999) su napravili detaljnu analizu prednosti i nedostataka izračunavanja zamke nezaposlenosti korišćenjem mikropodataka i korišćenjem metoda simulacije. Autori su ustanovili da postoji značajna razlika za većinu zemalja između originalnih i simuliranih rezultata. U pojedinim zemljama empirijske stope zamene su značajno niže nego stope zamene sa simuliranim vrednostima. Na primer, za Holandiju i Luksemburg korišćenje simuliranih vrednosti daje izrazito visoke stope zamene, dok prilikom korišćenja mikropodataka ove dve zemlje imaju jednu od najnižih stopa zamene. Takođe, prosečna vrednost stope zamene ima manje oscilacije između zemalja kada se koriste originalni podaci u odnosu na simulirane. Kada isključimo neke ekstreme, empirijske stope zamene se kreću u intervalu između 44% i 56%, dok se stope zamene korišćenjem simuliranih vrednosti kreću u intervalu 61%–87% za prvi mesec nezaposlenosti, odnosno u intervalu 46%–82% u šezdesetom mesecu. Za empirijske vrednosti korišćena je ECHB anketa.²⁷ Autori daju moguće razloge za razliku između empirijskih i simuliranih vrednosti stope zamene. Stopa zamene za nezaposlena lica se računa za prvi mesec nezaposlenosti i za šezdeseti mesec nezaposlenosti, dok podaci pokazuju da prosečna dužina nezaposlenosti ne odgovara ni prvom ni šezdesetom mesecu nezaposlenosti. Takođe, empirijske stope zamene su računate za nezaposlena lica koja primaju naknadu za nezaposlenost. U praksi se dešava da zbog komplikovanih

²⁶ Zemlje EU koje su obuhvaćene analizom su sledeće: Belgija, Danska, Nemačka, Grčka, Španija, Francuska, Irska, Italija, Luksemburg, Holandija, Portugalija, Velika Britanija. Od zemalja SAD, analizirane su države Njujork, Teksas i Kalifornija.

²⁷ Engl. *European Community Household Panel Survey* (1993) sadrži detaljne informacije o dohotku, finansijskoj situaciji, aktivnosti na tržištu rada, uslovima života, socijalnim, zdravstvenim i biografskim informacijama domaćinstava i lica koja su intervjuisana.

administrativnih procedura ne uzimaju svi nezaposleni naknadu za nezaposlenost (engl. *non-take up rate*).

S obzirom na to da se u ovom istraživanju ne primenjuje poresko-socijalni mikrosimulacioni model, kao ni stopa zamene za hipotetička domaćinstva, već za izračunavanje indikatora koristimo mikropodatke, dalji pregled literature će se zasnivati na onim istraživanjima koji koriste mikropodatke iz anketa, ali bez korišćenja mikrosimulacionog modela.

D'Addio, De Greef, & Rosholm (2004) su pokazali da 6% muškaraca i 28% žena se nalaze u zamci nezaposlenosti, jer je raspoloživi dohodak manji kada rade u poređenju sa raspoloživim dohotkom kada ne rade. Autori koriste panel podatke belgijskih domaćinstava (engl. *Panel Study of Belgian Households*) u periodu 1993–1997. godine. Žene imaju veću verovatnoću da budu u zamci nego muškarci. Uzimajući u obzir efekat selekcije, ocenjuju zarade nezaposlenih lica. Duža nezaposlenost negativno utiče i na verovatnoću aktivnosti i na zarade. Autori izračunavaju stopu zamene za lica koja su iz nezaposlenosti prešla u zaposlenost i za ona lica koja su ostala nezaposlena. Za lica koja su se zaposlila, autori izračunavaju zamku nezaposlenosti i za ostvarenu zaradu i za predviđenu zaradu. Oni izračunavaju zamku nezaposlenosti za nezaposlena lica na osnovu predviđene zarade.

Pedersen & Smith (2002) su pokazali da žene u Danskoj imaju veću verovatnoću da budu u zamci u odnosu na muškarce. Dohodak kada lice ne radi i prima naknadu za nezaposlenost je veći u odnosu na dohodak kada lice radi za 6% muškaraca i 13% žena u 1996. godini. Autori koriste i anketne i administrativne podatke. Oni su koristili podatke administrativnih registara, kao što su registri poreza i dohodaka, nezaposlenih, beneficija, itd. Anketni podaci sadrže sve relevantne informacije o statusu lica na tržištu rada, ali i informacije o fiksnim troškovima rada i stavovima o radu. U pitanju su panel podaci 1993. i 1996. godine. Autori su takođe analizirali zamku nezaposlenosti, uzimajući u obzir teorijski model traženja posla i mobilnosti. Autori su u analizi uzimali u obzir i dve mere fleksibilnosti: maksimalno vreme koje lice spremno da provede u prevozu do posla, kao i spremnost lica da se preseli u drugo mesto zbog traženja posla. Na stopu zamene

statistički značajno utiče vreme provedeno u putu do posla, ali ne i spremnost pojedinca da se preseli zbog posla.

Istraživanje za Finsku (Kyyrä, 1999) je pokazalo da su domaćinstva povećala svoj raspoloživi dohodak u proseku za nešto više od 50% tranzicijom u zaposlenost. Međutim, 8% nezaposlenih nije uspeo da zaposlenjem poveća svoj raspoloživi dohodak. Rast raspoloživog dohotka do 25% je ostvarilo 43% nezaposlenih. Postoji pozitivna korelacija između verovatnoće da će lice postati zaposleno i očekivanih koristi od zaposlenja. Podsticaji značajno utiču na verovatnoću tranzicije lica iz nezaposlenosti u zaposlenost. Međutim, pojedinci prihvataju zaposlenje iako je, npr. u kratkom roku, raspoloživi dohodak manji nego kada lice ne radi. Finansijska korist u kratkom roku nije jedina determinanta podsticaja za traženjem posla. Autor koristi dve mikrobaze podataka koje prikuplja Državni institut za ekonomska istraživanja. Istraživanje koristi objedinjene podatke iz 1988, 1990, 1992. i 1994. godine.

Rezultati istraživanja za razvijene zemlje pokazuju da žene imaju veću verovatnoću da se nađu u zamci u odnosu na muškarce, bez obzira na to da li su korišćeni mikropodaci ili hipotetička domaćinstva.

Ukratko ćemo rezimirati osnovne rezultate dosadašnjih istraživanja za Srbiju koja se odnose na poresko-socijalni sistem. Na stopu zamene značajno utiču iznosi i obuhvatnost naknada i pomoći.

Istraživanja za Srbiju su pokazala da niska aktivnost lica radnog uzrasta i visoka stopa neformalne zaposlenosti u Srbiji jeste posledica visokog poreskog opterećenja niskih zarada, smanjenje novčane socijalne pomoći (NSP) za celokupan iznos zarade ukoliko bi se primalac NSP zaposlio i niske progresivnosti poreza na rad. Visoko poresko opterećenje nižih zarada, kao i zarada za nepuno radno vreme, posledica je postojanja obavezne minimalne osnovice za socijalne doprinose, koja iznosi 35% prosečne zarade. Ovim pitanjima su se bavili Arandarenko & Vukojević (2008); Svetska Banka, (2013); Žarković-Rakić (2015); Žarković-Rakić et al. (2017).

U trećem poglavlju (deo 3.2) predstavljeni su rezultati istraživanja uzroka neaktivnosti u Srbiji u 2012. godini na osnovu podataka ARS (Arandarenko et al., 2012).

Gotcheva & Sundaram (2013) analiziraju sistem socijalne zaštite (dizajn, implementaciju i performanse) u zemljama Zapadnog Balkana. Istraživanje je pokazalo da zemlje Zapadnog Balkana imaju slične karakteristike socijalnog sistema. Neki od nalaza za Srbiju će biti ukratko predstavljeni, i to oni koji se odnose na program materijalnog obezbeđenja porodice (MOP).²⁸ Autori su koristili administrativne podatke, kao i podatke Ankete o životnom standardu i Ankete o potrošnji domaćinstva iz 2007. godine. Obuhvatnost je niska i prema administrativnim i prema anketnim izvorima podataka. Niska obuhvatnost je posledica malih izdvajanja države. Obuhvatnost u zemljama Zapadnog Balkana je niska i u poređenju sa novim članicama EU. Curenje sredstava u domaćinstva koja nisu siromašna je zanemarljivo. Trajanje MOP-a za radno sposobna lica je ograničeno. Nakon isteka primanja MOP-a, primaoci mogu da ponovo podnesu zahtev za MOP. Podaci socijalnih radnika pokazuju da preko 90% radno sposobnih MOP primalaca regularno reaplicira za MOP i ostaju u programu čak i preko 5 godina. MOP je iznosio 13% minimalne zarade u 2007. godini. Zbog niskih iznosa, primaoci MOP-a podstaknuti su da se zaposle s jedne strane. S druge strane, činjenica da se pomoć smanjuje za celokupan iznos zarade ukoliko bi se lice zaposlilo, sigurno ima destimulativan uticaj na traženje formalnog zaposlenja. To znači da pojedinci preferiraju da zadrže MOP i da rade u sivoj ekonomiji.

Zbirni iznos NSP i dečijeg dodatka (DD) je veći od linije apsolutnog siromaštva jedino za ona domaćinstva koja primaju uvećane iznose. Domaćinstva koja imaju pravo na uvećane iznose NSP i DD su samohrani roditelji, domaćinstva u kojima su svi članovi nesposobni za rad i domaćinstva u kojima postoje dete/deca sa invaliditetom. Roditelji koji imaju više od jednog deteta ipak nisu destimulisani da rade, jer je prihodni cenzus za DD veći nego za NSP, pa ukoliko bi se jedan od roditelja zaposlio za minimalnu zaradu, i dalje bi zadržali DD (Matković, Mijatović, & Stanić, 2014).

²⁸ MOP je Zakonom o socijalnoj zaštiti iz 2011. godine zamenjen novčanom socijalnom pomoći.

Bradshaw & Hirose (2016) porede dečiji dodatak u zemljama Evrope, uključujući i Srbiju. Njihova analiza pokazuje da iako je mesečni iznos DD relativno uporediv sa zemljama Centralne i Istočne Evrope, cenzus je izrazito nizak u Srbiji, kao i u ostalim zemljama Balkana. Tako, npr. u julu 2015. godine, regularan cenzus je iznosio 68 evra, a uvećani cenzus 81,6 evra u Srbiji. Dok je u zemljama Balkana koje nisu članice EU cenzus ispod 100 evra, u zemljama Balkana koje su članice EU je značajno veći – na primer u Rumuniji je iznosio 119,2 evra, u Bugarskoj 178,9 evra, a u Hrvatskoj 281,4 evra.

Žarković-Rakić et al. (2017) predlažu dve reforme koje bi smanjile siromaštvo dece, kao i aktivaciju roditelja. Koriste podatke SILC-a iz 2013. godine. Obuhvatnost i targetiranost DD može da bude značajno unapređena uključivanjem dohotka iz neformalne zaposlenosti u imovinski cenzus. Zbog uključivanja samo dohotka od formalne zaposlenosti, a ne i neformalne zaposlenosti, postoji curenje sredstava ka domaćinstvima koja pripadaju višim kvartilima raspoloživog dohotka. Predložena reforma je budžetski neutralna. S druge strane, ovo istraživanje, ali i brojna prethodna, identifikovala su da gubitak NSP za celokupan iznos zarade koju lice ostvari na tržištu rada ima destimulativan efekat na spremnost pojedinca da radi. Ukoliko bi se omogućilo licu da prilikom zaposlenja zadrži pravo na deo NSP, to bi pozitivno uticalo na aktivaciju lica, ali uz značajne budžetske izdatke, što u uslovima fiskalne konsolidacije nije realno očekivati.

Najnovije istraživanje na temu nejednakosti u zemljama Južne i Istočne Evrope (uključujući i Srbiju) pokazuje da su socijalni programi nedovoljno razvijeni, da imaju nisku obuhvatnost i niske iznose pomoći i da poreski sistem ima nizak redistributivan efekat. Takođe, nezaposleni uglavnom ne ostvaruju pravo na naknadu, jer se naknada za nezaposlenost zasniva na osnovu osiguranja (engl. *contributory*), a ne i na osnovu pomoći (engl. *non-contributory*) (Jusić, 2018). Takođe, u istraživanju nejednakosti u Srbiji, Krstić (2016) je pokazala da niska obuhvatnost NSP i DD, kao i izrazito niska progresivnost poreza, dovode do izrazito niskog redistributivnog efekta poresko-socijalnog sistema.

Predmet ovog istraživanja nije socijalna zaštita, tj. DD i NSP. Navedena istraživanja su značajna jer pokazuju da su cenzusi i iznosi pomoći niski, što s jedne strane nije destimulativno sa aspekta spremnosti pojedinca da radi. S druge strane, navedeni socijalni programi imaju svoje nedostatke, koji utiču na spremnost pojedinca da radi pre svega u formalnom sektoru. Na osnovu svega navedenog iz prethodnih istraživanja, možemo pretpostaviti da u Srbiji sa navedenim sistemom socijalne zaštite stopa zamene za nezaposlena i neaktivna lica može biti relativno niska, odnosno raspoloživi dohodak kada lice radi čak i za minimalnu zaradu biće značajno veći u odnosu na raspoloživi dohodak kada lice ne radi i ne prima naknadu i/ili pomoć ili prima relativno niske iznose.

Anić & Krstić (2016a) su izračunali indikator zamke nezaposlenosti na podacima SILC-a iz 2013, uz pretpostavku da će se lice zaposliti za rezervacionu zaradu, dok je ekonometrijska analiza determinanti stope zamene predstavljena u Anić & Krstić (2016b). Pitanje o rezervacionoj zaradi postavlja se samo nezaposlenim licima, ne i neaktivnim. Takođe, pitanje o rezervacionoj zaradi ne postoji u narednim talasima ankete. Istraživanje stope zamene za nezaposlena i neaktivna radno sposobna lica na podacima SILC-a u 2014. godini pokazala su da lica se ne nalaze u zamci zbog niskih iznosa i niske obuhvatnosti NSP i DD, ali i naknade za nezaposlenost (Anić & Krstić, 2017). Pretpostavka je da će se lica zaposliti za očekivanu tržišnu zaradu.

Ovo istraživanje potvrđuje dosadašnje rezultate da primaoci DD i NSP koji su nezaposleni ili neaktivni (radnog uzrasta) imaju podsticaja da rade usled niskih iznosa pomoći, značajno nižih od očekivane zarade.

5.3 Metodologija i podaci

Koristimo podatke SILC 2014. i SILC 2015, koje prikuplja RZS. SILC sadrži sve neophodne informacije za izračunavanje stope zamene, kao što su raspoloživi dohodak, plaćeni porezi, primljene naknade i socijalni transferi, status lica na tržištu rada, socijalno-demografske karakteristike članova domaćinstva, itd.

Metodologija izračunavanja indikatora zamke nezaposlenosti, zamke neaktivnosti, zamke niske zarade i stope zamene predstavljena je u Carone et al. (2004).²⁹ Metodologija polazi od brojnih pretpostavki koje se odnose na prethodnu zaradu nezaposlenih lica, buduću zaradu nezaposlenih i neaktivnih lica, socijalnih primanja, strukture domaćinstva, itd. Nezaposlena lica su samo ona lica koja primaju naknadu za nezaposlenost, dok se preostala lica tretiraju kao neaktivna. Jednokratne vrste pomoći, kao ni pomoć u naturi, nisu obuhvaćene analizom, jer jednokratna primanja ne utiču dugoročno na podsticaje za zaposlenjem. Vrednosti indikatora se izračunavaju za 6 tipova domaćinstva: jednočlano domaćinstvo, samohrani roditelj sa dvoje dece, bračni par bez dece u kojem je jedan supružnik neaktivan, bračni par sa decom u kojem je jedan supružnik neaktivan, bračni par bez dece u kojem je supružnik zaposlen puno radno vreme, bračni par sa dvoje dece u kojem je supružnik zaposlen puno radno vreme. Za svako domaćinstvo se posmatra tranzicija nezaposlenog/neaktivnog u status zaposlenosti. Pretpostavlja se da će lice raditi za određeni procenat prosečne zarade (npr. u intervalu 30%–200%). Ukoliko je u pitanju indikator za nezaposlena lica, pretpostavlja se da je lice pre nego što je postalo nezaposleno radilo za 67% ili 100% prosečne zarade, što je neophodno da bi se izračunao iznos naknade za nezaposlenost. Vrste pomoći koje su obuhvaćene analizom su: naknada za nezaposlenost, socijalna pomoć, pomoć samohranim roditeljima, različite vrste pomoći koje su namenjene porodicama sa decom, pomoć za stanovanje, kao i pomoć za zaposlene (engl. *in-work benefits*). Naknada za nezaposlenost se računa uz pretpostavku da nezaposleno lice ima 40 godina i da je uplaćivalo osiguranje u slučaju nezaposlenosti 22 godine bez prekida. Za porodice sa decom, pretpostavka je da su deca starosti 4 i 6 godina, odnosno ne uzimaju se u obzir naknade za porodijsko odsustvo i roditeljski dodatak. U zemljama u kojima postoji pomoć za iznajmljivanje smeštaja, iznos pomoći je 20% prosečne zarade. Rezultate istraživanja nije moguće uopštiti za celu populaciju, već rezultati važe samo za pomenute tipove domaćinstava obuhvaćenih analizom. OECD metodologija polazi od bruto koncepta prilikom dobijanja neto iznosa zarade i različitih vrsta pomoći. Formula za marginalnu efektivnu poresku stopu (MEPS) se koristi za izračunavanje sve tri zamke (nezaposlenosti, neaktivnosti i niske zarade). Formula koja

²⁹ Treba napomenuti da postoje dva tipa poresko-socijalnih modela. Prvi modeli koji su se pojavili u literaturi koriste hipotetička domaćinstva (kao npr. OECD model predstavljen u Carone et al., (2004)). Novija istraživanja uglavnom se zasnivaju na mikrosimulacijama, tj. poresko-socijalnim modelima koji su povezani sa mikropodacima (npr. EUROMOD, SRMOD za Srbiju). U disertaciji se ne koristi SRMOD za izračunavanje stope zamene, što jeste u planu za neko buduće istraživanje stope zamene u Srbiji.

se koristi za izračunavanje marginalne efektivne poreske stope je $1 - \frac{\Delta y_{neto}}{\Delta y_{bruto}}$, gde je $\Delta y_{neto} = y_{netoB} - y_{netoA} = (y_{brutoB} - t_B + b_B) - (y_{brutoA} - t_A + b_A)$, $\Delta y_{bruto} = y_{brutoB} - y_{brutoA}$. A i B su statusi lica na tržištu rada, gde je A status kada je lice nezaposleno ili neaktivno, a B je status lica kada je lice zaposleno, t i b su oznake za poreze i beneficije, respektivno, a y je oznaka za dohodak domaćinstva. Stopa zamene je količnik neto dohotka kada lice ne radi i neto dohotka kada lice radi.

Postoji nekoliko razloga zbog kojih nećemo analizirati poreze i doprinose za socijalno osiguranje, iako je stopa zamene poresko-socijalni indikator. U Srbiji je svaki peti radnik neformalno zaposlen prema podacima ARS.³⁰ Takođe, u privatnom sektoru rasprostranjena je praksa da su lica prijavljena na minimalnu zaradu ili neznatno više od minimalne zarade, dok se ostatak isplaćuje u gotovini. Zarade se najčešće pregovaraju u neto iznosu. Poreska oslobađanja za izdržavane članove porodice postoje za godišnji porez na dohodak građana. Ovaj porez plaćaju fizička lica koja su ostvarila dohodak veći od trostrukog iznosa prosečne godišnje zarade po zaposlenom.³¹ Godišnji porez na dohodak građana plaća manje od 1% poreskih obveznika (Randelović & Žarković-Rakić, 2011). Istraživanje o sivoj ekonomiji u 2017. godini pokazuje da od 100 dinara sive ekonomije, približno 62 dinara čine neprijavljene zarade zaposlenih (Krstić & Radulović, 2018). Zbog svega navedenog, teško je pouzdano oceniti bruto zaradu i odgovarajući iznos poreza i doprinosa. Stoga, ocenićemo neto zaradu za koju bi nezaposlena i neaktivna lica potencijalno mogla da se zaposle. Izračunavanje očekivane bruto zarade za nezaposlena i neaktivna lica značilo bi da će se lica zaposliti u formalnom sektoru, ali i da će celokupan iznos zarade biti oporezovan. Smatramo da je pouzdanije oceniti neto zaradu nezaposlenih i neaktivnih lica u Srbiji. S obzirom na to da MEPS nije moguće izračunati bez podatka o bruto zaradi, fokusiraćemo se na neto stopu zamene.

Nezaposlena lica definišemo u skladu sa preporukama Međunarodne organizacije rada (MOR), koja se koristi u ARS. To su lica koja u referentnoj sedmici nisu obavljala plaćeni

³⁰ Stopa neformalne zaposlenosti je iznosila 21,2%, 20,4% i 22,5% u 2014, 2015. i 2016. godini, respektivno (ARS).

³¹ Videti Zakon o porezu na dohodak građana, *Sl. Glasnik RS*, br. 24/01, 80/02 - dr. zakon, 80/02, 135/04, 62/06, 65/06 - ispravka, 31/09, 44/09, 18/10, 50/11, 91/11 - US, 93/12, 114/12 - US, 47/13, 48/13 - ispravka, 108/13, 57/14, 68/14 - dr. zakon, 112/15.

posao, pod uslovom da su u poslednje četiri sedmice aktivno tražila posao i da su spremni da počnu da rade u naredne dve sedmice ako bi im neko ponudio posao. To znači da uzorak nezaposlenih lica obuhvata i lica koja ne primaju naknadu za nezaposlenost. Mali procenat nezaposlenih prima naknadu za nezaposlenost, što je verovatno posledica velike dugoročne nezaposlenosti.³² Naknada za nezaposlenost je ograničenog trajanja, a pravo na nju imaju ona lica koja su tokom prethodnog zaposlenja uplaćivali doprinose za osiguranje u slučaju nezaposlenosti.³³ Neaktivna lica obuhvaćena analizom su neaktivna lica starosti 18–64. g., koja bi potencijalno mogla biti aktivna. Iz analize smo isključili studente, penzionere, lica nesposobna za rad, kao i žene koje imaju novorođenče, jer je njihova ponuda rada neelastična.

Socijalna primanja koja se koriste za izračunavanje indikatora su sledeća: NSP, DD, subvencije za grejanje i subvencije za komunalne usluge. Neto dohodak kada lice ne radi je zbir ukupnog raspoloživog dohotka pre transfera osim penzija, naknade za nezaposlenost, subvencija, NSP i DD. Koristimo nesimulirane vrednosti, odnosno stvarne iznose socijalnih primanja ukoliko ih domaćinstvo ostvaruje. Neto dohodak kada lice radi je zbir ukupnog raspoloživog dohotka pre transfera osim penzija i socijalnih primanja ukoliko domaćinstvo i dalje ostvaruje pravo na NSP i DD i očekivane zarade. S obzirom na to da se subvencije za komunalne usluge dodeljuju na lokalnom nivou,³⁴ a za električnu energiju i prirodni gas subvencije su za utrošene količine,³⁵ nismo u mogućnosti da procenimo da li će lice sa rastom dohotka i dalje dobijati iste. Pretpostavljamo da sa tranzicijom lica domaćinstva gube pravo na iste. Za primaocce NSP, iznos pomoći se smanjuje za celokupan iznos zarade, dok za procenu da li će domaćinstvo i dalje primati DD poredimo novi iznos dohotka po članu domaćinstva sa cenzusom za DD. Na osnovu očekivane zarade možemo da procenimo koliko će iznositi dohodak domaćinstva kada se lice zaposli.

³² 2,1% nezaposlenih je primalo naknadu u 2014, odnosno 2,6% u 2015. godini.

³³ Videti sajt NSZ i Zakon o zapošljavanju i osiguranju za slučaj nezaposlenosti, *Službeni glasnik RS*, br. 36/09, 88/10 i 38/15.

³⁴ Jedinica lokalne samouprave može utvrditi kategorije korisnika komunalne usluge koji plaćaju subvencioniranu cenu komunalne usluge, kao i iznos subvencija za svaku kategoriju. Videti Zakon o komunalnim delatnostima, *Sl. glasnik RS*, br. 88/2011 i 104/2016.

³⁵ Subvencije za električnu energiju i prirodni gas se odnose na utrošenu količinu, tačnije za količinu struje u kWh mesečno tokom cele godine, a prirodnog gasa u m³ za period grejne sezone od oktobra do marta. Videti Zakon o energetici, *Sl. glasnik RS*, br. 145/2014, i Uredbu o energetski ugroženom kupcu, *Sl. glasnik RS*, br. 113/2015.

Koristeći metodologiju Bourguignon, Fournier, & Gurgand (2007), na istovetan način kao u 4. poglavlju ocenjujemo jednačinu zarada, uzimajući u obzir efekat selekcije. Koristeći metodologiju Löffler et al. (2014), prilikom ocene zarada nezaposlenih i neaktivnih, uzećemo u obzir stohastičku komponentu. Na osnovu podataka o stvarnim i ocenjenim zaradama zaposlenih izračunavamo standardnu grešku reziduala i generišemo rezidualne za ona lica za koja nemamo zarade (nezaposlena i neaktivna) slučajnim izvlačenjem iz normalne raspodele sa datom varijansom, koristeći 200 pokušaja. Predviđena zarada nezaposlenih i neaktivnih lica je prosek zbira predviđene zarade i reziduala.

5.4 Rezultati za 2014. i 2015. godinu

Prvo ćemo prikazati osnovne informacije o uzorku u 2014. i 2015. godini, nakon čega sledi deskriptivna analiza očekivane zarade za nezaposlena i neaktivna lica prema osnovnim karakteristikama lica, kao što su pol i obrazovni nivo. Prikaz očekivane zarade je značajan, s obzirom na to da je očekivana zarada jedan od osnovnih inputa za izračunavanje stope zamene. Potom sledi detaljna analiza stope zamene prema različitim karakteristikama lica i domaćinstva.

U uzorku imamo 3.828 nezaposlenih i neaktivnih lica u 2014. i 3.902 u 2015. godini (Tabela 5.1).

Tabela 5.1 Uzorak u 2014. i 2015. godini

	2014.		2015.	
	Uzorak	Populacija	Uzorak	Populacija
Ukupno	3.828	1.403.951	3.902	1.474.236
Nezaposleni	2.222	827.302	2.276	872.793
Neaktivni	1.606	576.649	1.626	601.443

Prvi korak u izračunavanju stope zamene je ocena zarade po času nezaposlenih i neaktivnih lica, a mesečne zarade izračunavamo uz pretpostavku da će lice raditi 40 časova nedeljno. Jednačine selekcije i jednačine zarada prema polu u 2014. i 2015. godini predstavljene su u dodatku. Tabela 5.2 prikazuje prosečne ocenjene zarade.

Tabela 5.2 Ocenjena zarada po času i ocenjena mesečna zarada u 2014. i 2015. godini, RSD

	2014.		2015.	
	Zarada po času	Mesečna zarada	Zarada po času	Mesečna zarada
Nezaposleni	161	29.539	161	29.646
Neaktivni	142	26.204	149	27.349
Ukupno	153	28.168	156	28.708

Ocenjene zarade su u proseku veće za nezaposlene u odnosu na neaktivne (Tabela 5.2). U proseku su veće za muškarce u odnosu na žene (Tabela 5.3), te rastu sa rastom obrazovnog nivoa (Tabela 5.4).

Tabela 5.3 Ocenjene zarade prema polu, 2014. i 2015. godina, RSD

	2014.		2015.	
	Nezaposleni	Neaktivni	Nezaposleni	Neaktivni
Žene	28.602	25.117	27.617	25.706
Muškarci	30.254	28.589	31.195	30.601

Tabela 5.4 Ocenjene zarade prema obrazovnom nivou, 2014. i 2015. godina, RSD

	2014.		2015.	
	Nezaposleni	Neaktivni	Nezaposleni	Neaktivni
Osnovno	20.646	18.497	22.207	21.926
Srednje	28.272	27.737	28.442	28.067
Visoko	45.710	48.591	43.842	44.628

Možemo pretpostaviti da je stopa zamene niža za nezaposlene u odnosu na neaktivne, veća za žene u odnosu na muškarce i da se smanjuje sa rastom obrazovnog nivoa. Manja vrednost stope zamene znači da je neto korist od zaposlenja veća, odnosno da su veći podsticaji za traženjem posla. Tabela 5.5 prikazuje prosečne vrednosti stope zamene.

Tabela 5.5 Stopa zamene, 2014. i 2015. godine, %

	2014.	2015.
Ukupno	54,0	52,4
Nezaposleni	52,2	50,9
Neaktivni	56,5	54,6
t-test	-6,106	-5,138

Napomene: Kritične vrednosti za t-test na nivou značajnosti od 5% i 10% iznose 1,96 i 1,645, respektivno. Označene su statistički značajne vrednosti t-testa na nivou značajnosti od 5%.

Postoji statistički značajna razlika između prosečne vrednosti stope zamene za nezaposlena i neaktivna lica. Stopa zamene je u proseku veća za neaktivna lica u odnosu na nezaposlena lica (Tabela 5.5).

Tabela 5.6 Stopa zamene prema karakteristikama lica, 2014. i 2015. godine, %

	2014.		2015.	
	Nezaposleni	Neaktivni	Nezaposleni	Neaktivni
Pol				
Ženski	55,0	58,5	53,8	57,2
Muški	50,1	52,0	48,5	49,6
t-test	5,889	5,275	6,062	5,218
Obrazovni nivo				
Osnovno (1)	53,2	58,9	49,2	53,1
Srednje (2)	52,5	55,8	51,8	56,0
Visoko (3)	49,8	50,4	49,6	53,7
t- test (1&2)	-0,585	2,892	-2,814	-2,815
t- test (2&3)	2,934	2,578	1,629	2,294
Bračni status				
Bez partnera	52,5	51,5	51,4	50,6
Sa partnerom	52,0	58,2	50,4	55,9
t-test	-0,156	-4,776	1,776	-2,163
Deca				
Bez dece	51,4	55,2	51,0	54,0
Sa decom	53,9	59,3	50,7	56,2
t-test	-3,068	-3,672	-0,254	-1,494
Starosni intervali				
18–24	59,8	62,3	58,8	59,0
25–34	54,4	58,5	53,3	57,6
35–44	51,9	58,1	51,1	56,2
45–54	47,5	53,3	44,0	53,0
55–64	44,9	55,5	45,2	52,7

Napomene: Kritične vrednosti za t-test na nivou značajnosti od 5% i 10% iznose 1,96 i 1,645, respektivno. Označene su statistički značajne vrednosti t-testa na nivou značajnosti od 5%.

Tabela 5.6 pokazuje prosečnu vrednost stope zamene prema polu, obrazovnom nivou, bračnom statusu, prisustvu dece i starosnim intervalima. Prosečna vrednost stope zamene za žene je veća u odnosu na muškarce, odnosno podsticaji za zaposlenje muškarca su veći u odnosu na žene. Razlika u prosečnoj vrednosti prema polu je veća za neaktivne nego za nezaposlene. Razlika između stope zamene muškaraca i žena je statistički značajna i za nezaposlene i za neaktivne. Postoji statistički značajna razlika između prosečne vrednosti

stope zamene za neaktivna lica sa i bez bračnog partnera, ali ne i za nezaposlena. Prosečna stopa zamene za neaktivna lica je veća za lica sa partnerom nego bez partnera. Postoji statistički značajna razlika između stope zamene za neaktivna lica sa i bez dece u 2014, ali ne i u 2015. godini. Stopa zamene se smanjuje sa rastom obrazovnog nivoa u 2014. godini. Međutim, u 2015. godini stopa zamene je gotovo jednaka za osnovno obrazovanje i visoko obrazovanje, a obe prosečne vrednosti su niže nego za srednje obrazovanje. Ne postoji statistički značajna razlika u prosečnoj vrednosti stope zamene za nezaposlena lica sa osnovnom i srednjom školom u 2014, dok u 2015. godini ne postoji statistički značajna razlika između nezaposlenih lica sa srednjim i visokim obrazovnim nivoom. Stopa zamene za nezaposlena i neaktivna lica se smanjuje sa godinama.

Nezaposlena i neaktivna lica koja žive u domaćinstvima čiji se ekvivalentni raspoloživi dohodak nalazi u višim kvintilima imaju manje podsticaje za traženjem posla u odnosu na lica koja žive u nižim kvintilima (Tabela 5.7). Stopa zamene ima najnižu vrednost za lica koja se nalaze u prvom kvintilu. S druge strane, neto korist od zaposlenja je najmanja za lica koja žive u najvišem dohodnom kvintilu, odnosno očekivana neto zarada doprinosi manjem relativnom rastu ekvivalentnog raspoloživog dohotka nego što je to slučaj sa licima u ostalim dohodnim grupama. Prosečna stopa zamene u najvišem kvintilu spada u visoku vrednost stope zamene (preko 70%). Međutim, iako je stopa zamene u petom kvintilu visoka, mali broj nezaposlenih i neaktivnih se nalazi u toj dohodnoj grupi.

Tabela 5.7 Stopa zamene prema kvintilima ekvivalentnog raspoloživog dohotka domaćinstva, 2014. i 2015. godina, %

Kvintili	2014.		2015.	
	Nezaposleni	Neaktivni	Nezaposleni	Neaktivni
Prvi	34,8	38,3	32,7	34,4
Drugi	55,6	59,3	52,0	54,0
Treći	61,4	66,2	61,7	61,8
Četvrti	65,0	69,4	66,0	68,6
Peti	73,8	75,5	71,7	78,2

Tabela 5.8 Stopa zamene prema tipu domaćinstava, 2014. i 2015. godina, %

Tip domaćinstva	2014.			2015.		
	1	2	3	1	2	3
Jednočlano domaćinstvo	29,0	26,3	28,1	30,3	29,4	30,0

Dvoje odraslih bez dece	41,5	47,6	44,4	41,1	45,4	43,3
Samohrani roditelji	44,2	42,0	43,5	38,3	31,6	36,3
Dvoje odraslih i jedno dete	47,3	51,6	48,9	44,8	47,5	45,7
Dvoje odraslih i dvoje dece	48,3	57,2	51,9	46,4	49,2	47,4
Dvoje odraslih i troje i više dece	62,3	62,8	62,5	46,7	61,7	52,3
Ostala domaćinstva	56,9	61,0	58,5	55,3	59,4	57,0

Napomene: Uzorak za samohrane roditelje u 2015. godini obuhvata 14 nezaposlenih i 6 neaktivnih, dok u 2014. godini imamo 20 nezaposlenih i 10 neaktivnih samohranih roditelja.

Legenda: 1 nezaposleni, 2 neaktivni, 3 nezaposleni i neaktivni.

Vidimo da je prosečna vrednost stope zamene veća za neaktivna u odnosu na nezaposlena lica za većinu tipova domaćinstava (Tabela 5.8). Jednočlana domaćinstva imaju najmanju vrednost stope zamene, što znači da je neto korist od zaposlenja najveća u odnosu na ostale navedene tipove domaćinstva. Razlog je verovatno to što za jednočlana domaćinstva ne postoji ekonomija obima. Vidimo da je najviša prosečna vrednost stope zamene za domaćinstva sa troje i više dece, što je u skladu sa dosadašnjim istraživanjima u razvijenim zemljama. Izuzetak je za nezaposlena lica u 2015, gde je najveća vrednost stope zamene za ostale tipove domaćinstva. Međutim, iako je prosečna vrednost znatno veća u odnosu na ostale tipove domaćinstva, i dalje je vrednost u granicama umerene visine stope zamene (50%–70%), čak je ispod granice za nezaposlena lica u domaćinstvima sa troje i više dece u 2015. godini (46,7%). Prosečna vrednost stope zamene za samohrane roditelje nećemo komentarisati zbog izrazito malog broja opservacija u uzorku, pogotovu u 2015. godini.

Tabela 5.9 daje nam odgovor na pitanje da li lica koja primaju naknadu za nezaposlenost se nalaze u zamci nezaposlenosti. Postoji statistički značajna razlika u prosečnoj vrednosti indikatora za lica koja primaju naknadu za nezaposlenost i za lica koja istu ne primaju. Lica koja primaju naknadu za nezaposlenost imaju prosečnu vrednost indikatora preko 70% u 2014, što se klasifikuje kao visoka vrednost, ali je u 2015. godini ta vrednost manja od 70% (67,6%). Međutim, i dalje je vrednost stope zamene manja nego granična vrednost od 100%. Dakle, možemo zaključiti da nezaposlena lica, koja su primaoci naknade za nezaposlenost, imaju manje podsticaja da traže posao u odnosu na nezaposlena lica bez naknade, ali se ipak ne nalaze u zamci. Učešće nezaposlenih koji primaju naknadu je zanemarljivo i iznosi 2,1% u 2014. i 2,6% u 2015. godini. U Srbiji je obuhvatnost naknade za nezaposlenost izrazito niska. Podaci MOR o procentu

nezaposlenih koji primaju naknadu za nezaposlenost pokazuju da je Srbija daleko ispod proseka zemalja Centralne i Istočne Evrope.³⁶ Takođe, karakteristike sistema naknade za nezaposlenost su menjane nekoliko puta u periodu 2001–2017, a svaka promena je bila sve restriktivnija (Jandrić & Fabian, 2017).

Tabela 5.9 Stopa zamene za nezaposlena lica sa i bez naknade za nezaposlenost, 2014. i 2015. godina, %

Naknada za nezaposlenost	2014.		2015.	
	Stopa zamene	Učešće	Stopa zamene	Učešće
Ne prima	51,8	97,9	50,4	97,4%
Prima	72,6	2,1	67,6	2,6%
t-test	-8,436		-5,962	

Napomene: Obuhvatnost se odnosi samo na nezaposlena lica. Kritične vrednosti za t-test na nivou značajnosti od 5% i 10% iznose 1,96 i 1,645, respektivno.

Sledeće relevantno pitanje je da li nezaposlena/neaktivna lica koja žive u domaćinstvima koja su primaoci NSP i DD imaju podsticaja da rade. Niski iznosi pomoći nisu destimulativni sa aspekta spremnosti pojedinca da radi s jedne strane. Međutim, smanjenje NSP za celokupan iznos zarade ukoliko se lice zaposli ima destimulativan uticaj. Tabela 5.10 prikazuje prosečnu vrednost stope zamene za lica čija domaćinstva primaju NSP i/ili DD i domaćinstva koja nisu primaoci.

Tabela 5.10 Stopa zamene za lica koja primaju/ne primaju NSP i DD, 2014. i 2015. godina, %

NSP i/ili DD	2014.		2015.	
	Stopa zamene	Učešće	Stopa zamene	Učešće
Ne prima	54,4	77,2%	53,9	76,3%
Prima	52,6	22,8%	47,5	23,7%
t-test	1,532		6,133	

³⁶ Prosek za zemlje Centralne i Istočne Evrope iznosi 21,6% (ponderisan radnom snagom, pri čemu su korišćeni poslednji dostupni podaci po zemljama), dok za Srbiju iznosi 8,8% u 2012. godini. Obuhvatnost u Srbiji je među najnižim u Evropi, a na nivou zemalja Balkana. Videti sajt <http://www.social-protection.org/gimi/gess/RessourceDownload.action?ressource.ressourceId=37697>. Ovaj podatak nije uporediv sa obuhvatnosti koju smo mi dobili, zbog razlike između podataka NSZ i anketnih izvora podataka, ali i filtriranog uzorka.

Napomene: Obuhvatnost se odnosu na ciljnu populaciju za našu analizu, tj. nezaposlena i neaktivna lica za koje izračunavamo stopu zamene, a ne na obuhvatnost u celoj populaciji. Kritične vrednosti za t-test na nivou značajnosti od 5% i 10% iznose 1,96 i 1,645, respektivno.

Postoji statistički značajna razlika u prosečnoj vrednosti stope zamene za lica koja primaju NSP i/ili DD u odnosu na lica koja ne ostvaruju pravo na iste u 2015, ali ne i u 2014. godini. NSP i DD prima 22,8% nezaposlenih i neaktivnih lica u 2014, odnosno 23,7% u 2015. godini. Iznosi se kreću u intervalu od 167 RSD do 23.600 RSD u 2014, odnosno do 25.000 RSD u 2015. godini. Minimalna neto zarada je iznosila 115 dinara po času, odnosno mesečni prosek iznosi 20.010 RSD.³⁷ Kada uporedimo iznose pomoći sa minimalnom neto zaradom vidimo da su iznosi dosta niži od minimalne zarade.³⁸ Stopa zamene je u proseku niža za primaocce NSP i/ili DD u odnosu na prosečnu stopu zamene lica koja ne primaju pomoć i u 2014. i u 2015. godini, s time što je u 2015. godini razlika znatno veća. Ovaj rezultat deluje iznenađujuće, međutim, značajno niži iznosi pomoći u odnosu na očekivanu zaradu za većinu primalaca dovode do toga da je relativni rast raspoloživog dohotka prilikom tranzicije u zaposlenost znatno veći u odnosu na relativni rast raspoloživog dohotka prilikom tranzicije u zaposlenost lica koja nisu primaoci. Raspoloživi dohodak kada lice radi za očekivanu zaradu je čak 4,2 puta veći od raspoloživog dohotka kada lice ne radi za primaocce pomoći u 2014. godini, a za lica koja pomoć ne primaju taj odnos je 2,9. U 2015. godini relativni rast tranzicijom u zaposlenost iznosi 5,6 za primaocce i 4,1 za lica koja ne primaju. Kao rezultat navedenog, primaoci NSP i/ili DD čak imaju i veći podsticaj da rade u odnosu na lica koja pomoć ne primaju, pa je u proseku stopa zamene niža za primaocce pomoći. Tabela 5.11 prikazuje iznose NSP i DD prema kvintilima ekvivalentnog raspoloživog dohotka domaćinstva, kao i odnos pomoći i neto minimalne zarade.

³⁷ <http://www.socijalnoekonomskisavet.rs/cir/minimalna%20zarada/minimalna%20zarada.html>

³⁸ Imamo 23 lica u 2014. i 6 lica u 2015. godini u uzorku čiji je iznos pomoći veći od minimalne neto zarade.

Tabela 5.11 NSP i DD, prema kvintilima ekvivalentnog raspoloživog dohotka domaćinstva, iznos u RSD, % neto minimalne zarade i obuhvatnost u %, 2014. i 2015. godina

Kvintili	2014.			2015.		
	Iznosi NSP i DD (u RSD)	NSP i DD u % neto minimalne zarade	Učešće (%)	Iznosi NSP i DD (u RSD)	NSP i DD u % neto minimalne zarade	Učešće (%)
Prvi	6.361	31,8	56,9	5.425	27,1	56,5
Drugi	5.517	27,6	27,8	5.758	28,8	26,9
Treći	5.220	26,1	11,5	5.400	27,0	9,7
Četvrti	5.983	29,9	3,3	4.286	21,4	4,1
Peti	3.723	18,6	0,5	6.013	30,0	2,8
Prosek	5.970	29,8		5.482	27,4	

Lica čiji je dohodak u najnižem kvintilu imaju prosečnu vrednost NSP i DD 6.361 RSD i 5.425 RSD u 2014. i 2015. godini, respektivno. Obuhvatnost NSP i DD u prvom kvintilu je 57%. Prosečan iznos pomoći se smanjuje sa rastom raspoloživog dohotka, osim u petom kvintilu u 2015. godini, gde je prosečna vrednost najveća u odnosu na ostale kvintile. Postoji curenje sredstava u domaćinstva u četvrtom i petom kvintilu, veće u 2015. u odnosu na 2014. godinu, ali je broj lica u četvrtom i petom kvintilu zanemarljiv.³⁹

5.5 Zaključna razmatranja

Analizom izračunatog indikatora stope zamene za nezaposlena i neaktivna lica možemo zaključiti da nezaposlena i neaktivna lica imaju podsticaja da se zaposle za očekivanu zaradu. Hipoteza da se nezaposlena i neaktivna lica ne nalaze u zamci ne može se odbaciti, jer je raspoloživi dohodak kada lice radi veći u odnosu na raspoloživi dohodak kada lice ne radi. Prosečna vrednost stope zamene iznosi 52,2% i 56,5% za nezaposlena i neaktivna lica, u 2014, respektivno, odnosno 50,9% i 54,6% u 2015. godini, respektivno. Stopa zamene u intervalu od 50% do 70% predstavlja umerenu vrednost. Nezaposlena lica koja primaju naknadu za nezaposlenost imaju veću vrednost stope zamene, tj. manje podsticaja da traže posao, koja u proseku iznosi 72,6% u 2014, odnosno 67,6% u 2015. godini, ali je obuhvatnost niska (samo 2,1% nezaposlenih lica primaoci su naknade za nezaposlenost

³⁹ U 2014. godini, u četvrtom i petom kvintilu imamo 27 i 5 lica, respektivno, dok u 2015. godini taj broj iznosi 43 i 19 u četvrtom i petom kvintilu, respektivno.

u 2014. i 2,6% u 2015. godini). Iako je stopa zamene nezaposlenih lica koji primaju naknadu značajno veća u odnosu na nezaposlena lica koja ne primaju naknadu, i dalje je vrednost indikatora ispod 100%. U uzorku je identifikovano svega nekoliko lica koji imaju stopu zamene veću od 100%, odnosno koji se nalaze u zamci. Zanimljiv broj lica, čija je vrednost stope zamene preko 100%, ne omogućava nam ekstrapolaciju rezultata na nivou cele populacije.

Stopa zamene je indikator poresko-socijalnog sistema. Osnovna namena indikatora je da analizira potencijalno destimulativne posledice poresko-socijalnog sistema na spremnost pojedinca da radi, kao i da identifikuje lica/domaćinstva koja se nalaze u zamci. U radu smo se fokusirali na tri najbitnije vrste pomoći i naknada: naknade za nezaposlenost za nezaposlena lica, novčanu socijalnu pomoć i dečiji dodatak za nezaposlena i neaktivna lica. Primaoci novčane socijalne pomoći i dečijeg dodatka imaju podsticaja da rade, jer je očekivana zarada veća nego zbirni iznos pomoći. Iako je naš zaključak da socijalni sistem nije destimulativan, to ne znači da je on zadovoljavajući i da ne postoji prostora za njegovo unapređenje. Naprotiv, istraživanje na temu smanjenja siromaštva dece (Žarković-Rakić et al., 2017), ali i ostala istraživanja socijalnog sistema u Srbiji su ustanovila da postoji dosta prostora za unapređenje, kako bi se povećali podsticaji za zapošljavanje primaoca pomoći i smanjilo siromaštvo (videti npr. Svetska Banka, (2013) i Gotcheva & Sundaram, (2013)).

Celokupna analiza se odnosi na ponudu rada, odnosno podsticajima nezaposlenih i neaktivnih da traže posao za tržišnu zaradu. S obzirom na to da smo ustanovili da pojedinci imaju podsticaja da rade, ali su nezaposleni ili van radne snage, možemo zaključiti da je tražnja za radom niska, kao i da verovatno postoji neusklađenost kvalifikacija koje se traže i nude na tržištu rada.

U budućem radu, planiramo da analizu dodatno unapredimo korišćenjem SRMOD mikrosimulacionog modela, kao i analizom administrativnih podataka. Izračunavanje marginalnih i prosečnih efektivnih poreskih stopa bi bila značajna dopuna postojeće analize stope zamene, kao i izračunavanje zamke niske zarade.

6 Modeliranje dinamike stope nezaposlenosti u Srbiji

6.1 Uvod

Prethodne teme disertacije su se zasnivale na mikro SILC podacima, a korišćene su relevantne mikroekonometrijske tehnike. Ovo poglavlje analizira tržište rada iz makro ugla i koristi javno dostupne podatke tržišta rada. U analizi se koriste metode analize vremenskih serija. Makroekonometrijska analiza osnovnih indikatora tržišta rada u Srbiji je izuzetno zahtevna, imajući u vidu nisku frekventnost većine podataka koji su od interesa, kao i neuporedivost podataka usled promena metodologije. Osnovni izvor podataka o tržištu rada je Anketa o radnoj snazi (ARS) koju sprovodi Republički zavod za statistiku (RZS).⁴⁰ ARS koja je u potpunosti usklađena sa standardima Međunarodne organizacije rada postoji u Srbiji od 2008. godine.⁴¹ U periodu 2008–2013. godine Anketa se sprovodila polugodišnje, u aprilu i oktobru. Kvartalna periodika je od 2014. godine. Metodologija je promenjena i u 2015. i u 2016. godini, a revizija podataka je izvršena za 2015. i 2014. godinu, stoga su uporedivi podaci za period 2008-2014. i od 2014, s time što podaci za 2014. postoje i prema staroj i prema novoj metodologiji. U trenutku pisanja doktorata dostupna je serija kvartalnih podataka za nepune 4 godine (do Q3 2017). Pored anketnih izvora podataka o zaposlenosti i nezaposlenosti, postoje i administrativni podaci. Nacionalna služba za zapošljavanje (NSZ) objavljuje podatke o registrovanoj nezaposlenosti.⁴² Podaci NSZ pokazuju veći broj nezaposlenih nego ARS. Uzrok je razlika u metodologiji, ali i činjenice da određeni broj registrovanih nezaposlenih zapravo nisu nezaposleni i ne traže aktivno posao, već su prijavljeni zbog ostvarivanja određenih beneficija i najčešće su anagažovani u sivoj ekonomiji (Krstić & Šoškić, 2017). Počevši od decembra 2014, RZS preuzima podatke Centralnog registra obaveznog socijalnog osiguranja (CROSO) o broju zaposlenih lica. Podaci o registrovanoj zaposlenosti su

⁴⁰ Videti sajt RZS za detaljnije informacije o sprovođenju istraživanja Anketa o radnoj snazi, <http://publikacije.stat.gov.rs/G2017/Pdf/G20177069.pdf>

⁴¹ ARS je prvi put sprovedena u Srbiji 1994. kao probno istraživanje, a od 1995. se sprovodila jednom godišnje do 2008, kada postaje polugodišnja Anketa. Metodologija je pretežno usklađena sa međunarodnim standardima 2004, ali je ostao manji metodološki problem koji je onemogućavao da se razdvoje kategorije „marginalno aktivnih” i „marginalno zaposlenih”. Nakon što je upitnik promenjen 2008, ARS Srbije je u potpunosti uporediva sa međunarodnim standardima, (Arandarenko, 2011).

⁴² Podaci su dostupni na sajtu NSZ, <http://www.nsz.gov.rs/live/trazite-posao/svi-poslovi>

prethodno bili iz mesečnog istraživanja o zaposlenima i zaradama zaposlenih (RAD-1).⁴³ RZS je revidirao godišnje podatke o registrovanoj zaposlenosti za period 2000–2014, ali ne i mesečne podatke. Mesečni podaci su dostupni od decembra 2014. godine. Eurostat za kratkoročne makroekonomske analize objavljuje mesečne podatke o harmonizovanoj stopi nezaposlenosti koja je u skladu sa definicijom ARS. Za dobijanje harmonizovane stope nezaposlenosti na mesečnom nivou prema metodologiji ARS koriste i podatke o registrovanoj nezaposlenosti. Dobijanje mesečnih podataka u skladu sa ARS metodologijom na osnovu kvartalnih podataka ARS razlikuje se prema zemljama.⁴⁴ Dinamiku stope nezaposlenosti ćemo ispitivati korišćenjem mesečnih podataka koji su dobijeni metodom vremenske dezagregacije, a posmatraćemo vremenski period M01 2014 – M09 2017. Nakon obezbeđivanja mesečne serije stope nezaposlenosti, sledeći korak u analizi predstavlja testiranje prisustva jediničnog korena. Istraživanje dinamike stope nezaposlenosti je zapravo polazni korak za dalje ispitivanje makroekonomskih relacija. Za analizu dinamičkih makroekonomskih odnosa koristimo metodologiju vektorskog autoregresionog modela (VAR).

Testiraćemo sledeće hipoteze:

H8: Teorija o prirodnoj stopi nezaposlenosti je validna.

H9: Stopa inflacije i indeks realnih zarada utiču na kretanje stope nezaposlenosti.

Nakon kratkog uvodnog dela, sledi pregled literature (6.2). Predstavićemo ukratko teoriju prirodne stope nezaposlenosti i histerezisa, kao i empirijska istraživanja koja testiraju validnost navedenih teorija. Literatura sadrži i primenu VAR modela u objašnjavanju nezaposlenosti. U metodološkom delu biće predstavljeni relevantni metodi dezagregacije podataka (6.3.1), potom testovi jediničnog korena novije generacije (6.3.2), kao i osnove VAR-a (6.3.3). Deo 6.4 prikazuje rezultate, a deo 6.5 prikazuje zaključna razmatranja.

⁴³ Videti sajt RZS za detaljnije informacije o sprovođenju mesečnog istraživanja o zaposlenima i zaradama zaposlenih, <http://publikacije.stat.gov.rs/G2016/Pdf/G201620103.pdf>

⁴⁴ Za detaljnije informacije videti http://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/une_esms.htm

6.2 Pregled literature

Kretanje stope nezaposlenosti je često razmatrano u makroekonomskoj literaturi zbog značaja koju nezaposlenost ima u svakoj ekonomiji. Postoje dve osnovne teorije o kretanju stope nezaposlenosti: Blanchard–Summers-ova (Blanchard & Summers, 1987) i Friedman–Phelps-ova (Friedman (1968) i Phelps (1986)) teorija. Iako je literatura obimna, ne postoji konsenzus po pitanju dinamike stope nezaposlenosti, a posledično ni ekonomskih politika koje će dovesti do smanjenja stope nezaposlenosti. Rezimiraćemo obe teorije ukratko.

Friedman (1968) definiše „prirodnu stopu nezaposlenosti kao nivo koji proizilazi iz Valrasovog sistema opšte ravnoteže, ako su uzete u obzir strukturne karakteristike tržišta rada i tržišta roba, uključujući i tržišne imperfekcije, stohastički varijabilitet u ponudi i potražnji, troškove prikupljanja informacija o slobodnim radnim mestima i slobodnim radnicima, troškove mobilnosti, itd.” U svom radu o monetarnoj politici ističe kakve su mogućnosti monetarne politike, šta se merama monetarne politike može postići, a šta ne može. Nagodba između inflacije i nezaposlenosti postoji u kratkom roku, ali ne i u dugom roku. Phelps je teoriju o prirodnoj stopi nezaposlenosti formalizovao (Phelps, 1967) i razvio dinamički model Filipsove krive (Phelps, 1986). Veza između inflacije i nezaposlenosti je do tada bila statička. Rešenje dinamičkog modela je optimalan odnos zaposlenosti i ponude rada koji maksimizira društvenu korisnost uz ograničenje mehanizma adaptivnih očekivanja. Model je dinamički jer je optimalna politika zaposlenosti ona koja uzima u obzir da sadašnje odluke ne utiču samo na sadašnju korisnost, već i na buduću korisnost.

Teorija o prirodnoj stopi nezaposlenosti ističe da je ravnotežna stopa nezaposlenosti određena institucijama tržišta rada i da je promena ravnotežne stope spora i da nije pod uticajem stvarne stope nezaposlenosti. Usled neočekivanih promena u ponudi i tražnji, dolazi do devijacija stvarne stope nezaposlenosti od ravnotežne, ta odstupanja dovode do promena u stopi inflacije, što će dovesti do vraćanja stope nezaposlenosti na ravnotežni nivo. To zapravo znači da stopa nezaposlenosti fluktuiira oko ravnotežne stope nezaposlenosti.

S druge strane, Blanchard & Summers (1987) ističu da iskustva brojnih zemalja pokazuju da hipoteza o prirodnoj stopi nezaposlenosti u praksi ne važi. Nasuprot prethodno navedenih zaključaka, Blanchard & Summers (1987) pokazuju da u realnosti rast stvarne stope nezaposlenosti dovodi do rasta ravnotežne stope nezaposlenosti. Alternativa hipotezi o prirodnoj stopi nezaposlenosti je hipoteza o „histerezi“, što znači da ravnotežna stopa nezaposlenosti zavisi od prethodnog kretanja stvarne stope nezaposlenosti.

U makroekonometrijskim istraživanjima validnost jedne od dve teorije najčešće se ispituje testiranjem prisustva jediničnog korena. Ukoliko serija ima jedinični koren, tada slučajan šok ostvaruje dugoročni uticaj na kretanje stope nezaposlenosti, što ukazuje da je teorija o efektu histereze validna. Međutim, ako je serija stacionarna, tada je empirijski potvrđena validnost teorije prirodne stope nezaposlenosti.

U empirijskim istraživanjima na ovu temu najviše su zastupljene razvijene zemlje, npr. SAD i zemlje EU, ali ima i istraživanja koja obuhvataju zemlje u razvoju. Za tranzicione zemlje je važno istraživačko pitanje kako je proces tranzicije uticao na kretanje stope nezaposlenosti, odnosno da li je kao posledica restrukturiranja privrede stopa nezaposlenosti stacionarna ili nije. Dosadašnja istraživanja uglavnom nisu obuhvatala Srbiju. Zanimljivo je istraživanje koje koristi godišnje podatke od jednog veka za ispitivanje teorije histereze i prirodne stope nezaposlenosti. Ghoshray & Stamatogiannis (2015) su pokazali da kada je vremenski period dugačak, smenjuje se efekat histereze i prirodne stope nezaposlenosti. Nezaposlenost je iz stacionarnosti prešla u nestacionarnost u Velikoj Britaniji i SAD. U Velikoj Britaniji stopa nezaposlenosti je bila stacionarna u periodu 1855–1922, a potom postala nestacionarna u periodu 1923–2012. U SAD u periodu 1878–1930. godine stopa nezaposlenosti je bila stacionarna, dok je od 1931. godine postala nestacionarna. Počevši od 1920-ih u Velikoj Britaniji i 1930-ih u SAD ne važi hipoteza o prirodnoj stopi nezaposlenosti u navedene dve zemlje. Neka novija istraživanja koja koriste različite testove jediničnog korena da empirijski ispituju validnost teorije histereze i prirodne stope nezaposlenosti su: Caporale, Gil-Alana, & Lovcha (2016), Furuoka (2014) i Furuoka (2017). Caporale et al. (2016) ispituju validnost

hipoteza u Velikoj Britaniji, SAD i Japanu u periodu 1971–2011. Zaključci se razlikuju u zavisnosti od ekonometrijske tehnike koja je primenjena, tj. da li se koristi jednodimenzioni ili višedimenzioni modeli duge memorije. Furuoka (2014) ispituje stacionarnost stope nezaposlenosti u 5 azijsko-pacifičkih zemalja (Južna Koreja, Japan, Kina, Australija i Hong Kong) u periodu 1980–2009. godine. Stacionarnost stope nezaposlenosti u nordijskim zemljama (Danska, Švedska, Norveška i Finska) u periodu 2000–2014. godine analizirana je u radu autora Furuoka (2017).

Zemlje Centralne i Istočne Evrope (CIE) su 90-ih godina prolazile kroz proces tranzicije. Zaposlenost je rasla dosta sporije od autputa, što je dovelo do visoke i dugoročne nezaposlenosti. León-Ledesma & McAdam (2004) su među prvim autorima koji su istraživali efekat histerezisa u sledećim zemljama CIE tokom 90-ih: Poljska, Rumunija, Slovenija, Hrvatska, Mađarska, Bugarska, Republika Češka, Slovačka, Estonija, Letonija, Litvanija i Rusija. Analizirana je dinamika nezaposlenosti u navedenim tranzicionim zemljama i potom upoređena sa podacima za EU15. Autori koriste testove jediničnog korena i Markovljev model promene režima. Hipoteza o jediničnom korenu je odbačena nakon što je u postupku testiranja uključena informacija o strukturnim lomovima i privrednim ciklusima. Rezultati sugerišu da slučajni šokovi u ekonomiji dovode do odstupanja stvarne stope nezaposlenosti od ravnotežne, ali i da postoje visoke i niske ravnotežne stope nezaposlenosti. Kada se uporede rezultate tranzicionih zemalja sa EU15, dobija se da se tranzicione zemlje brže prilagođavaju i imaju veće promene ravnotežne nezaposlenosti između različitih režima. Dinamika nezaposlenosti u Istočnoj Evropi karakteriše promena ravnotežne nezaposlenosti prema kojoj se stvarna nezaposlenost vraća brže nego u EU.

Camarero, Carrion-i-Silvestre, & Tamarit (2005) ispituju teoriju histerezisa u 9 zemalja CIE u periodu 1991–2003. godine. Rezultati pokazuju da se efekat histerezisa odbacuje kada se uzmu u obzir strukturni šokovi koji su posledica tranzicije. Zemlje se mogu podeliti u dve grupe, koje u posmatranom periodu imaju tri do četiri strukturna šoka (baltičke zemlje, Malta i Poljska), i koje imaju jedan do dva strukturna šoka (Češka, Mađarska, Slovačka i Slovenija). Trajnost nezaposlenosti varira značajno među zemljama u zavisnosti od faze tranzicije u kojoj se zemlja nalazi i institucija tržišta rada. Camarero

et al. (2008) u istom periodu posmatraju 8 zemalja (bez Malte), ali u odnosu na prethodni rad koriste panel testove jediničnog korena sa i bez strukturnog loma. Rezultati se značajno razlikuju u zavisnosti od toga da li se uzimaju u obzir strukturni lomovi. Kada se ne uzima u obzir strukturni lom, hipoteza o histerezi se ne može odbaciti. Međutim, kada se uzima u obzir strukturni lom, efekat histerezi se odbacuje i u panelu i u pojedinačnim vremenskim serijama.

Mladenović & Anić (2016) su ispitali prezistentnost stope nezaposlenosti 10 zemalja koje su se priključile EU u 2004, a period posmatranja je 2004–2015. Dinamika stope nezaposlenosti se razlikuje između zemalja, što ukazuje na to da ekonomske politike treba da uzmu u obzir specifičnost svake zemlje. Efekat histerezi u periodu 2004–2015. godine za odabrane zemlje CIE dodatno je istraživao u Mladenović (2016).

Dinamiku nezaposlenosti u zemljama CEI tokom i nakon perioda tranzicije su ispitali i Cuestas & Ordóñez (2011), Cuestas, Gil-Alana, & Staehr (2011), Gozgor (2013), Dursun (2017), i drugi.

Pored sagledavanja dinamike nezaposlenosti, važno je ispitati i međuzavisnost između stope nezaposlenosti i drugih makroekonomskih varijabli. U nastavku rezimiramo neke od radova koji, koristeći VAR model, ispituju efekte različitih politika na nezaposlenost.

Włodarczyk (2017) proširuju osnovne modele monetarne transmisije (transmisija kamatnih stopa i transmisija deviznog kursa) na varijable tržišta rada, odnosno ispituju kakav je uticaj monetarne transmisije na nezaposlenost i zaposlenost u Republici Češkoj, Mađarskoj i Poljskoj u periodu 2000–2014. Prema ekonomskoj teoriji, monetarna politika utiče na zaposlenost kroz autput kanale, odnosno kroz kombinovani efekat monetarne politike i agregatne tražnje. Koriste sledeći skup varijabli: kratkoročnu kamatnu stopu, devizni kurs, ponudu novca, autput, inflaciju, zaposlenost i nezaposlenost kao endogene promenljive i dve egzogene promenljive cenu nafte i kratkoročnu kamatnu stopu u inostranstvu. Monetarna politika se sprovodi kontrolom kratkoročne kamatne stope. Zaključuju da u sve tri posmatrane zemlje važi neneutralnost novca. Uticaj nominalnih varijabli na ekonomsku aktivnost je sa kašnjenjem do 10 meseci. Promene u zaposlenosti

i stopi nezaposlenosti prate promene outputa, ali sa kašnjenjem od blizu 10 meseci. Takođe, promene su manje nego promene u outputu. Rast kratkoročne kamatne stope od 1 pp dovodi do pada outputa u proseku do -2,68%, smanjuje se zaposlenost za -0,71% i raste stopa nezaposlenosti za 0,53 pp i smanjuju se nivo cena za -0,7% na kraju vremenskog perioda od 48 meseci.

Altavilla & Ciccarelli (2007) istražuju efekat različitih monetarnih politika na dinamiku nezaposlenosti u SAD i evrozoni. Posmatraju period 1990–2005. godine, a koriste Bajesov VAR model (BVAR). Monetarne politike imaju različiti uticaj na nezaposlenost usled različitih institucija tržišta rada. Tako, npr. u SAD institucije smanjuju uticaj monetarnih šokova na nezaposlenost, dok u evrozoni institucije pojačavaju uticaj monetarnih šokova na nezaposlenost. Autori prvo predviđaju inflaciju (vremenski horizont do osam kvartala, tj. 2 godine) koristeći različite linearne i nelinearne metod za predviđanje inflacije. S obzirom na to da se koristi predviđena inflacija, a ne stvarna, redosled varijabli se razlikuje u odnosu na „standardni” redosled (npr. u radu Stock & Watson (2001) redosled varijabli je inflacija, nezaposlenost i kamatna stopa). Altavilla & Ciccarelli (2007) uzimaju sledeći redosled varijabli u VAR modelu: stopu nezaposlenosti, kamatnu stopu, devizni kurs i predviđenu inflaciju. Autori su robustnost rezultata proverili i sa druga dva redosleda promenljivih: (i) stopom nezaposlenosti, predviđenom inflacijom, kamatnom stopom, deviznim kursom i (ii) stopom nezaposlenosti, kamatnom stopom, predviđenom inflacijom i deviznim kursom. Jačina i vremenski period reakcije nezaposlenosti na šokove se suštinski ne razlikuju u zavisnosti od identifikacione šeme. Takođe, porede rezultate i sa stvarnom stopom inflacije.

Holmlund & Alexius (2008) kvantifikuju efekat monetarne politike na fluktuacije nezaposlenosti u Švedskoj. Ocena strukturnog VAR (SVAR) modela je pokazala da između 22% i 35% fluktuacija u nezaposlenosti je uzrokovano šokovima u monetarnoj politici, kao i da su efekti trajni. Takođe, rezultate za Švedsku porede sa istraživanjima za SAD. Efekti monetarne politike imaju nešto jači, ali i dosta duži efekat na nezaposlenost u Švedskoj u odnosu na SAD. Moguće je da su razlike posledica institucija tržišta rada, a ne monetarne politike. Švedska ima veću zaštitu zaposlenja u odnosu na SAD, što uzrokuje trajniju nezaposlenost. Takođe, autori porede reakciju nezaposlenosti

sa reakcijom autput jaza. Reakcija nezaposlenosti je drugačija i trajnija na šokove u monetarnoj politici u odnosu na reakciju autput jaza.

Postoje brojni radovi u kojima se kao endogena promenljiva VAR modela javlja zaposlenost ili stopa nezaposlenosti, ali fokus tih radova uglavnom nije na objašnjavanju dinamike zaposlenosti/nezaposlenosti, već najčešće inflacije i BDP-a, ali i ostalih makroekonomskih varijabli. Dinamika stope nezaposlenosti modelirana je na osnovu VAR pristupa u Anić & Mladenović (2014), gde je ustanovljena kointegraciona veza između stope nezaposlenosti i realnih zarada u periodu 2008–2013. godine. Podaci o mesečnoj stopi nezaposlenosti su dobijeni dezagregacijom polugodišnjih podataka o stopi nezaposlenosti iz ARS, gde je indikator serija mesečna registrovana nezaposlenost (NSZ). Korišćen je Chow–Lin-ov metod dezagregacije (Chow & Lin, 1971). Rast realnih zarada za 1% dovodi do smanjenja stope nezaposlenosti za 0,47%. Za vremenski horizont duži od godinu dana varijabilitet stope nezaposlenosti je značajno objašnjen šokovima u realnim zaradama, 53% nakon 12 meseci i 83% nakon 36 meseci.

6.3 Metodologija

Predstavićemo osnovnu metodologiju koju ćemo koristiti. S obzirom na to da su nam potrebni podaci o nezaposlenosti na mesečnom nivou, prikazaćemo osnovne metode vremenske dezagregacije podataka koji će nam omogućiti da na osnovu kvartalnih podataka dobijemo mesečne podatke o nezaposlenosti. Nakon obezbeđivanja mesečnih podataka, sledeći korak u analizi vremenskih serije jeste ispitivanje stacionarnosti dobijene vremenske serije. Posebnu pažnju posvetićemo modifikaciji ADF testa jediničnog korena kod koje je deterministička komponenta modelirana na osnovu Furijeovog razvoja (FADF). Na kraju, sumiraćemo osnove VAR modela.

6.3.1 Metode dezagregacije podataka

Najpre će biti predstavljeni metodi dezagregacije podataka. Vremenska dezagregacija je postupak dobijanja podataka veće frekventnosti na osnovu podataka manje frekventnosti. Podaci manje frekventnosti su najčešće godišnji podaci, dok podaci veće frekventnosti su

polugodišnji, kvartalni ili mesečni. Cilj vremenske dezagregacije jeste da se dobiju serije veće frekventnosti, čije će kretanje biti konzistentno sa serijom manje frekventnosti. U zavisnosti da li su u pitanju podaci stanja ili toka, prosek ili suma podataka veće frekventnosti treba da korespondira podacima niže frekventnosti. Metodi vremenske dezagregacije podataka su uglavnom analizirani iz ugla godišnjih podataka (podaci niže frekventnosti) i kvartalnih podataka (podaci veće frekventnosti), tj. godišnjih i podgodišnjih podataka (engl. *sub-annual*). U ovom radu podaci manje frekventnosti su kvartalni podaci (izvor podataka ARS), dok su podaci veće frekventnosti mesečni podaci (izvor podataka NSZ).

Postoje brojni matematički i statistički metodi vremenske dezagregacije. Matematički metodi tretiraju nepoznate serije veće frekvencije kao determinističke procese, a seriju podataka manje frekvencije kao obavezujuća ograničenja. S druge strane, statistički metodi tretiraju nepoznatu seriju podataka veće frekventnosti kao stohastičke procese, dok ograničenja serije podataka manje frekvencije mogu, ali i ne moraju biti obavezujuća, (Chen, 2007). Iz grupe matematičkih metoda obradićemo Dentonov metod (Denton, 1971), koji ćemo i koristiti za dezagregaciju. Od statističkih metoda predstavimo ukratko Chow–Lin-ov metod (Chow & Lin, 1971) i Litterman-ov metod (Litterman, 1983).

Definisaćemo varijable kao što su definisane u Chen (2007). Neka je z_t indikator serija koja je dostupna na mesečnom nivou (tj. većoj frekventnosti). Neka je x_t serija veće frekventnosti dobijena metodom vremenske dezagregacije. Označićemo sa t periode veće frekvencije ($t = \overline{1, T}$), gde je T je ukupan broj perioda veće frekvencije. Sa m označavamo periode manje frekvencije (npr. kvartalne), $m = \overline{1, M}$, gde je M ukupan broj perioda manje frekvencije. Definišemo y_m kao seriju manje frekvencije koju je potrebno dezagregirati. U našem slučaju je to kvartalna serija podataka. Definišemo k_{mt} kao frakciju pokrivenosti. Na primer, ako dezagregiramo godišnje podatke (indekse ili podatke toka) na kvartalne, tada je $k_{mt} = 1/4$, a na mesečne $k_{mt} = 1/12$. Ukoliko dezagregiramo kvartalne podatke na mesečne $k_{mt} = 1/3$. Prvi i poslednji period koji su pokriveni sa m -tim podatkom manje frekvencije označimo sa t_{1m} i t_{2m} . Ako je npr. $m=4$ kvartala, prvi i poslednji mesec koji su pokriveni m -tim kvartalom su 10 i 12.

Dentonov metod vremenske dezagregacije (Denton, 1971)

Dentonov metod vremenske dezagregacije se zasniva na principu usklađivanja kretanja (engl. *movement preservation*). To znači da dezagregirana serija treba da zadrži kretanje indikator serije. Cilj Dentonovog metoda je minimizovati kaznenu funkciju (označavamo sa $P(x, z)$) uz ograničenje vremenske agregacije koja se razlikuje u zavisnosti od toga da li je u pitanju varijabla toka (6.1) ili stanja (6.2):

$$y_m = \sum_{t=t_{1m}}^{t_{2m}} k_{mt} x_t \quad (6.1)$$

$$y_m = \begin{cases} x_{t_{1m}} \\ x_{t_{2m}} \end{cases} \quad (6.2)$$

Neka je $y = [y_1, \dots, y_m]'$ vektor kolona dimenzije $M \times 1$, $x = [x_1, \dots, x_T]'$ i $z = [z_1, \dots, z_T]'$ su vektori kolone dimenzije $T \times 1$. Matrica B dimenzije $T \times M$ povezuje dezagregirane podatke sa ograničenjem, dok je A $T \times T$ matrica pondera. Kaznena funkcija može da se definiše kao kvadratna forma (6.3), koju minimiziramo u skladu sa ograničenjem.

$$(x - z)' A (x - z) \quad (6.3)$$

Definišemo Langranžovu funkciju na sledeći način:

$$(x - z)' A (x - z) - 2\lambda'(y - B'x) \quad (6.4)$$

Rešenje Langranžovog problema je:

$$x = z + C(y - B'z) \quad (6.5)$$

$$C = A^{-1} B (B' A^{-1} B)^{-1} \quad (6.6)$$

Izraz $(y - B'z)$ pokazuje odstupanje originalnih podataka veće i manje frekvencije, dok matrica C opisuje pravilo distribucije, odnosno kako se podaci niže frekvencije

dezagregiraju na podatke veće frekvencije. Kaznena funkcija se najčešće definiše na jedan od navedena 4 načina (Tabela 6.1).

Tabela 6.1 Definisane kaznenih funkcija prema Dentonovom metodu dezagregacije podatak

Aditivna prva diferencija	$P(x, z) = \sum_{t=1}^T [\Delta(x_t - z_t)]^2$	(6.7)
Proporcionalna prva diferencija	$P(x, z) = \sum_{t=1}^T \left(\frac{x_t}{z_t} - \frac{x_{t-1}}{z_{t-1}} \right)^2$	(6.8)
Aditivna druga diferencija	$P(x, z) = \sum_{t=1}^T [\Delta^2(x_t - z_t)]^2$	(6.9)
Proporcionalna druga diferencija	$P(x, z) = \sum_{t=1}^T \left[\Delta \left(\frac{x_t}{z_t} - \frac{x_{t-1}}{z_{t-1}} \right) \right]^2$	(6.10)

Izvor: Chen (2007)

Denton predlaže da inicijalne vrednosti kod prve diferencije budu $x_0 = z_0$, a za drugu diferenciju se dodaje još i $x_{-1} = z_{-1}$. Navedeni početni uslovi su zapravo i najveći nedostatak Dentonovog metoda, jer dovode do pomeranja na početku vremenske serije. Dezagregirana serija je jednaka originalnoj seriji u trenutku 0, pa se minimizira prva promena ($x_1 - z_1$). Ovo pomeranje narušava princip usklađivanja kretanja.

Chow–Lin-ov metod (Chow & Lin, 1971)

Chow–Lin-ov metod je jedan od najčešće korišćenih metoda iz grupe statističkih regresionih metoda vremenske dezagregacije. Podgodišnji podaci, koje dobijamo metodom vremenske dezagregacije, mogu se dovesti u vezu sa više serija podgodišnjih podataka, pri čemu je veza između dezagregiranih podgodišnjih podataka i podgodišnjih podataka koji postoje sledeća:

$$x = z\beta + u, \tag{6.11}$$

gde je x vektor dimenzije $T \times 1$ koji je potrebno dezagregirati, z je matrica dimenzije $T \times p$ koja sadrži p podgodišnjih serija podataka, β je $p \times 1$ vektor koeficijenata, u je $T \times 1$ vektor slučajnih grešaka koje imaju nultu srednju vrednost i kovarijacionu matricu V dimenzije $T \times T$. Pretpostavka je da ne postoji korelacija reziduala kod ocenjene dezagregirane serije. Veza između serije manje frekvencije i serija veće frekvencije je sledeća:

$$y = B'x = B'z\beta + B'u \quad (6.12)$$

Ocena koeficijenta $\hat{\beta}$ je dobijena metodom uopštenih najmanjih kvadrata u regresiji gde je y zavisna promenljiva, a nezavisne promenljive su godišnje sume podgodišnjih postojećih serija.

$$\hat{\beta} = [z'B(B'VB)^{-1}B'z]^{-1}z'B(B'VB)^{-1}y \quad (6.13)$$

Nepriistrasna i linearna ocena x je:

$$\hat{x} = z\hat{\beta} + VB(B'VB)^{-1}[y - B'z\hat{\beta}] \quad (6.14)$$

Prvi član u (6.14) ($z\hat{\beta}$) primenjuje ocenjeni koeficijent $\hat{\beta}$ na vremenske serije veće frekventnosti koje se koriste kao objašnjavajuće promenljive. Drugi član u (6.14) ($VB(B'VB)^{-1}[y - B'z\hat{\beta}]$) predstavlja ocenu vektora reziduala (u) dimenzije $T \times 1$ koja je dobijena distribuiranjem godišnjih reziduala $y - B'z\hat{\beta}$ sa matricom $VB(B'VB)^{-1}$ dimenzije $T \times M$. Ako su podgodišnji reziduali nekorelisani, svaki sa varijansom σ^2 , onda je $V = \sigma^2 I_{TxT}$, što znači da se godišnji podaci distribuiraju na isti način kao kod Dentonovog metoda, gde je A jedinična matrica dimenzije T ($A = I_{TxT}$). Pretpostavka da su reziduali nekorelisani u praksi uglavnom nije ispunjena, pa su autori predložili da se kovarijaciona matrica reziduala oceni AR(1) procesom.

Litterman-ov model se nadovezuje na radove Chow & Lin (1971) i Fernández (1981). Litterman ističe da Chow–Lin-ov predlog da se kovarijaciona matrica reziduala oceni AR(1) modelom je adekvatan samo ukoliko su reziduali stacionarni. Litterman

generalizuje Fernandez-ov metod i definiše vezu između podgodišnjih dezagregiranih podataka i postojećih podgodišnjih podataka na sledeći način (6.15)–(6.17):

$$x_t = z_t\beta + u_t \quad (6.15)$$

$$u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.16)$$

$$\varepsilon_t = \alpha\varepsilon_{t-1} + e_t \quad (6.17)$$

gde je $e_t \sim N(0, V)$ vektor slučajnih grešaka sa nultom srednjom vrednosti i kovarijacionom matricom V . Početni uslov je da je $u_0 = 0$. Litterman-ov model je zapravo ARIMA(1,1,0) model. Litterman predlaže dva koraka da se dobije ocena β i linearna i nepristrasna ocena x . Prvi korak je da se generišu godišnji reziduali, kao što je izvedeno u modelu Fernández (1981). Drugi korak je da se oceni α , gde je α je prvi autokorelacioni koeficijent prve diference godišnjih reziduala.

Chen (2007) daje detaljan pregled literature o metodama dezagregacije. Autor poredi 5 matematičkih i 5 statističkih metoda temporalne dezagregacije. Za ispitivanje performansi različitih metoda koristi 60 serija godišnjih podataka nacionalnih računa. Studija pokriva 4 slučaja temporalne dezagregacije u zavisnosti od dostupnosti podataka: (i) postoje godišnji i podgodišnji podaci, (ii) postoje samo godišnji podaci, (iii) podgodišnji podaci imaju i vremensko i strukturno ograničenje, (iv) godišnji podaci imaju negativne vrednosti. Rezultati pokazuju da modifikovan Dentonov proporcionalni metod prve diference nadmašuje ostale metode, kao i da je Langranžova polinomialna interpolacija inferiorna u odnosu na sve ostale istraživane metode.

Najveći broj radova koji se bave primenom metoda dezagregacije koriste podatke Sistema nacionalnih računa, dok je primena na podacima tržišta rada ograničena. Eurostat objavljuje harmonizovane mesečne podatke o broju nezaposlenih i stopi nezaposlenosti koji se koriste za kratkoročne analize. Za različite zemlje primenjuju se različiti metodi vremenske dezagregacije kvartalnih podataka ARS. Mesečne procene, koje su direktno dostupne iz ARS, postoje za sledeće zemlje: Republika Češka, Nemačka, Grčka, Italija, Holandija, Austrija, Rumunija, Finska, Švedska i Island. Tromesečni pokretni prosek je direktno dostupan iz ARS za Dansku, Estoniju, Mađarsku, Portugaliju, Veliku Britaniju,

Tursku i Norvešku. Za Litvaniju se kombinuju kvartalni podaci i mesečni podaci o registrovanoj zaposlenosti koristeći AR(1) maksimalan log pristup za vremensku dezagregaciju i predviđanje. Kvartalni ARS podaci se dezagregiraju koristeći proporcionalni Dentonov metod, gde se kao indikator serija koriste mesečni podaci o registrovanoj nezaposlenosti za Belgiju, Bugarsku, Irsku, Španiju, Francusku, Kipar, Maltu, Poljsku, Sloveniju i Slovačku. Za Luksemburg i Hrvatsku se za reper koriste pokretni godišnji prosek ARS podataka i linearna ekstrapolacija registrovane nezaposlenosti. Za Letoniju se koristi Chow–Lin-ov metod dezagregacije, gde se kao indikator serija koriste mesečni podaci registrovane nezaposlenosti.

6.3.2 Furijeov ADF test jediničnog korena (FADF)

Nakon dezagregacije kvartalne stope nezaposlenosti na mesečnu stopu, sledeći korak u istraživanju jeste ispitivanje njene dinamike, odnosno ispitivanje stacionarnosti stope nezaposlenosti. Vremenska serija je slabo stacionarna ukoliko zadovoljava sledeća tri uslova: očekivana vrednost i varijansa su konstantne odnosno ne menjaju se tokom vremena, kovarijansa između svaka dva člana slabo stacionarne vremenske serije je samo funkcija vremenskog rastojanja tj. docnje između njih (Mladenović & Nojković, 2012). Pretpostavke slabe stacionarnosti mogu biti narušene zbog npr. postojanja determinističkog trenda, promene nivoa, promene varijanse (tj. varijansa nije konstanta) ili postojanja jediničnog korena. Postoje brojni testovi jediničnog korena. U analizi ćemo koristiti jedan od testova novije generacije (Enders & Lee, 2012b), koji ima značajnu primenu u ispitivanju kretanja stope nezaposlenosti. Takođe, korišćićemo tradicionalne testove kao što su proširen Dickey–Fuller (ADF) test (Dickey & Fuller, 1981), Phillips–Perron (PP) test (Phillips & Perron, 1988) i KPSS test (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin, 1992). S obzirom na to da postoji obimna literatura (teorijska i empirijska) koja obrađuje testove jediničnog korena, nećemo definišati ADF, PP i KPSS test. U nastavku ćemo predstaviti jedan od testova novije generacije koji smatramo da je najrelevantniji u ispitivanju dinamike stope nezaposlenosti u Srbiji (Enders & Lee, 2012b).

Jedan od ozbiljnih nedostataka ADF testa jediničnog korena jeste to što deterministička komponenta (konstanta ili konstanta i trend), predviđena ovim testom, često ne

aproksimira dovoljno precizno kretanje vremenske serije. Enders & Lee (2012b) su modifikovali determinističku komponentu ADF testa, koristeći fleksibilni Furijeov razvoj funkcije trenda. Neka je deterministička komponenta funkcija vremena označena sa $\alpha(t)$. Razmatramo sledeću jednačinu za primenu DF testa (6.18):

$$y_t = \alpha(t) + \rho y_{t-1} + \gamma t + \varepsilon_t \quad (6.18)$$

Greška ε_t je stacionarna sa varijansom σ_ε^2 . Testiramo nultu hipotezu prisustva jediničnog korena, odnosno $H_0: \rho = 1$. Testiranje je problematično ukoliko $\alpha(t)$ nije ocenjeno na adekvatan način. Razmatramo sledeći Furijeov razvoj funkcije trenda (6.19):

$$\alpha(t) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^n \beta_k \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad (6.19)$$

gde je n ukupan broj frekvencija koji se koristi u aproksimaciji, k je data frekvencija, dok je T broj opservacija, pri čemu su $n \leq \frac{T}{2}$. $\alpha_0, \alpha_k, \beta_k$ parametri, $k = \overline{1, n}$. Najbitniji korak u specifikaciji $\alpha(t)$ jeste određivanje broja k . Broj n ne bi trebalo da bude mnogo veliki, jer korišćenje mnogo frekvencija smanjuje efektivni uzorak. Postoje dve verzije testa: kada koristimo samo jednu frekvenciju i kada koristimo zbirne frekvencije. Korišćenje zbirnih frekvencija obično daje precizniju aproksimaciju funkcije trenda, ali istovremeno i smanjuje moć testa jediničnog korena zbog većeg broja objašnjavajućih promenljivih u polaznoj jednačini. S obzirom na to da se naša empirijska analiza zasniva na uzorku malog obima, smatramo da je bolje ocenjivati manji broj parametara, odnosno koristi verziju testa gde se koristi samo jedna frekvencija.

Ukoliko koristimo samo jednu frekvenciju jednačina za testiranje jediničnog korena, može se predstaviti na sledeći način (u odnosu na jednačinu (6.19), ne sumiramo po k):

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + c_1 + c_2 t + c_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + c_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (6.20)$$

Ukoliko postoji autokorelacija, jednačina (6.20) se proširuje sa Δy_{t-i} , gde je $i = \overline{1, p}$. DF-statistika za proveru nulte hipoteze da serija ima jedinični koren označava se sa $\tau_{DF,t}$. Kritične vrednosti ove statistike zavise od frekvencije k i veličine uzorka T , i ne zavise od ocene koeficijenata u Furijeovom razvoju funkcije trenda ili od ocene determinističke komponente. Kritične vrednosti su dobijene metodom simulacije. U praktičnom radu potrebno je odrediti vrednost k . Vrednost k , koja odgovara datim podacima, jeste ona vrednost za koju je suma kvadrata reziduala iz ocenjene jednačine (6.20) najmanja. Pri tome, proveru se vrši za vrednosti k koje su manje ili jednake 5. Treba napomenuti da verzija testa postoji i kada je umesto trenda i konstante uključena samo konstanta (statistika se označava sa $\tau_{DF,c}$). Kritične vrednosti za sve četiri verzije testa (sa i bez trenda, pojedinačne frekvencije i zbirne frekvencije) prikazane su u radu Enders & Lee (2012b). Isti autori su izveli asimptotske osobine test statistike, kao i rezultate Monte Karlo eksperimenta za veličinu i i moć testa kada koristimo jednu frekvenciju i kada koristimo zbirne frekvencije. Prikazane su i posledice ignorisanja nelinearnog trenda i neadekvatnog modeliranja loma (Enders & Lee, 2012a). Kritične vrednosti koje se mogu naći u literaturi odnose se na uzorke obima 100 i više (Enders & Lee, 2012b). S obzirom na to da je veličina našeg uzorka dosta manja (45 opservacija), simulirali smo kritične vrednosti korišćenjem Monte Karlo simulacije sa 20.000 ponavljanja. Kritične vrednosti se neznatno razlikuju od onih za uzorak obima 100. Radovi koji koriste FADF test za testiranje stacionarnosti nezaposlenosti su npr. Furuoka (2014), Furuoka (2017), Mladenović (2016), dok je panel varijanta testa (Fourier Im–Pesaran–Shin) korišćena u Furuoka (2015).

6.3.3 VAR model

Počevši od pionirskog rada Sims (1980) brojni autori su se bavili VAR metodologijom. Najrelevantniji udžbenici iz analize vremenskih serija obrađuju manji ili više detaljno VAR modele. U disertaciji nećemo detaljno prikazivati metodološki okvir VAR modela. Prikazaćemo osnove koje se odnose na postavku VAR modela i uslov slabe stacionarnosti, funkciju impulsnog odziva, dekompoziciju varijanse greške predviđanja i istorijsku dekompoziciju.

VAR je linearni model od n jednačina i n varijabli u kojoj je svaka varijabla objašnjena sa sopstvenim prethodnim vrednostima, kao i sa preostalim $n-1$ promenljivih (tekuće i prethodne vrednosti). Postavka VAR modela je prikazana kao u Mladenović & Nojković (2012).

Polazimo od vektorske vremenske serije X_t dimenzije $m \times 1$. VAR model dimenzije m i reda k se definiše na sledeći način (6.21):

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_k X_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (6.21)$$

gde su Φ_i ($i = \overline{1, k}$) matrice parametara dimenzije $m \times m$. Slučajna komponenta modela ε_t je vektorski slučajan proces beli šum, dimenzije $m \times 1$, čije su individualne komponente nekorelisane vremenske serije koje imaju nultu srednje vrednosti i konačne varijanse (6.22).

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-k}') = \begin{cases} \Sigma, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases} \quad (6.22)$$

Radi jednostavnosti, krenućemo od VAR(1) modela dimenzije m :

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.23)$$

Rekurzivnom metodom unazad može se pokazati da je vektorska vremenska serija X_t funkcija prethodnih neanticipiranih slučajnih šokova koji su sadržani u vektorskoj slučajnoj grešci.

$$X_t = \varepsilon_t + \Phi_1 \varepsilon_{t-1} + \Phi_1^2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (6.24)$$

Da bi vektorska vremenska serija bila stacionarna to znači da svih m karakterističnih vrednosti matrice Φ_1 treba da budu strogo manji od 1. Svih m karakterističnih vrednosti kvadratne matrice Φ_1 strogo su manje od jedan akko su rešenja h_1, h_2, \dots, h_m jednačine

$|I_m - \Phi_1 h| = 0$ po modulu strogo veća od 1. Alternativno, $|I_m g - \Phi_1| = 0$, $g = 1/h$, inverzna rešenja g_i ($i = \overline{1, m}$) treba po modulu da budu strogo manja od 1.

VAR(k) model dimenzije m može da se predstavi u formi VAR(1) modela čija je dimenzija km (6.25). X_t i ε_t su vektorske vremenske serije, A je pridružena matrica, što je definisano na sledeći način:

$$X_t = \begin{bmatrix} X_t \\ \vdots \\ X_{t-p+1} \end{bmatrix}_{km \times 1}, \quad A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_{p-1} & A_p \\ I_K & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I_K & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & I_K & 0 \end{bmatrix}_{km \times km}, \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}_{km \times 1}.$$

$$X_t = AX_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6.25)$$

6.3.3.1 Funkcija impulsnog odziva

Posledica dinamičke strukture VAR modela jeste da slučajni šok u jednoj promenljivoj ne utiče samo na kretanje date serije, već ima i indirektan uticaj na sve ostale serije u modelu. Funkciju impulsnog odziva predstaviceemo ukratko i formalno (notacija i interpretacija je preuzeta iz Mladenović & Nojković (2012)).

Radi jednostavnosti, posmatramo VAR(1) dimenzije m . Za definisanje funkcije impulsnog odziva polazimo od vektorske forme pokretnih proseka beskonačnog reda, odnosno (6.26):

$$X_t = \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots, \quad (6.26)$$

gde je $\Psi_i = \Phi_1^i$, $i = \overline{1, \infty}$.

U trenutku $t+s$ model se može predstaviti kao (6.27):

$$X_{t+s} = \varepsilon_{t+s} + \Psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t+s-2} + \cdots + \Psi_s \varepsilon_t + \Psi_{s+1} \varepsilon_{t-1} + \cdots \quad (6.27)$$

Svaki element matrice Ψ_s ($\psi_{ij}(s)$) meri kako reaguje vremenska serija i (x_{it}) u trenutku $t+s$ na jediničnu vrednost slučajnog šoka u vremenskoj seriji j (x_{jt}), koji se dogodio u trenutku t . Niz vrednosti s za svako i i j predstavlja funkciju impulsnog odziva. Do sada smo govorili o jednokratnim slučajnim šokovima. Kumulativna funkcija impulsnog odziva se dobija sabiranjem vrednosti parametara u funkciji impulsnog odziva za dati jedinični šok i za izabranu promenljivu u sistemu. Time dobijamo trajnu reakciju izabrane vremenske serije na jedinične impulsne šokove iz date vremenske serije. Transformacija polaznih slučajnih grešaka je neophodna kako bi se obezbedila njihova nekorelisanost i jedinična varijansa.

Kovarijaciona matrica slučajnih grešaka VAR modela je simetrična i pozitivno definitna. Stoga, postoji nesingularna matrica Q dimenzije $m \times m$, tako da je ispunjeno $Q\Sigma Q' = I_m$. Vektorska forma pokretnih proseka beskonačnog reda može da se predstavi kao (6.28):

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i Q^{-1} Q \varepsilon_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i^* w_{t-i}, \quad (6.28)$$

gde je $\psi_i^* = \psi_i Q^{-1}$ i $w_t = Q \varepsilon_t$.

$$E(w_t w_t') = E(Q \varepsilon_t \varepsilon_t' Q') = Q E(\varepsilon_t \varepsilon_t') Q' = Q \Sigma Q' = I_m \quad (6.29)$$

Nove slučajne greške su w_t i one su međusobno nekorelisane i imaju jediničnu varijansu (6.29). Matrica Q nije jedinstvena, pa je neophodno identifikovati matricu Q . Postoje različiti metodi identifikacije, a jedan od najčešće korišćenih metoda je Holeskijeva dekompozicija (Cholesky, zove se i nulto kratkoročno ograničenje, rekurzivna identifikacija ili ortogonalna) i Blanchard–Quah-ova identifikacija (Blanchard & Quah, 1989) (zove se i nulto dugoročno ograničenje), identifikacija prema ekonomskoj teoriji. U empirijskom istraživanju ćemo primenjivati Holeskijevu dekompoziciju.

6.3.3.2 Dekompozicija varijanse greške predviđanja

Dok funkcija impulsnog odziva pokazuje kako šok u jednoj vremenskoj seriji utiče na kretanje druge serije, dekompozicija varijanse pokazuje relativan značaj koji šok u jednoj vremenskoj seriji ima na varijansu greške predviđanja svih serija VAR modela. Polazimo od vektorske forme pokretnih proseka i predviđamo s perioda unapred. Kao i za funkciju impulsnog odziva, neophodno je da su slučajne greške međusobno nekorelisane i imaju jediničnu varijansu, pa polazimo od transformisanih grešaka, prethodno definisanih kod funkcije impulsnog odziva (6.28).

$$X_t = \sum_{l=0}^{\infty} \psi_l^* w_{t-l} \quad (6.30)$$

U trenutku $t+s$ (s perioda unapred):

$$X_{t+s} = \sum_{l=s}^{\infty} \psi_l^* w_{t+s-l} \quad (6.31)$$

Greška predviđanja se definiše kao razlika stvarne i predviđene vrednosti:

$$e_{t+s} = X_{t+s} - E(X_{t+s}) = \sum_{l=0}^{s-1} \psi_l^* w_{t+s-l} \quad (6.32)$$

Za i -tu komponentu (i -tu vremensku seriju) greška predviđanja se definiše kao:

$$e_{i,t+s} = \sum_{j=1}^m \sum_{l=0}^{s-1} \psi_{ij,l}^* w_{j,t+s-l} \quad (6.33)$$

S obzirom na to da su greške w nekorelisane i imaju jediničnu varijansu, varijansa $e_{i,t+s}$ biće jednaka:

$$\text{Var}(e_{i,t+s}) = \sum_{j=1}^m \sum_{l=0}^{s-1} \psi_{ij,l}^{*2} \quad (6.34)$$

Dekompozicija varijanse je količnik varijanse greške generisane j inovacijom (šokom u j-toj vremenskoj seriji) i sume varijanse greške svih inovacija. Navedeni izraz predstavlja koliko su inovacije u varijabli j značajne za objašnjavanje inovacija u varijabli i u različitim tačkama predviđanja.

$$VD_{ij,l} = \frac{\sum_{l=0}^{s-1} \psi_{ij,l}^{*2}}{\sum_{j=1}^m \sum_{l=0}^{s-1} \psi_{ij,l}^{*2}} \quad (6.35)$$

6.3.3.3 Istorijska dekompozicija⁴⁵

Istorijska dekompozicija se koristi da predstavi kumulativni efekat datog strukturnog šoka na svaku varijablu u svakom trenutku. Za istorijsku dekompoziciju neophodan je stacionaran strukturni VAR model. Za svako t, vrednost X_t može da se predstavi kao zbir dve vrste šokova (6.36).

$$X_t = \sum_{s=0}^{t-1} \Psi_s^* w_{t-s} + \sum_{s=t}^{\infty} \Psi_s^* w_{t-s} \quad (6.36)$$

U izrazu razlikujemo dve vrste šokova: w_1, w_2, \dots, w_t jesu šokovi koji mogu da se ocene, dok šokovi $w_0, w_{-1}, w_{-2}, \dots$ jesu šokovi pre početnog trenutka i stoga ne mogu biti ocenjeni. Uticaj MA koeficijenata slabi kako idemo dalje u prošlost, tako da drugi sabirak ((6.36) koji odgovara periodu pre početnog) postepeno ima manji uticaj na X_t sa rastom t. Aproksimativno, X_t predstavlja sumu šokova w_1, w_2, \dots, w_t . Ta aproksimacija nije adekvatna za nekoliko početnih perioda, kada druga suma u izrazu (6.36) nije jednaka nuli. Aproksimaciju X_t ćemo označavati sa \hat{X}_t , što je predstavljeno izrazom (6.37):

⁴⁵ Preuzeto sa sajta <http://www-personal.umich.edu/~lkilian/book.html> (Kilian & Lutkepohl, 2017)

$$\hat{X}_t = \sum_{s=0}^{t-1} \Psi_s^* w_{t-s} \quad (6.37)$$

Postupak istorijske dekompozicije se može predstaviti u tri koraka. Prvi korak podrazumeva ocenu strukturnih MA matrica koeficijenata $\Psi_0^*, \dots, \Psi_{T-1}^*$. U drugom koraku se ocenjuju strukturni šokovi w_t za $t = \overline{1, T}$. U trećem koraku je potrebno povezati svaki strukturni šok (npr. j) sa odgovarajućim ponderom impulsnog odziva, što je neophodno za reprezentaciju pokretnih proseka kako bi se napravio vektor ocenjenih vrednosti za datu varijablu.

Predstavićemo npr. kumulativni efekat svakog od 3 strukturna šoka na 4. varijablu VAR sistema. Izračunavamo sledeće ponderisane sume za $t=1, \dots, T$, (6.38):

$$\begin{aligned} \hat{X}_{4t}^1 &= \sum_{i=0}^{t-1} \psi_{41,i}^* w_{1,t-i} \\ \hat{X}_{4t}^2 &= \sum_{i=0}^{t-1} \psi_{42,i}^* w_{2,t-i} \\ \hat{X}_{4t}^3 &= \sum_{i=0}^{t-1} \psi_{43,i}^* w_{3,t-i} \end{aligned} \quad (6.38)$$

$\psi_{jk,i}^*$ predstavlja reakciju promenljive j na k -ti šok na horizontu i , a $w_{k,t}$ je k -ti strukturni šok u trenutku t . Svaki vektor $\hat{X}_4^j = (\hat{X}_{41}^j, \dots, \hat{X}_{4T}^j)'$ pokazuje kumulativni doprinos šoka j na 4. varijablu VAR modela tokom vremena. Vrednost \hat{X}_{4t} se dobija kao (6.39):

$$\hat{X}_{4t} = \sum_{j=1}^K \hat{X}_{4t}^j \quad (6.39)$$

U praktičnom radu, istorijska dekompozicija se izračunava tako što se nepoznati parametar $\psi_{jk,i}^*$ i šok $w_{k,t}$ zamenjuju ocenama.

Postavlja se pitanje kako odrediti vremenski trenutak nakon kojeg je istorijska dekompozicija relevantna. Koliko je vremenskih perioda potrebno da prođe da bi aproksimacija bila adekvatna zavisi prvenstveno od dominantnog korena VAR-a, gde je dominantni koren onaj koren koji je najbliži jediničnom. Što je dominantni koren bliži jediničnom to je trajniji efekat šoka na X_t i duži je tranzitorni period. Grafički prikaz \hat{X}_{kt} i X_{kt} u zavisnosti od vremena je dobar način da se nađe optimalna vrednost T^* . Prilikom grafičke prezentacije neophodno je da se iz originalnih podataka otklone sve determinističke komponente, jer strukturna MA reprezentacija ima po konstrukciji nultu srednju vrednost. Svi podaci pre trenutka konvergencije treba da budu eliminisani, odnosno za analizu istorijske dekompozicije se koriste \hat{X}_{kt}^j , gde $j = \overline{1, K}$ i $t = T^*, T^* + 1, \dots, T$.

Prikaz svake vremenske serije $\hat{X}_{kT^*}^j, \dots, \hat{X}_{kT}^j$, $j = \overline{1, K}$, u odnosu na stvarne podatke, omogućava da se proceni koji strukturni šok samostalno ili u kombinaciji sa drugim šokovima utiču na fluktuacije u $\hat{X}_{kT^*}^j, \dots, \hat{X}_{kT}^j$ tokom istorijskih epizoda koje su nam od interesa. Iako istorijska dekompozicija ima značajnu primenu u VAR analizi, teško se primenjuje na malim uzorcima.

Funkcija impulsnog odziva, dekompozicija varijanse greške predviđanja i istorijska dekompozicija koriste isti skup informacija, ali na različite načine analiziraju uticaj šokova na varijable u SVAR modelu.

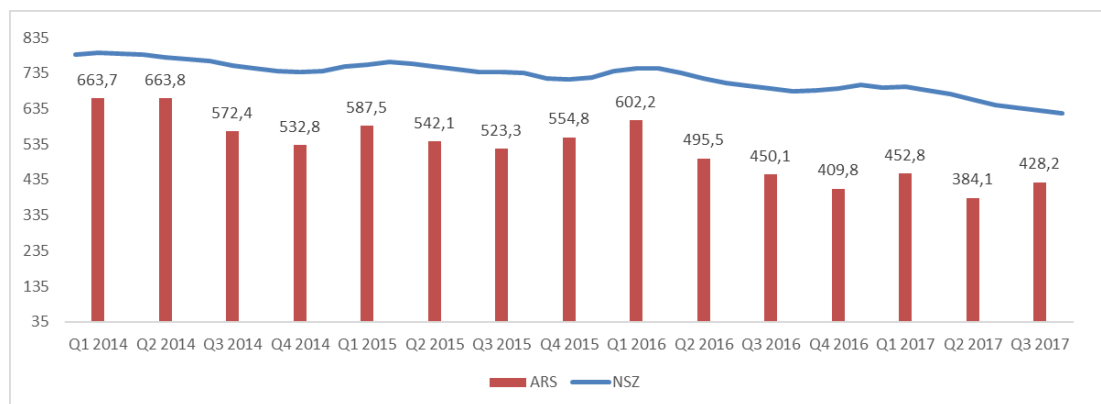
6.4 Rezultati⁴⁶

6.4.1 Podaci

Grafikon 6.1 prikazuje kretanje broja nezaposlenih 15+ (u 000) prema ARS (kvartalni podaci) i prema NSZ (mesečni podaci). Očekivano, broj nezaposlenih je značajno veći prema NSZ nego prema ARS. Broj nezaposlenih prema ARS se smanjio u posmatranom periodu sa 664 hiljade na 428 hiljada, odnosno za 234 hiljade, (što je pad od 35%).

⁴⁶ Svi rezultati su dobijeni korišćenjem programskog paketa EViews10.

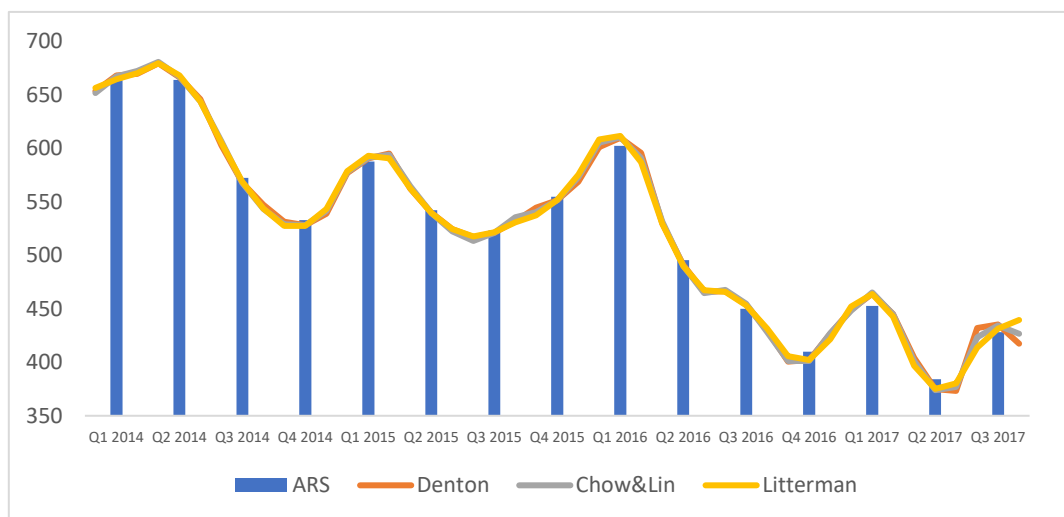
Takođe, stopa nezaposlenosti je značajno smanjena u posmatranom periodu, sa 21,3% u Q1 2014. na 12,9% u Q3 2017. godini (ARS podaci).



Izvor: ARS i NSZ

Grafikon 6.1 Broj nezaposlenih 15+ (u 000) prema ARS i NSZ, Q1 2014- Q3 2017.

Primenili smo tri metoda dezagregacije koja su predstavljena u metodološkom delu ((Denton, 1971), (Chow & Lin, 1971) i (Litterman, 1983)) kako bismo dobili mesečne podatke o broju nezaposlenih lica koji su u skladu sa metodologijom ARS. Dezagregirani podaci se ne razlikuju značajno u zavisnosti od primenjene metode (Grafikon 6.2).

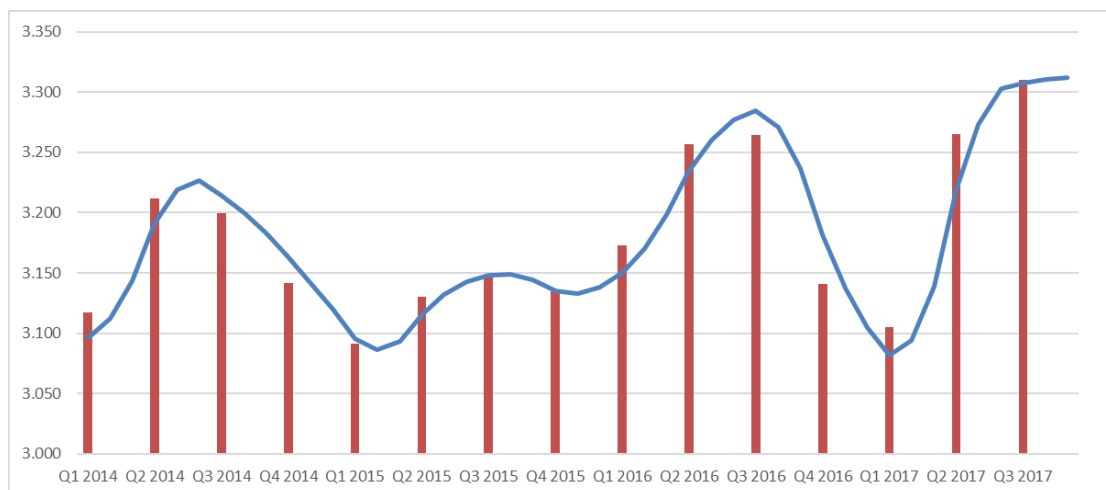


Izvor: ARS i proračun autora na podacima ARS i NSZ

Grafikon 6.2 Broj nezaposlenih 15+ (u 000), kvartalni podaci ARS i mesečni dezagregirani podaci, Q1 2014-Q3 2017.

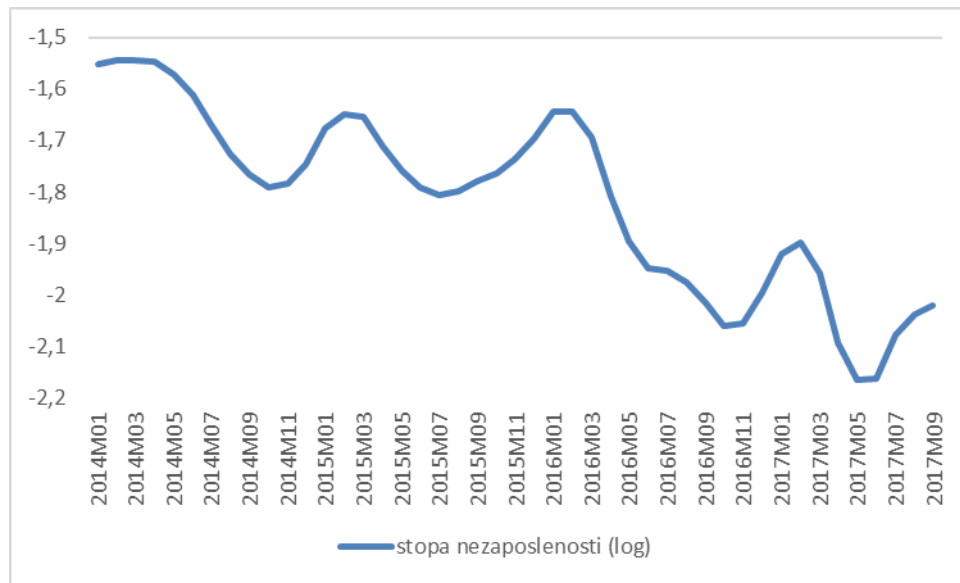
Opredelili smo se za Dentonov metod dezagregacije, s obzirom na to da Eurostat isti metod primenjuje za veći broj zemlja (Belgiju, Bugarsku, Irsku, Španiju, Francusku, Kipar, Maltu, Poljsku, Sloveniju i Slovačku). Zbog male razlike u oceni broja nezaposlenih, izbor metoda dezagregacije nije od značaja za dalju ekonometrijsku analizu.

Broj nezaposlenih kao apsolutni pokazatelj je manje informativan u odnosu na relativan pokazatelj, odnosno stopu nezaposlenosti. Stopa nezaposlenosti se definiše kao odnos broja nezaposlenih i broja aktivnih lica (ARS). Broj aktivnih lica je na kvartalnom nivou (ARS), pa je potrebno dobiti i mesečni podatak o broju aktivnih lica. Međutim, za broj aktivnih lica ne postoji adekvatan indikator na mesečnom nivou, pa se broj aktivnih lica dezagregira proporcionalnim Dentonovim metodom, ali bez indikatora, (Grafikon 6.3). Korišćenje registrovanog broja nezaposlenih (NSZ) direktno za dezagregaciju stope nezaposlenosti nije relevantno. Potrebno je posebno dezagregirati broj nezaposlenih i broj aktivnih, pa potom izračunati mesečnu stopu nezaposlenosti kao količnik dezagregiranog broja nezaposlenih i broja aktivnih (Silva, 2005). Grafikon 6.4 prikazuje konstruisanu mesečnu seriju stope nezaposlenosti u periodu januar 2014 – septembar 2017, logaritmovane vrednosti.



Izvor: ARS i proračun autora na podacima ARS

Grafikon 6.3 Broja aktivnih lica 15+ (u 000), kvartalni podaci ARS i dezagregirani mesečni podaci, Q1 2014- Q3 2017.



Grafikon 6.4 Kretanje stope nezaposlenosti (log vrednost), M01 2014-M09 2017.

6.4.2 Testiranje jediničnog korena

Sledeći korak u analizi jeste ispitivanje stacionarnosti date vremenske serije. Kao što je navedeno u metodološkom delu korišćemo FADF test jediničnog korena sa pojedinačnim frekvencijama i sa zbirnim frekvencijama. Prikazani su rezultati testa jediničnog korena za pojedinačnu vrednosti k (Tabela 6.2).

Tabela 6.2 Rezultati FADF testa jediničnog korena za stopu nezaposlenosti

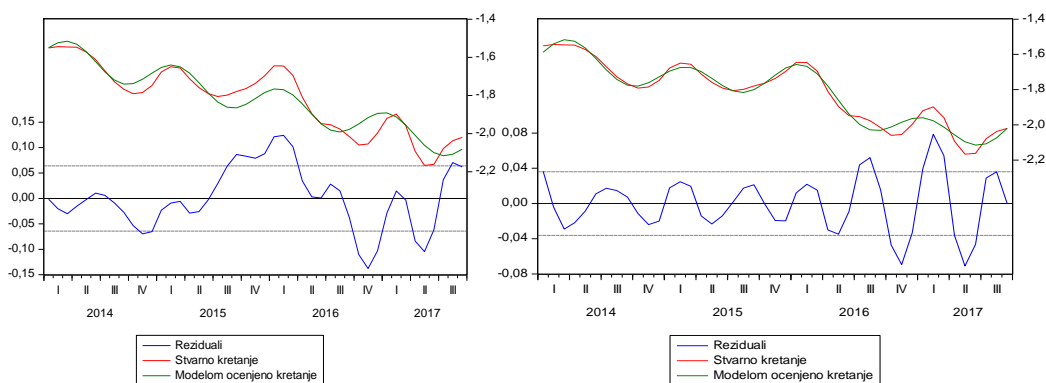
K	$\tau_{FADF, t}$	P	SKR	1%	5%	10%	F test
1	-4,95	4	0,010522	-5,11	-4,44	-4,10	4,66
2	-4,93	4	0,010543	-4,87	-4,13	-3,76	4,62
3	-3,64	4	0,013654	-4,535	-3,81	-3,43	0,04
4	-2,73	4	0,006822	-4,41	-3,66	-3,28	10,62
5	-3,71	4	0,013597	-4,25	-3,54	-3,18	0,10

Napomene: p je broj docnji prilikom testiranja, SKR je suma kvadrata reziduala. Kritične vrednosti su dobijene korišćenjem Monte Karlo simulacije sa 20.000 ponavljanja.

Rezultati FADF testa ne vode nas do jedinstvenog zaključka da li je serija stacionarna ili nije. Iako veći broj frekvencija povećava preciznost, to smanjuje moć testa. Autori predlažu da broj frekvencija bude 1 ili 2. S druge strane, optimalan broj docnji je onaj čija

je rezidualna suma kvadrata najmanja (SKR). Rezidualna suma kvadrata je najmanja za $k=4$, ali za $k=4$ serija nije stacionarna ($\tau_{FADF_t} = -2,73 > -3,28$). S druge strane, za $k=1$ nulta hipoteza o jediničnom korenu se odbacuje na nivou značajnosti od 5% ($\tau_{FADF_t} = -4,95 < -4,44$). Za $k=2$ nulta hipoteza se odbacuje na nivou značajnosti od 1% ($\tau_{FADF_t} = -4,93 < -4,87$). Takođe, potrebno je testirati hipotezu o nelinearnosti, odnosno da li su $c_3 = c_4 = 0$ (6.20). Za testiranje se koristi F statistika, ali ako je validna, nulta hipoteza o nestacionarnosti F statistika ima nestandardnu raspodelu. Kritična vrednost za uzorak veličine 100 iznosi 9,14 na nivou značajnosti od 5% (Enders & Lee, 2012b). F statistika (Wald test) je data u poslednjoj koloni. Vidimo da za $k=4$ se odbacuje nulta hipoteza o linearnosti, dok se za vrednosti $k \neq 4$ ne može odbaciti hipoteza o linearnosti.

Da bismo utvrdili optimalnu vrednost k , kao i da li serija ima linearan ili nelinearan trend, upoređićemo kretanje stope nezaposlenosti i trenda koji se koristi prilikom testiranja. Grafikon 6.5 prikazuje rezidualne regresije stope nezaposlenosti na Furijeovu ekspanziju (reziduali), stopa nezaposlenosti (stvarno kretanje) i aproksimacija stope nezaposlenosti Furijeovom ekspanzijom (modelom ocenjeno kretanje). Prikazaćemo rezultate za $k=4$ kada se koristi pojedinačna frekvencija (Grafikon 6.5, levi grafikon) i kada se koristi zbirna frekvencija (Grafikon 6.5, desni grafikon).

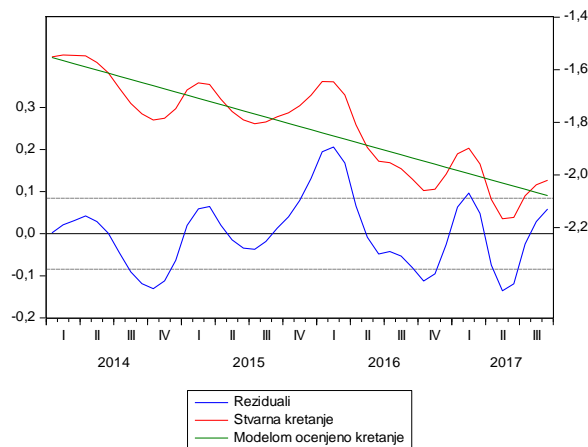


Napomene: Desna osa pokazuje stvarne i ocenjene vrednosti stope nezaposlenosti, leva osa pokazuje rezidualne regresije. Isprekidana linija je +/- jedna ocenjena standardna greška.

Grafikon 6.5 Stopa nezaposlenosti i FADF trend, pojedinačne frekvencije (levi grafikon) i zbirne frekvencije (desni grafikon)

Primećujemo da trend sa zbirnom frekvencijom bolje aproksimira kretanje stope nezaposlenosti u odnosu na upotrebu samo pojedinačne frekvencije k . Međutim, u modelu sa zbirnom frekvencijom postoji problem autokorelacije koji se dodavanjem promenljivih sa docnjom ne može eliminisati. To se može objasniti činjenicom da se Furijeovim razvojem sa zbirnim frekvencijama grubo izravna serija, što može uticati na jaku autokorelaciju kod testiranja. Zbog svega navedenog, opredelili smo se za pojedinačne frekvencije umesto zbirnih.

Grafikon 6.6 ilustruje kako trend kod klasičnih testova jediničnog korena aproksimira kretanje stope nezaposlenosti. Kada uporedimo sa prethodnim grafikonom, vidimo da FADF trend mnogo bolje aproksimira kretanje stope nezaposlenosti u odnosu na običan ADF trend, bilo da koristimo pojedinačne ili zbirne frekvencije za FADF trend, (Grafikon 6.5).



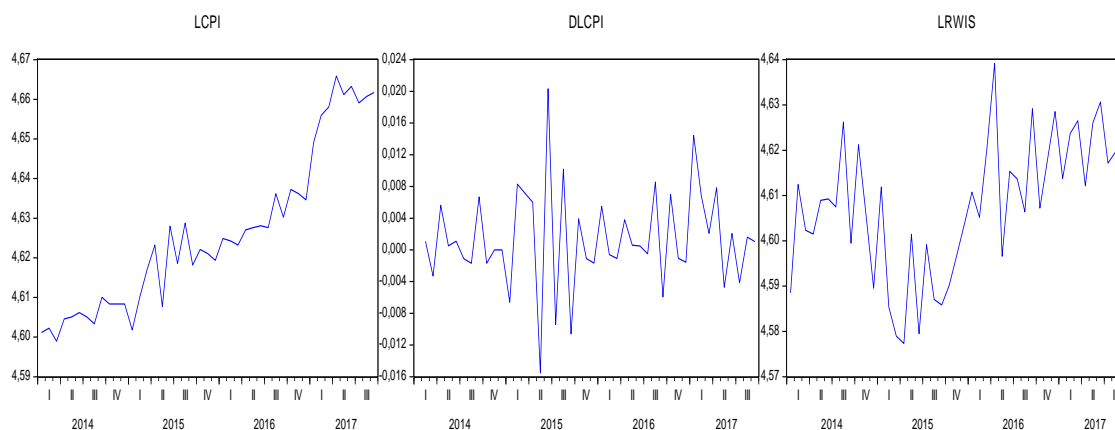
Napomene: Desna osa pokazuje stvarne i ocenjene vrednosti stope nezaposlenosti, leva osa pokazuje rezidualne regresije. Isprekidana linija je +/- jedna ocenjena standardna greška.

Grafikon 6.6 Stopa nezaposlenosti i ADF trend

Pored stope nezaposlenosti, u VAR modelu koristićemo i indeks potrošačkih cena i indeks realnih zarada. Koristićemo bazne indekse, gde je bazni period prosek 2014. godina. Indeks realnih zarada ima velike sezonske oscilacije, pa ćemo koristiti desezonirani indeks. Koristimo logaritmovane vrednosti. Stopa inflacije se u praksi

obično definiše kao prva diferencija logaritmovanih podataka indeksa potrošačkih cena (Mladenović & Nojković, 2012).

Grafikon 6.7 prikazuje kretanje indeksa potrošačkih cena (lcp_t), prve diference indeksa potrošačkih cena (tj. stope inflacije, dlcp_t) i indeksa realnih zarada (lrwis).



Izvor: RZS

Grafikon 6.7 Kretanje indeksa potrošačkih cena (lcp_t), prve diference indeksa potrošačkih cena (dlcp_t) i indeksa realnih zarada (lrwis)

Tabela 6.3 prikazuje rezultate najčešće korišćenih testova jediničnog korena Dickey & Fuller (1981), Phillips & Perron (1988) i Kwiatkowski et al. (1992), kao i Stock–Watson-ov (SW) test kojim se testira da li je deterministička komponenta samo konstanta ili konstanta i trend. Nulta hipoteza za SW test je $E(\Delta X_t) = 0$. Nulta hipoteza za ADF i PP test jeste da je serija nestacionarna, odnosno da je $X_t \sim I(1)$ za nivo, tj. $\Delta X_t \sim I(1)$ za prvu diferencu. Kod KPSS testa nulta hipoteza je da je serija stacionarna odnosno $X_t \sim I(0)$ za nivo i $\Delta X_t \sim I(0)$ za prvu diferencu.

Tabela 6.3 Testovi jediničnog korena ADF, PP i KPSS za indeks potrošačkih cena, indeks realnih zarada i stopu nezaposlenosti, log vrednosti

		ADF	p	SW	Deterministička komponenta	PP	KPSS
Lcp _t	X_t	-1,95	1	2,35	Konstanta i trend	-3,22	0,154
	ΔX_t	-12,08	0			-12,08	0,413
Lrwis	X_t	-0,99	2	0,64	Konstanta	-3,85	0,448

	ΔX_t	-9,36	1			-14,03	0,079
Lur	X_t	-0,72	5	-1,07	Konstanta	-1,28	0,749
	ΔX_t	-4,18	4			-2,76	0,044

Napomene: Kritična vrednost za SW test je 1,96 za nivo značajnosti od 5%. Kritične vrednosti za ADF i PP test su -2,86 i -3,41 za varijantu testa bez trenda i sa trendom, respektivno. Kritična vrednost za KPSS test je 0,463 i 0,146 za varijantu testa bez i sa trendom.

Rezultati testova jediničnog korena daju različite rezultate o stacionarnosti. ADF i PP testovi za indeks potrošačkih cena pokazuju da serija ima jedan jedinični koren, tj. da je prva diferencija (stopa inflacije) stacionarna. KPSS test daje rezultat nestacionarnosti i nivoa i prve diferencije indeksa potrošačkih cena. ADF test daje rezultat nestacionarnosti za indeks realnih plata, dok PP i KPSS test pokazuju da je indeks realnih plata stacionaran. Stopa nezaposlenosti ima jedan jedinični koren na osnovu ADF i KPSS testa, dok PP test daje rezultat da i prva diferencija nije stacionarna. Na osnovu FADF testa, stopa nezaposlenosti je stacionarna. Iako se rezultati testova jediničnog korena razlikuju, možemo pretpostaviti da su stopa nezaposlenosti, stopa inflacije i indeks realnih zarada stacionarne vremenske serije. Ova pretpostavka će biti i formalno potvrđena analizom stabilnosti VAR modela sa navedene tri varijable.

6.4.3 Rezultati VAR modela

Za VAR model koristićemo nivo serije za indeks realnih plata i za stopu nezaposlenosti, dok ćemo koristiti prvu diferenciju za indeks potrošačkih cena, odnosno stopu inflacije. Posmatraćemo tri različita VAR modela. Endogene promenljive su: (1) stopa nezaposlenosti i indeks realnih plata, (2) stopa nezaposlenosti i stopa inflacije i (3) stopa nezaposlenosti, indeks realnih zarada i stopa inflacije. Analizu VAR modela započinjemo uslovima stabilnosti, potom ispitujemo Grejndžerovu uzročnost, normalnosti i autokorelaciju reziduala, funkcije impulsnog odziva, dekompozicije varijanse i istorijske dekompozicije.

Tabela 6.4 prikazuje apsolutnu vrednost korena karakterističnog polinoma.

Tabela 6.4 Koreni karakterističnog polinoma, u modulu

VAR(3) stopa nezaposlenosti i indeks realnih plata	VAR(3) stopa nezaposlenosti i stopa inflacije	VAR(2) stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti
0,971050	0,941053	0,910261
0,849436	0,857140	0,725781
0,849436	0,857140	0,725781
0,823389	0,628037	0,583427
0,659704	0,322468	0,490061
0,659704	0,322468	0,185598

Sva tri VAR modela su stabilna, jer su svi koreni karakterističnog polinoma po modulu manji od 1. Akaikov, Hana–Kvinov i Švarcov informacijski kriterijum pokazuju da je optimalan broj docnji u modelima stopa nezaposlenosti i stopa inflacije i stopa nezaposlenosti i indeks realnih plata 3. U VAR modelu stopa inflacije, indeks realnih plata i stopa nezaposlenosti pokazuje da je optimalan broj docnji 2 prema Švarcovom kriterijumu, dok prema Akaikovom i Hana–Kvinovom pokazuje 3. S obzirom na to da imamo mali uzorak, u modelu sa tri promenljive posmatračemo dve docnje. Tabela 6.5 prikazuje testiranje uzročnosti koja je značajna za dalju analizu.

Tabela 6.5 Testiranje Grejndžerove uzročnosti⁴⁷

VAR(2) stopa inflacije, indeks realnih plata i stopa nezaposlenosti	χ^2	Zaključak na nivou značajnosti 5%
Stopa inflacije ne uzrokuje stopu nezaposlenosti	10,31 (2)	Odbacuje se H₀
Indeks realnih plata ne uzrokuje stopu nezaposlenosti	5,62 (2)	Ne odbacuje se H₀
Stopa inflacije i indeks realnih plata ne uzrokuju stopu nezaposlenosti	14,38 (4)	Odbacuje se H₀

Napomene: Kritične vrednosti za χ^2_2 i χ^2_4 su 5,99 i 9,49 za nivo značajnosti od 5%. U koloni χ^2 u zagradi je dat broj stepeni slobode.

Testiranje uzročnosti u smislu Grejndžera nam pokazuje da ne postoji uzročnost u VAR modelu sa dve varijable (stopa nezaposlenosti i stopa inflacije i stopa nezaposlenosti i indeks realnih zarada). VAR model sa tri varijable nam pokazuje da stopa inflacije i indeks realnih zarada uzrokuju kretanje stope nezaposlenosti, dok uzročnost u suprotnom

⁴⁷ Uzročnost u VAR(3) modelu sa dve endogene varijable nije predstavljen. Rezultat je dostupan na zahtev.

smeru ne važi.⁴⁸ Na osnovu analize uzročnosti vidimo da je jedino relevantno analizirati VAR(2) dimenzije 3, gde su endogene promenljive stopa inflacije, indeks realnih plata i stopa nezaposlenosti. Prilikom identifikacije, važan je redosled varijabli, pri čemu je uobičajeno da redosled varijabli ide od egzogenih ka endogenim. Analiziraćemo dve varijante: VAR model u kojem je redosled varijabli (1) stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti i (2) indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti.

Prikazaćemo rezultate Raove F verzije LM statistike za testiranje prisustva autokorelacije za pojedinačne docnje i za docnje od 1 do h. Vrednosti se računaju prema algoritmu u Edgerton & Shukur (1999). Za pojedinačne docnje postoji autokorelacija na 1, 3. i 10. docnji, dok za docnje od 2 do 10 ne postoji statistički značajna zbirna autokorelacija (Tabela 6.6).

Tabela 6.6 Testiranje autokorelacije

Docnje	H ₀ : Ne postoji autokorelacija na docnji h		H ₀ : Ne postoji autokorelacija na docnjama od 1 do h	
	Rao F statistika	P-vrednost	Rao F statistika	P-vrednost
1	2,021	0,049	2,021	0,049
2	0,764	0,649	1,386	0,163
3	3,426	0,001	1,467	0,102
4	0,393	0,935	1,417	0,112
5	1,676	0,110	1,283	0,189
6	1,169	0,327	1,034	0,457
7	0,575	0,813	0,858	0,708
8	1,585	0,136	0,810	0,764
9	1,177	0,322	0,918	0,622
10	1,869	0,070	0,884	0,651

Ne može se odbaciti nulta hipoteza da reziduali imaju normalnu raspodelu. Višedimenziona Žark–Bera test statistika iznosi $\chi_6^2 = 5,65$, što je manje od kritične vrednosti ($\chi_6^2 = 12,59$).

⁴⁸ Rezultat da stopa nezaposlenosti ne uzrokuje kretanje inflacije je očekivano. Iako se u Izveštaju o inflaciji navodi da je jedna od determinanti inflacije kretanje na tržištu rada (NBS, 2017), u model inflacije ne ulaze indikatori tržišta rada. Model za srednjoročne projekcije sadrži četiri glavne jednačine: inflaciju, devizni kurs, proizvodni jaz i referentnu kamatnu stopu (Đukić, Momčilović, & Trajčev, 2010).

Nakon prikazivanja osnovnih karakteristika VAR modela (stabilnost, uzročnost, normalnost i autokorelacija), predstavimo ocenu strukturnog VAR modela, a potom ćemo analizirati dekompoziciju varijanse greške predviđanja, funkciju impulsnog odziva i istorijsku dekompoziciju.

6.4.3.1 Redosled varijabli za identifikaciju stopa inflacije, indeks realnih plata i stopa nezaposlenosti

Zavisnost reziduala (w) jednačina SVAR modela se može predstaviti na sledeći način:

$$w_{lrwis} = -0,984w_{dlcpi} \\ (0,331)$$

$$w_{lur} = -2,385w_{dlcpi} - 0,522w_{lrwis} \\ (0,888) \quad (0,377)$$

U zagradi su navedene standardne greške, a podebljane vrednosti su statistički značajne na nivou značajnosti od 5%, što važi i za naredne ocene SVAR.

Rast stope inflacije za 1% dovodi do smanjenja indeksa realnih zarada za 0,984%, odnosno rast stope inflacije smanjuje indeks realnih zarada u skoro istom procentu. Indeks realnih plata ne utiče statistički značajno na stopu nezaposlenosti, dok rast stope inflacije za 1% smanjuje stopu nezaposlenosti za 2,385%.

Tabela 6.7 prikazuje rezultati dekompozicije varijanse greške predviđanja za prvih 12 meseci (godinu dana), za 24. mesec i 36. mesec.

Tabela 6.7 Dekompozicija varijanse greške predviđanja, redosled varijabli stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti

T/Šok	Stopa inflacije			Indeks realnih zarada			Stopa nezaposlenosti		
	DLCPI	LRW	LU	DLCP	LRWI	LU	DLCP	LRWI	LUR
1	100,00	0,00	0,00	17,42	82,58	0,00	10,92	3,89	85,1
2	95,14	2,92	1,94	17,18	82,67	0,15	20,03	9,34	70,6

3	95,20	2,91	1,89	14,65	85,17	0,18	25,84	16,75	57,4
4	95,02	3,06	1,92	13,82	85,92	0,27	25,56	26,21	48,2
5	94,94	3,12	1,94	13,04	86,58	0,39	23,75	35,24	41,0
6	94,88	3,16	1,95	12,56	86,90	0,53	21,32	43,00	35,6
7	94,83	3,15	2,02	12,22	87,08	0,70	19,27	48,79	31,9
8	94,73	3,21	2,06	11,94	87,21	0,85	17,76	52,83	29,4
9	94,67	3,25	2,08	11,74	87,28	0,98	16,72	55,54	27,7
10	94,59	3,32	2,09	11,57	87,36	1,07	16,03	57,35	26,6
11	94,53	3,37	2,09	11,43	87,42	1,15	15,54	58,59	25,8
12	94,48	3,43	2,09	11,31	87,49	1,20	15,20	59,47	25,3
24	94,32	3,59	2,09	10,81	87,81	1,38	13,96	62,59	23,4
36	94,30	3,60	2,10	10,76	87,84	1,40	13,84	62,90	23,2

Napomene: Redovi se sumiraju do 100% za svaku varijablu i vremenski horizont.

Možemo videti da je oko 95% varijanse stope inflacije objašnjeno sopstvenim šokovima, dok oko 3% i 2% varijanse objašnjavaju šokovi u realnim zaradama i stopi nezaposlenosti, respektivno. Varijansa indeksa realnih zarada je takođe najviše objašnjena sopstvenim šokovima: od 83% u prva dva meseca do 87% nakon godinu dana (88% nakon 2 i 3 godine). Šokovi u stopi nezaposlenosti objašnjavaju oko 1% varijanse indeksa realnih zarada, dok šokovi u stopi inflacije objašnjavaju oko 11% varijanse indeksa realnih zarada. S druge strane, varijansa stope nezaposlenosti vremenom je sve manje objašnjena sopstvenim inovacijama, a sve veće učešće imaju šokovi u stopi inflaciji i u realnim zaradama. Nakon 12 meseci, šok u indeksu realnih zarada objašnjava 60% varijanse stope nezaposlenosti, šok u stopi inflaciji objašnjava 15% varijanse stope nezaposlenosti, dok je učešće inovacije u stopi nezaposlenosti u objašnjavanju varijanse preostalih 25%. Nakon 24 i 36 meseci smanjuje se učešće stope inflacije i stope nezaposlenosti, a povećava učešće koje šokovi u indeksu realnih zarada imaju na 63%.

Tabela 6.8 prikazuje kumulativnu funkciju impulsnog odziva stope inflacije, indeksa realnih zarada i stope nezaposlenosti na jedinične šokove u istim varijablama. Grafički prikaz kumulativne funkcije impulsnog odziva je prikazan u dodatku. Šok u stopi inflacije od jedne standardne devijacije ima dugoročni negativan uticaj na stopu nezaposlenosti: -1% u prvom mesecu, -14,8% nakon 6 meseci, a nakon 9 meseci iznosi oko -17%. Šok u realnim zaradama od jedne standardne devijacije ima negativan uticaj na stopu nezaposlenosti koji se povećava sa vremenskim horizontom. Kumulativna reakcija stope nezaposlenosti na šok od jedne standardne devijacije u indeksu realnih zarada nakon 12

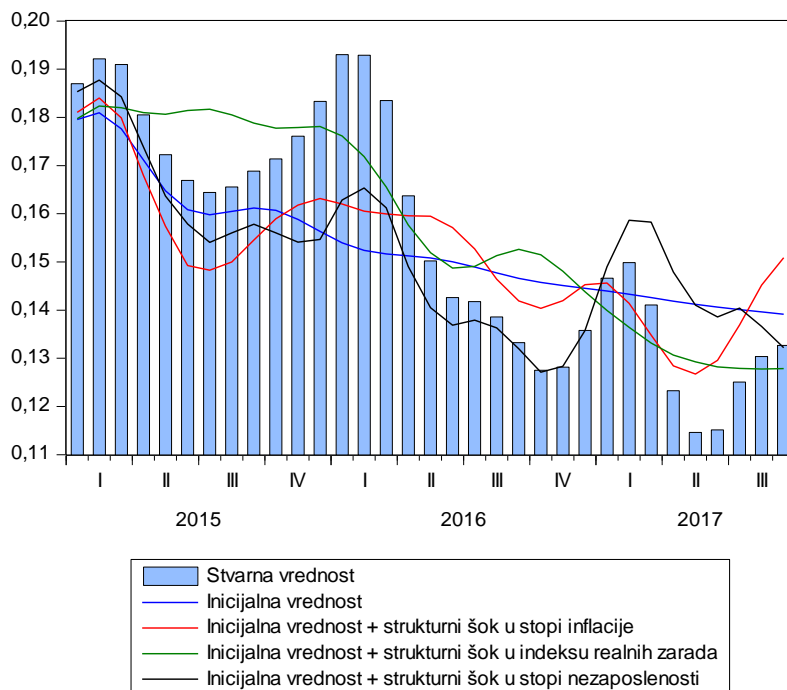
meseci iznosi čak -42%. Reakcija stope nezaposlenosti na sopstveni šok je pozitivna i nakon godinu dana iznosi 23%. Kumulativna reakcija stope inflacije na šok u stopi nezaposlenosti i indeksu realnih zarada je zanemarljiva, približno jednaka 0. Takođe, reakcija indeksa realnih zarada na šok u stopi nezaposlenosti i stopi inflacije je mala, dok se kumulativna reakcija na sopstveni šok vremenom povećava i iznosi 4,5% nakon godinu dana.

Tabela 6.8 Kumulativna funkcija impulsnog odziva, redosled varijabli stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti

T/Šok	Reakcija stope inflacije			Reakcija indeksa realnih zarada			Reakcija stope nezaposlenosti		
	DLCP	LRWI	LUR	DLCP	LRW	LUR	DLCP	LRWI	LUR
1	0,005	0,000	0,000	-0,005	0,012	0,000	-0,010	-0,006	0,028
2	0,002	0,001	0,001	-0,004	0,015	-0,001	-0,035	-0,024	0,071
3	0,003	0,001	0,001	-0,004	0,021	-0,001	-0,072	-0,055	0,115
4	0,002	0,001	0,001	-0,004	0,024	-0,001	-0,104	-0,098	0,152
5	0,003	0,001	0,001	-0,004	0,028	-0,002	-0,131	-0,148	0,178
6	0,002	0,001	0,001	-0,004	0,031	-0,003	-0,148	-0,199	0,196
7	0,003	0,001	0,001	-0,003	0,034	-0,003	-0,158	-0,248	0,206
8	0,003	0,001	0,001	-0,003	0,036	-0,004	-0,163	-0,292	0,212
9	0,003	0,002	0,001	-0,003	0,039	-0,004	-0,165	-0,331	0,216
10	0,003	0,002	0,001	-0,002	0,041	-0,005	-0,166	-0,364	0,219
11	0,003	0,002	0,001	-0,002	0,043	-0,006	-0,168	-0,393	0,223
12	0,003	0,002	0,000	-0,002	0,045	-0,006	-0,169	-0,418	0,228

Istorijska dekompozicija nam omogućava da svaku opservaciju dekomponujemo kao zbir početne vrednosti i strukturnih šokova. Grafikon 6.8 predstavlja stvarnu stopu nezaposlenosti, inicijalnu vrednost, kao i koliko bi iznosila stopa nezaposlenosti kada bi ona bila samo pod uticajem strukturnih šokova. Vidimo da je početna vrednost manja od stvarne stope nezaposlenosti u periodu do drugog kvartala 2016, nakon čega je inicijalna vrednost veća od stvarne stope nezaposlenosti. Takođe, možemo videti da, ukoliko bi stopa nezaposlenosti bila pod uticajem samo sopstvenih strukturnih šokova, stopa nezaposlenosti bi bila veća od stvarne stope nezaposlenosti u 2017, pri čemu je razlika izražena u drugom kvartalu. U periodu od početka 2015. do sredine 2016. godine, stvarna stopa nezaposlenosti je veća od stope nezaposlenosti koja je jednaka zbiru sopstvenih šokova i početne vrednosti. Kada bi stopa nezaposlenosti bila pod uticajem strukturnih šokova u indeksu realnih zarada, stopa nezaposlenosti bi uglavnom bila veća tokom 2016.

i 2017. godine. Tokom 2015, stvarna stopa nezaposlenosti je bila veća u odnosu na vrednost koju bi imala kada bi bila samo pod uticajem šokova u stopu inflacije.



Napomene: Za istorijsku dekompoziciju koristimo stopu nezaposlenosti koja nije logaritmovana. Isključujemo prvih godinu dana uzorka prilikom izračunavanja istorijske dekompozicije.

Grafikon 6.8 Istorijska dekompozicija stope nezaposlenosti, redosled varijabli stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti

Referentna kamatna stopa predstavlja osnovni instrument monetarne politike NBS. Da bismo testirali robustnost rezultata, potrebno je da proverimo strukturne odnose uzimajući u obzir kamatnu stopu kao egzogenu promenljivu. Referentna kamatna stopa ima izrazito mali varijabilitet, pa ćemo za testiranje robustnosti rezultata posmatrati prosečnu ponderisani kamatnu stopu po osnovu prekonoćnih pozajmica na međubankarskom novčanom tržištu, tj. BEONIA⁴⁹ stopu kao egzogenu promenljivu. Vidimo da su strukturni odnosi robustni na uključivanje kamatne stope kao egzogene promenljive.⁵⁰

⁴⁹ Izvor: NBS

⁵⁰ Uključivanjem BEONIA stope kao endogene promenljive, gde je redosled varijabli stopa inflacije, indeks realnih zarada, BEONIA stopa i stopa nezaposlenosti, strukturni odnosi su suštinski nepromenjeni. BEONIA stopa ne utiče statistički značajno na stopu nezaposlenosti, indeks realnih zarada takođe nije značajan, a ocenjeni koeficijent za stopu inflacije iznosi -2,346 i statistički je značajan.

Ocenjena zavisnost reziduala (w) jednačina SVAR modela je sledeća:

$$w_{lrwis} = -0,987w_{dlcpi} \\ (0,315)$$

$$w_{lur} = -2,124w_{dlcpi} - 0,265w_{lrwis} \\ (0,848) \quad (0,374)$$

6.4.3.2 Redosled varijabli za identifikaciju indeks realnih plata, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti

Ocena strukturnog VAR modela u kojem je redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti je:

$$w_{dlcpi} = -0,177w_{lrwis} \\ (0,059)$$

$$w_{lur} = -2,385w_{dlcpi} - 0,522w_{lrwis} \\ (0,888) \quad (0,377)$$

Jednačina za stopu nezaposlenosti je nepromenjena u odnosu na prethodni redosled varijabli. Rast indeksa realnih zarada za 1% smanjuje stopu inflacije za 0,177%. Uticaj realnih zarada na stopu inflacije je znatno manji nego uticaj stope inflacije na indeks realnih zarada, što je očekivan rezultat.

Tabela 6.9 prikazuje dekompoziciju varijanse greške predviđanja.

Tabela 6.9 Dekompozicija varijanse greške predviđanja, redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti

T/Šok	Stopa inflacije			Indeks realnih zarada			Stopa nezaposlenosti		
	DLCPI	LRW	LU	DLCP	LRWI	LU	DLCP	LRWI	LUR
1	82,58	17,42	0,00	0,00	100,00	0,00	14,64	0,17	85,1
2	72,20	25,86	1,94	4,16	95,69	0,15	28,54	0,84	70,6

3	71,98	26,13	1,89	5,19	94,62	0,18	39,93	2,66	57,4
4	71,36	26,72	1,92	6,15	93,59	0,27	44,66	7,11	48,2
5	71,16	26,90	1,94	7,01	92,60	0,39	46,37	12,63	41,0
6	71,06	26,99	1,95	7,62	91,85	0,53	45,74	18,58	35,6
7	71,03	26,94	2,02	8,32	90,98	0,70	44,35	23,72	31,9
8	70,97	26,98	2,06	8,84	90,31	0,85	42,80	27,79	29,4
9	70,98	26,94	2,08	9,34	89,68	0,98	41,55	30,71	27,7
10	70,93	26,97	2,09	9,73	89,20	1,07	40,63	32,75	26,6
11	70,92	26,98	2,09	10,05	88,80	1,15	40,01	34,12	25,8
12	70,89	27,01	2,09	10,30	88,50	1,20	39,60	35,06	25,3
24	70,81	27,09	2,09	11,23	87,39	1,38	38,52	38,03	23,4
36	70,81	27,10	2,10	11,32	87,28	1,40	38,41	38,33	23,2

Napomene: Redovi se sumiraju do 100% za svaku varijablu i vremenski horizont.

Možemo primetiti da se promenom redosleda na kraju godinu dana menja i učešće koje imaju stopa inflacije i indeks realnih zarada. Varijansa greške predviđanja stope nezaposlenosti je najmanje objašnjena sopstvenim šokovima (oko 25%), a 35% je objašnjena šokom u indeksu realnih zarada i 40% je objašnjena šokom u stopi inflacije nakon godinu dana. Nakon 2 godine i nakon 3 godine, uticaj sopstvenih šokova na varijansu greške predviđanja dodatno slabi, dok se uticaj inflacije i indeksa realnih zarada izjednačava na oko 38%. Promena redosleda varijabli prilikom dekompozicije ima značajan uticaj na ocenu udela šokova u varijansi greške predviđanja stope inflacije. Kada je redosled varijabli: stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti, na varijansu greške predviđanja dominantno utiču sopstveni šokovi, koji nakon 3 godine iznosi čak 94%. Međutim, u redosledu varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti, manji je uticaj sopstvenog šoka, a veći je uticaj indeksa realnih zarada. Uticaj sopstvenog šoka na varijansu greške predviđanja stope inflacije iznosi 71% nakon 3 godine, dok je uticaj šoka u indeksu realnih zarada oko 27%.

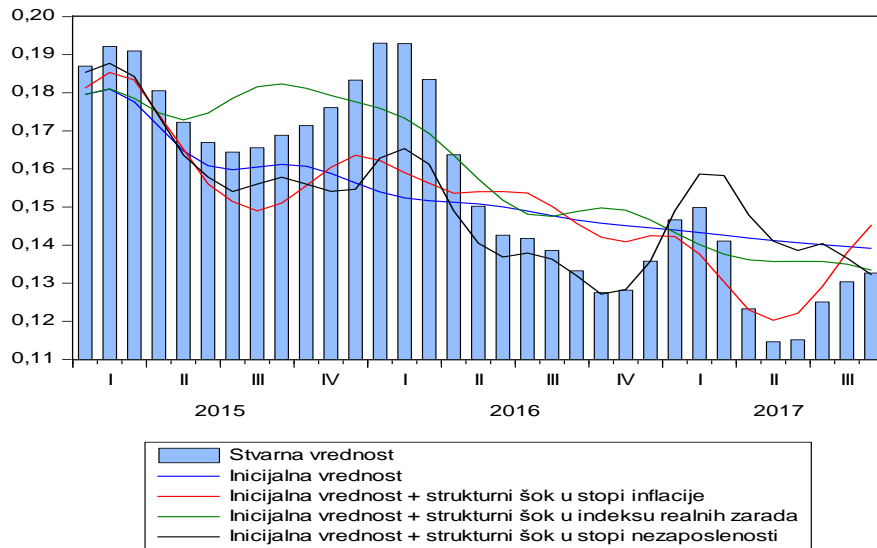
Tabela 6.10 Kumulativna funkcija impulsnog odziva, redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti

T/ Šok	Reakcija stope inflacije			Reakcija indeksa realnih zarada			Reakcija stope nezaposlenosti		
	DLCPI	LRWIS	LUR	DLCPI	LRWIS	LUR	DLCPI	LRWIS	LUR
1	0,005	-0,002	0,000	0,000	0,013	0,000	-0,012	-0,001	0,028
2	0,002	0,000	0,001	0,003	0,015	-0,001	-0,042	-0,007	0,071
3	0,003	-0,001	0,001	0,005	0,021	-0,001	-0,088	-0,020	0,115

4	0,002	0,000	0,001	0,006	0,024	-0,001	-0,136	-0,046	0,152
5	0,003	0,000	0,001	0,008	0,027	-0,002	-0,181	-0,080	0,178
6	0,003	0,000	0,001	0,009	0,030	-0,003	-0,218	-0,119	0,196
7	0,003	0,000	0,001	0,011	0,032	-0,003	-0,248	-0,160	0,206
8	0,003	0,000	0,001	0,012	0,034	-0,004	-0,270	-0,198	0,212
9	0,003	0,000	0,001	0,014	0,036	-0,004	-0,288	-0,232	0,216
10	0,003	0,000	0,001	0,015	0,038	-0,005	-0,303	-0,261	0,219
11	0,003	0,000	0,001	0,016	0,040	-0,006	-0,316	-0,287	0,223
12	0,003	0,001	0,000	0,017	0,041	-0,006	-0,328	-0,309	0,228

Vidimo da se reakcija indeksa realnih zarada i stope inflacije na šokove u stopi inflacije, indeksu realnih zarada i stopi nezaposlenosti uglavnom ne razlikuju u odnosu na prethodni redosled varijabli. Kada je redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti kumulativna reakcija stope nezaposlenosti na šok u stopi inflacije iznosi -32,8%, a na šok u indeksu realnih zarada iznosi -30,9% nakon godinu dana. Reakcija stope nezaposlenosti na šok u stopi inflacije je veća kada je redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti, dok je reakcija na šok u indeksu realnih zarada manji u odnosu na prethodno definisan redosled varijabli (-16,9% za stopu inflacije i -41,8% za indeks realnih zarada, Tabela 6.8). Tabela 6.10 prikazuje kumulativnu funkciju impulsnog odziva kada je redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti. Grafički prikaz kumulativne funkcije impulsnog odziva je u dodatku.

Grafikon 6.9 prikazuje istorijsku dekompoziciju. S obzirom na to da novi redosled varijabli ne utiče značajno na istorijsku dekompoziciju, nećemo dodatno komentarisati grafikon.



Napomene: Za istorijsku dekompoziciju koristimo stopu nezaposlenosti koja nije logaritmovana. Isključujemo prvih godinu dana prilikom izračunavanja istorijske dekompozicije.

Grafikon 6.9 Istorijska dekompozicija stope nezaposlenosti, redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti

Predstavićemo i rezultate strukturnog VAR modela u kojem je redosled varijabli indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti, ali je prilikom ocene VAR modela korišćena i egzogena promenljiva BEONIA kamatna stopa. Vidimo da je model robustan na uključivanje BEONIA stope kao egzogene promenljive.

$$w_{dlcpi} = -0,192w_{trwis} \\ (0,061)$$

$$w_{lur} = -2,124w_{dlcpi} - 0,265w_{trwis} \\ (0,848) \quad (0,374)$$

6.5 Zaključak

Ovo poglavlje analizira makroekonomski aspekt tržišta rada u Srbiji u periodu od januara 2014. do septembra 2017. godine. Osnovni indikator tržišta rada koji je u fokusu ovog istraživanja je stopa nezaposlenosti. Podaci o stopi nezaposlenosti su dostupni na

kvartalnom nivou. Koristeći Dentonov metod dezagregacije podataka, broj nezaposlenih lica iz Ankete o radnoj snazi je dezagregiran, koristeći kao indikator seriju broj nezaposlenih koji su registrovani u Nacionalnoj službi za zapošljavanje. Broj aktivnih lica iz Ankete o radnoj snazi je takođe dezagregiran Dentonovim metodom, ali bez korišćenja indikator serije. Mesečne podatke o broju nezaposlenih i stopi nezaposlenosti u skladu sa metodologijom Ankete o radnoj snazi objavljuje Eurostat (u okviru evropskih i nacionalnih indikatora za kratkoročne analize), pri čemu su podaci za većinu zemalja dobijeni nekim od relevantnih metoda dezagregacije podataka. Statistika Srbije još uvek ne objavljuje mesečne podatke o broju nezaposlenih i stopi nezaposlenosti.

Počevši od pionirskih istraživanja o prirodnoj stopi nezaposlenosti ((Friedman, 1968) i (Phelps, 1986)) i o teoriji histerezisa (Blanchard & Summers, 1987), brojni autori su ispitivali koja je od navedene dve teorije validna. U Srbiji, dinamika stope nezaposlenosti je u nedovoljnoj meri istraživana, što je verovatno posledica malog broja uporedivih podataka usled promena metodologija (videti deo 6.1).

U ispitivanju koja od navedene dve teorije je validna, pored standardnih testova jediničnog korena ((Dickey & Fuller, 1981), (Phillips & Perron, 1988) (Kwiatkowski et al., 1992)), koristimo i ADF test sa Furijeovim razvojem funkcije trenda, tj. FADF test (Enders & Lee, 2012b). Različiti testovi jediničnog korena daju različite rezultate, pa je teško pouzdano utvrditi da li je stopa nezaposlenosti u Srbiji stacionarna u posmatranom periodu. Smatramo da deterministička komponenta, koja je aproksimirana Furijeovim razvojem, mnogo bolje aproksimira trend kretanja stope nezaposlenosti u odnosu na korišćenje konstante i trenda. Rezultati FADF testa pokazuje da je stopa nezaposlenosti u posmatranom periodu stacionarna, odnosno da se hipoteza o histerezi odbacuje.

Ocenjeni VAR model koji se sastoji od: stope nezaposlenosti, stope inflacije i indeksa realnih zarada ispunjava uslov stabilnosti. Grejndžerov test uzročnosti nam pokazuju da postoji uzročnost od stope inflacije i indeksa realnih zarada ka stopi nezaposlenosti, dok obrnuto ne važi. To znači da ovaj model može da se koristi za objašnjenje kretanja stope nezaposlenosti. U analizi smo koristili Holeskijevu dekompoziciju, u kojoj je redosled varijabli (1) stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti i (2) indeks

realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti. Rezultati ocene strukturnih međuzavisnosti nam pokazuju da indeks realnih zarada ne utiče statistički značajno na stopu nezaposlenosti, dok rast stope inflacije za 1% smanjuje stopu nezaposlenosti za 2,4%. Rezultat je robustan uključivanjem BEONIA stope kao egzogene promenljive. Strukturni odnosi ostaju nepromenjeni. Redosled varijabli ne utiče značajno na rezultat dekompozicije varijanse greške predviđanja stope nezaposlenosti. Nakon godinu dana uticaj sopstvenih šokova u varijansi greške predviđanja iznosi 25%, dok zbirni uticaj stope inflacije i indeksa realnih zarada iznosi 75%. Nakon 3 godine, uticaj sopstvenih šokova pada na 23%. Redosled varijabli utiče na rezultat dekompozicije varijanse greške predviđanja stope inflacije i indeksa realnih zarada. Funkcija impulsnog odziva nam pokazuje da šok u stopi inflacije i u indeksu realnih zarada ima negativan uticaj na kretanje stope nezaposlenosti. Istorijska dekompozicija predstavlja stopu nezaposlenosti kao zbir inicijalne vrednosti i sume svih strukturnih šokova. To nam omogućava da uporedimo stvarnu stopu nezaposlenosti sa vrednostima koju bi stopa nezaposlenosti imala kada bi zavisila samo od strukturnih šokova u stopi inflacije ili indeksu realnih zarada ili stopi nezaposlenosti (tj. sopstvenih šokova). Ukoliko bi stopa nezaposlenosti bila pod uticajem samo sopstvenih strukturnih šokova, stopa nezaposlenosti bi bila veća od stvarne stope nezaposlenosti u 2017. godini, pri čemu je razlika pogotovu izražena u drugom kvartalu. Kada bi stopa nezaposlenosti bila samo pod uticajem šokova u realnim zaradama ili šokovima u stopi inflacije, stopa nezaposlenosti bi uglavnom bila veća tokom 2016. i 2017. godine, osim nekoliko meseci početkom 2017. godine kada bi stopa nezaposlenosti bila manja da je bila samo pod uticajem strukturnih šokova u stopi inflacije ili u indeksu realnih zarada.

Dobijene rezultate ocene VAR modela ćemo dovesti u vezu sa istraživanjem Anić & Mladenović (2014), koji ispituju vezu između stope nezaposlenosti i indeksa realnih plata u periodu 2008–2013. godine. Rezultati ova dva istraživanja nisu direktno uporedivi. Podsetimo da u VAR modelu stopa nezaposlenosti i indeks realnih zarada ne postoji uzročnost u periodu 2014–2017. godine, iako je uzročnost od realnih zarada ka stopi nezaposlenosti detektovana u prethodnom periodu (2008–2013). Indeks realnih zarada ne utiče statistički značajno na stopu nezaposlenosti u periodu 2014–2017. godine, a ocenjeni koeficijent je negativan i iznosi 0,52, dok je u periodu 2008–2013. godine

ocenjeni koeficijent negativan i statistički značajan. Rast realnih plata za 1% smanjuje stopu nezaposlenosti za 0,47%, (Anić & Mladenović, 2014). Autori su dobili da je učešće sopstvenog šoka na varijansu greške predviđanja stope nezaposlenosti 76% nakon 6 meseci i smanjuje se na 17% nakon 36 meseci. U ovom istraživanju uticaj sopstvenog šoka na varijansu greške predviđanja je manji nakon 6 meseci (36%), ali nakon 36 meseci opada na 23%.

Ovo istraživanje ima nekoliko doprinosa empirijskoj literaturi na temu tržišta rada u Srbiji. Konstruisana je mesečna serija stope nezaposlenosti u periodu januar 2014 – septembar 2017. Empirijski je testirana hipoteza o histerezi korišćenjem FADF testa. Imajući u vidu kretanje stope nezaposlenosti u posmatranom periodu, kao i primenu ovog testa za ispitivanje dinamike nezaposlenosti u drugim zemljama, FADF test je opravdano koristiti za testiranje prisustva jediničnog korena u poređenju sa ostalim testovima (npr. ADF, PP i KPSS). Nakon konstrukcije mesečne serije stope nezaposlenosti i ispitivanja njene dinamike, dobili smo input za uspostavljanje veze između stope nezaposlenosti i drugih makroekonomskih veličina. Rezultati pokazuju da dinamiku stope nezaposlenosti objašnjava stopa inflacije i indeks realnih zarada. Kamatna stopa, kao instrument monetarne politike, ne utiče na stopu nezaposlenosti, pri čemu uključivanje BEONIA stope ne dovodi do promene strukturnih odnosa. Ograničenje ove analiza jeste veličina uzorka od 45 opservacija. Zanimljivo bi bilo ispitati dinamiku stope nezaposlenosti u narednom periodu na većem uzorku. Uticaj stope inflacije, nominalnih i realnih zarada na stopu nezaposlenosti planiramo da istražujemo i u budućnosti primenom VAR metodologije.

Na kraju, ističemo dobijeni rezultat testiranja hipoteza. Hipoteza H8 da je teorija o prirodnoj stopi nezaposlenosti validna ne može se odbaciti. Hipoteza H9 da stopa inflacije i realne zarade utiču na kretanje stope nezaposlenosti ne može se odbaciti.

7 Zaključna razmatranja

Tržište rada Srbije karakteriše visoka neaktivnost lica radnog uzrasta, pogotovu žena, niske stope zaposlenosti, visoka nezaposlenost i velika neformalna zaposlenost. Iako postoje izvesna poboljšanja prema osnovnim indikatorima tržišta rada u poslednjem periodu, Srbija i dalje zaostaje značajno za zemljama EU. Istraživanje različitih aspekata tržišta rada Srbije je veoma aktuelno i značajno za Srbiju. Posebno je relevantan rodni aspekt tržišta rada, s obzirom na to da su žene nakon Roma najviše ranjive na tržištu rada (European Commission, 2016). U zemlji sa niskom aktivnosti i zaposlenosti žena, ali i niskim stopama fertiliteta, ispod proste reprodukcije stanovništva, veza između materinstva i ishoda na tržištu rada je veoma značajna. Poresko-socijalni sistem može imati destimulativan uticaj na spremnost pojedinca da radi, pogotovu za lica nižeg obrazovnog nivoa, koja imaju nizak potencijal zarađivanja. Makroekonomski aspekt tržišta rada je važan za uspostavljanje veze između kretanja nezaposlenosti i ostalih makroekonomskih varijabli. Ovo su različita istraživačka pitanja koja svaka na svoj način doprinose boljem razumevanju tržišta rada Srbije. Koristili smo podatke Ankete o dohotku i uslovima života u periodu 2013–2016. godine za ispitivanje aktivnosti i zaposlenosti žena, rodnog jaza u zaradama i zamke neaktivnosti i nezaposlenosti. Za modeliranje dinamike stope nezaposlenosti koristili smo podatke Republičkog zavoda za statistiku o realnim zaradama, indeksu potrošačkih cena, broju nezaposlenih i aktivnih lica. Koristili smo podatke Nacionalne službe za zapošljavanje i o registrovanom broju nezaposlenih lica.

Ocenili smo da žene sa decom imaju u proseku 5,9% manju verovatnoću aktivnosti u odnosu na žene bez dece. Kada uzmemo u obzir karakteristike lica koje utiču na verovatnoću aktivnosti (npr. obrazovanje, radno iskustvo, bračni status, itd.), prisustvo dece smanjuje verovatnoću aktivnosti za 2,1%. Prisustvo dece ne utiče na verovatnoću zaposlenosti. Kada posmatramo žene sa decom, broj dece u proseku smanjuje verovatnoću aktivnosti za 8,2%, uzimajući u obzir i ostale objašnjavajuće promenljive. Pol deteta i pol prvo dvoje dece je instrument koji smo koristili za primenu metoda instrumentalnih varijabli. Veza između broja dece i pola deteta, odnosno dece pokazuje

da su izražene preferencije prema muškoj deci. Žene koje imaju dečaka imaju 4,9% veću verovatnoću da će imati jedno dete u odnosu na žene istih karakteristika koje imaju devojčicu. S druge strane žene koje imaju dečaka imaju 3,7% manju verovatnoću drugog deteta i 1,2% manju verovatnoću trećeg deteta. Kada posmatramo žene sa najmanje dvoje dece, veća je verovatnoća trećeg deteta ukoliko imaju dve devojčice za 5,3%, dok ukoliko imaju dva dečaka, uticaj nije značajan. Primena Lewbel (2012) metoda nas dovodi do zaključka da je za ispitivanje zaposlenosti instrument pol slab, dok je za ispitivanje aktivnosti instrument relativno slab. Iako dosadašnja literatura za druge zemlje pokazuje da je metod instrumentalnih varijabli preferiran za ispitivanje ishoda majki na tržištu rada, rezultati istraživanja za Srbiju pokazuju da metod instrumentalnih varijabli precenjuje uticaj broja dece na aktivnost žena sa decom. Na verovatnoću aktivnosti i zaposlenosti žena sa decom značajno utiče mogućnost čuvanja dece. Analiza je sprovedena na podacima SILC-a u periodu 2013–2016. godine. Rezultat da prisustvo dece smanjuje aktivnost žena, kao i da broj dece smanjuje aktivnost i zaposlenost žena sa decom je značajan jer potvrđuje da rad i roditeljstvo nisu usklađeni u Srbiji, i da je potrebno još mnogo toga uraditi po tom pitanju.

Rodni jaz u zaradama je pokazatelj pristupa žena ekonomskim mogućnostima. Dosadašnja istraživanja rodnog jaza u zaradama u Srbiji pokazala su da žene zarađuju manje u proseku iako su bolje kvalifikovane. Koristimo SILC podatke u 2014. i 2015. godini da ocenimo jaz u zaradama zaposlenih kod poslodavca i samozaposlenih lica. U istraživanju koristimo jednu od najčešće korišćenih metodologija za dekompoziciju jaza u zaradama (Oaxaca, (1973) i Blinder, (1973)). Takođe, u analizi koristimo i Mincerovu jednačinu zarada (Mincer, 1974), u kojoj ocenjeni koeficijent uz promenljivu pol predstavlja jaz u zaradama između muškaraca i žena. Žene u proseku zarađuju 3,1% manje nego muškarci i razlika nije statistički značajna u 2014. godini. Kada se uzmu u obzir karakteristike lica, korigovani jaz u zaradama nam pokazuje da žene zarađuju 10,7% manje nego muškarci istih karakteristika. U 2015, nekorigovani jaz u zaradama je statistički značajan i iznosi 5,7%, odnosno žene u proseku zarađuju 5,7% manje. Korigovani jaz u zaradama iznosi 12,7% u 2015. godini. Dosadašnja istraživanja rodnog jaza u zaradama u Srbiji nisu obuhvatala samozaposlena lica, već su se fokusirala na zaposlene kod poslodavca. Takođe, rodni jaz u zaradama je uglavnom izračunavan na

podacima ARS, koji ni ne sadrže podatke o zaradama samozaposlenih. Istraživanje zarada samozaposlenih je veoma šakljivo pitanje. Naime, istraživanja za druge zemlje su pokazala da na zarade i rodni jaz samozaposlenih utiču faktori kao što su dostupnost kapitala, inovativnost, sklonost ka riziku, preduzetnički duh, itd. Navedene informacije ne postoje u ARS koji je osnovni izvor podataka o tržištu rada, ali ni u SILC-u kao osnovnom izvoru podataka za merenje siromaštva i nejednakosti. Takođe, značajan broj samozaposlenih nije odgovorilo na pitanje o zaradi. Dodatno, analizu komplikuje i struktura samozaposlenih prema polu, tj. malo učešće samozaposlenih žena. Imajući u vidu sva navedena ograničenja, pokušali smo da ocenimo rodni jaz u zaradama samozaposlenih u Srbiji. Korigovani jaz u zaradama iznosi 29,6% u 2014, dok u 2015. godini nije statistički značajan. Korigovani jaz u zaradama je veći za samozaposlene u odnosu na zaposlene kod poslodavca. Rodni jaz u zaradama smo ispitali uzimajući u obzir efekat selekcije na tržištu rada. Selekcija nije značajna u jednačini zarada samozaposlenih ni u 2014, ni u 2015. godini. U jednačini zarada zaposlenih kod poslodavca selekcija nije značajna u 2014, dok u 2015. godini selekcija u zaposlenost i neaktivnost jeste značajna. U 2014. godini rodni jaz u zaradama zaposlenih kod poslodavca neznatno se razlikuje sa i bez efekta selekcije, dok je u 2015. godini rodni jaz u zaradama manji kada uzmemo u obzir efekat selekcije i iznosi 10,1%. Ovo istraživanje još jednom potvrđuje da diskriminacija u zaradama na tržištu rada Srbije i dalje postoji, iako zakoni Srbije diskriminaciju deklarativno zabranjuju.

Stopa zamene je indikator poresko-socijalnog sistema koji poredi neto raspoloživi dohodak kada lice ne radi i kada lice radi za tržišnu zaradu. Izračunata je stopa zamene za nezaposlena i neaktivna lica uz pretpostavku da će se zaposliti za očekivanu zaradu korišćenjem SILC podataka u 2014. i 2015. godini. Očekivana zarada je ocenjena uzimajući u obzir efekat selekcije na tržištu rada prema metodologiji Bourguignon, Fournier, & Gurgand (2007). Takođe, prilikom ocenjivanja zarada uzeli smo u obzir i stohastičku komponentu (Löffler et al., 2014). Stopa zamene u proseku iznosi 54% i 52,4% u 2014. i 2015. godini, respektivno. Ova vrednost stope zamene spada u umerenu vrednost (50%–70%). Veća vrednost stope zamene znači manje podsticaje za zapošljavanje. Vrednost preko 100% ukazuje da je neto korist od zaposlenja negativna, odnosno da je raspoloživi dohodak kada lice ne radi veći nego raspoloživi dohodak kada

lice radi. U uzorku imamo svega nekoliko opservacija sa stopom zamene preko 100%, što nije dovoljno za ekstrapolaciju rezultata na nivou cele populacije. Žene u proseku imaju veću stopu zamene nego muškarci, stopa zamene se smanjuje sa rastom obrazovnog nivoa, stopa zamene je veća za lica koja se nalaze u domaćinstvima sa većim brojem dece, itd. Rezultat koji pokazuje da nismo identifikovali lica koja se nalaze u zamci je pomalo iznenađujući. Međutim, niska obuhvatnost novčane socijalne pomoći, dečijeg dodatka, kao i naknade za nezaposlenost dovode do toga da tranzicijom u zaposlenost lice ostvaruje značajno povećanje raspoloživog dohotka. Rezultati potvrđuju da niski iznosi pomoći ne stvaraju destimulativan efekat.

Poslednji deo disertacije koristi makropodatke i ispituje međuzavisnost stope nezaposlenosti, inflacije i realnih zarada. Koristimo podatke RZS u periodu januar 2014 – septembar 2017. Različite ekonometrijske metode primenjujemo u ovom poglavlju. Najpre, korišćenjem proporcionalnog Dentonovog metoda vremenske dezagregacije izračunali smo mesečnu stopu nezaposlenosti na osnovu podataka ARS i registrovane nezaposlenosti Nacionalne službe za zapošljavanje. Sledeći korak u analizi je empirijsko testiranje prirodne stope nezaposlenosti na podacima Srbije u posmatranom periodu. Ukoliko serija ima jedinični koren, onda slučajni šokovi imaju dugoročni uticaj na kretanje stope nezaposlenosti, i time se empirijski potvrđuje hipoteza o histerezi. Kada je serija stacionarna, aktuelna stopa nezaposlenosti oscilira oko ravnotežne stope i time se empirijski potvrđuje hipoteza o prirodnoj stopi nezaposlenosti. Iako smo primenili nekoliko testova jediničnog korena, smatramo da je prošireni Diki–Fulerov test sa Furijevom (FADF) ekspanzijom jedini adekvatan za ispitivanje dinamike stope nezaposlenosti. Rezultat FADF testa pokazuje da je stopa nezaposlenosti u posmatranom periodu stacionarna. Za ispitivanje međuzavisnosti stope nezaposlenosti, realnih zarada i stope inflacije koristimo vektorski autoregresioni model (VAR) model. Rezultati ocene strukturalnih međuzavisnosti nam pokazuju da indeks realnih zarada ne utiče statistički značajno na stopu nezaposlenosti, dok rast stope inflacije za 1% smanjuje stopu nezaposlenosti za 2,4%. Robustnost rezultata smo proverili i uključivanjem BEONIA stope i rezultati su gotovo nepromenjeni (ocenjeni koeficijent za inflaciju je 2,1%). Dinamičke odnose u VAR modelu smo ispitali pomoću funkcije impulsnog odziva, dekompozicije varijanse greške predviđanja i istorijske dekompozicije. Dinamički odnosi

pokazuju da postoji zajednički uticaj stope inflacije i indeksa realnih zarada na stopu nezaposlenosti. Ovo istraživanje je značajno jer predstavlja jedno od retkih makroekonometrijskih istraživanja koja u fokusu imaju tržište rada Srbije, tačnije stopu nezaposlenosti. Takođe, Eurostat objavljuje podatke o mesečnoj stopi nezaposlenosti za članice EU korišćenjem podataka ARS i administrativnih registara. Konstrukcija mesečne stope nezaposlenosti, koju RZS ne izračunava, još jedan je od doprinosa ovog istraživačkog dela.

Na kraju navešćemo dalje pravce istraživanja:

1. Ispitati uticaj prisustva i broja dece na druge varijable ishoda tržišta rada, kao npr. zarade i časove rada.
2. Oceniti rodni jaz u zaradama zaposlenih kod poslodavca korišćenjem novijih metodologija dekompozicije, kao i dekomponovati jaz u zaradama izvan proseka (npr. kvintili, decili, Gini, varijansa). Na primer Firpo et al. (2018) metodologija (FFL) je novi pristup koji kombinuje centriranu funkciju uticaja (engl. *recentered influence function*) sa Oaxaca–Blinder dekompozicijom, što bi bilo zanimljivo primeniti na podacima za Srbiju.
3. Oceniti majčinski jaz u zaradama (engl. *motherhood wage gap*) definisan kao razlika u zaradama žena sa decom i bez dece i razlika u zaradama majki i očeva, kao i dekomponovati navedeni jaz u zaradama.
4. Izračunati stopu zamene za nezaposlena i neaktivna lica korišćenjem poresko-socijalnog mikrosimulacionog modela SRMOD i izračunati marginalne i prosečne efektivne poreske stope.
5. Ispitati da li su rezultati VAR modela robustni na većem uzorku sa novijim podacima tržišta rada.

8 Literatura

- Altavilla, C., & Ciccarelli, M. (2007). *Inflation forecasts, monetary policy and unemployment dynamics. Evidence from the US and the Euro area* (No. 725). Frankfurt.
- Angrist, J. D., & Evans, W. N. (1998). Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size. *The American Economic Review*, 88(3), 450–477. <https://doi.org/10.2307/116844>
- Anić, A., & Krstić, G. (2016a). Are the unemployed financially trapped in Serbia? *The Annals of the Faculty of Economics in Subotica*, 52(36), 039–052.
- Anić, A., & Krstić, G. (2016b). Determinants of Net Replacement Rate in Serbia. In L. Suzana & O. G. Doris (Eds.), *MIC 2016: Management International Conference* (pp. 111–120). Koper: University of Primorska Press.
- Anić, A., & Krstić, G. (2017). Are the unemployed and inactive financially trapped? Evidence from Serbia. *Economic Annals*, 62(214), 87–105. <https://doi.org/10.2298/EKA1714087A>
- Anić, A., & Mladenović, Z. (2014). Econometric modelling of unemployment in Serbia during period 2008-2013. *Yugoslav Journal of Operations Research*, 24(3), 333–346. <https://doi.org/10.2298/YJOR140430026A>
- Arandarenko, M. (2011). *Supporting Strategies to Recover from the Crisis in South Eastern Europe. Country Assessment Report Serbia*. Budapest.
- Arandarenko, M., & Vukojević, V. (2008). Labor costs and labor taxes in the Western Balkans. In C. Bredenkamp, M. Gagnolati, & V. Ramljak (Eds.), *Enhancing efficiency and equity: challenges and reform opportunities facing health and pension systems in the Western Balkans* (pp. 119–158). World Bank, Washington, DC.
- Arandarenko, M., Žarković-Rakić, J., & Vladisavljević, M. (2012). *Od neaktivnosti do zaposlenosti*. (Ž. Šunderić, Ed.). Tim za socijalno uključivanje i smanjenje siromaštva.
- Avlijaš, S., Ivanović, N., Vladisavljević, M., & Vujić, S. (2013). *Gender Pay Gap in the Western Balkan Countries: Evidence From Serbia, Montenegro and Macedonia*. FREN.

- Babović, M. (2016). *Indeks rodne ravnopravnosti u Republici Srbiji. Merenje rodne ravnopravnosti u Srbiji 2014.*
- Baranowska-Rataj, A., & Matysiak, A. (2016). The Causal Effects of the Number of Children on Female Employment - Do European Institutional and Gender Conditions Matter? *Journal of Labor Research*, 37, 343–367.
<https://doi.org/10.1007/s12122-016-9231-6>
- Baum, C., Lewbel, A., Schaffer, M., & Talavera, O. (2013). *Instrumental variables estimation using heteroskedasticity-based instruments* (German Stata Users' Group Meetings 2013). Stata Users Group. Retrieved from
<https://econpapers.repec.org/RePEc:boc:dsug13:05>
- Becker, G. (1957). *The Economics of Discrimination* (Second Edi). The University of Chicago Press.
- Bjelobrk, G. (2017). Istraživanje usklađivanje rada i roditeljstva. *Demografski Pregled*, (65/2017).
- Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, 79(4), 655–673. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/1827924%0A>
- Blanchard, O. J., & Summers, L. H. (1987). Hysteresis in unemployment. *European Economic Review*, 31, 288–295. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grr018>
- Blinder, A. (1973). Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455. <https://doi.org/10.2307/144855>
- Blunch, N.-H. (2010). *The Gender Earnings Gap Revisited : A Comparative Study for Serbia and Five Countries in Eastern Europe and Central Asia.*
- Blunch, N.-H., & Sulla, V. (2011). *The Financial Crisis, Labor Market Transitions and Earnings: A Gendered Panel Data Analysis for Serbia.* Washington, DC.
- Boden, R. J. (1999). Flexible Working Hours, Family Responsibilities, and Femal Self-Employment. *American Journal of Economics and Sociology*, 58(1), 71–83.
- Bound, J., Jaeger, D. A., & Baker, R. (1993). *THE CURE CAN BE WORSE THAN THE DISEASE: A CAUTIONARY TALE REGARDING INSTRUMENTAL VARIABLES* (Technical Paper No. 137). Cambridge, Massachusetts.
- Bound, J., Jaeger, D. A., & Baker, R. M. (1995). Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogeneous

- Explanatory Variable is Weak. *Journal of American Statistical Association*, 90(430), 443–450.
- Bourguignon, F., Fournier, M., & Gurgand, M. (2007). Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte Carlo comparisons. *Journal of Economic Surveys*, 21(1), 174–205. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00503.x>
- Bradshaw, J., & Hirose, K. (2016). *Child Benefits in Central and Eastern Europe*. ILO.
- Camarero, M., Carrion-i-Silvestre, J. L., & Tamarit, C. (2005). Unemployment dynamics and NAIRU estimates for accession countries: A univariate approach. *Journal of Comparative Economics*, 33(3), 584–603. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2005.04.001>
- Camarero, M., Carrion-i-Silvestre, J. L., & Tamarit, C. (2008). Unemployment hysteresis in transition countries: Evidence using stationarity panel tests with breaks. *Review of Development Economics*, 12(3), 620–635. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00476.x>
- Caporale, G. M., Gil-Alana, L. A., & Lovcha, Y. (2016). Testing unemployment theories: A multivariate long memory approach. *Journal of Applied Economics*, XIX(1), 95–112. <https://doi.org/10.1080/00036846.2013.815311>
- Carone, G., Immervoll, H., Paturot, D., & Salomaki, A. (2004). *Indicators of unemployment and low-wage traps (Marginal Effective Tax Rates on Employment Incomes)* (OECD SOCIAL, EMPLOYMENT AND MIGRATION WORKING PAPERS No. 18).
- Chen, B. (2007). *An Empirical Comparison of Methods for Temporal Distribution and Interpolation at the National Accounts*. Washington, DC.
- Chow, G. C., & Lin, A. (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, Extrapolation of Time Series by Related Series. *The Review of Economics and Statistics*, 53(4), 372–375.
- Clarke, D. (2017). Children and their parents: A review of fertility and causality. *Journal of Economic Surveys*, 00(0), 1–23. <https://doi.org/10.1111/joes.12202>
- CPB. (1995). *Replacement rates. A transatlantic view* (CPB Working Paper No. 80).
- Cuestas, J. C., Gil-Alana, L. A., & Staehr, K. (2011). A further investigation of unemployment persistence in European transition economies. *Journal of Comparative Economics*, 39(4), 514–532. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2011.09.002>

- Cuestas, J. C., & Ordóñez, J. (2011). Unemployment and common smooth transition trends in Central and Eastern European Countries. *Economic Issues*, 16(2), 39–52.
- D’Addio, A. C., De Greef, I., & Rosholm, M. (2004). An Econometric Analysis of Unemployment Traps for Belgium. In D. Meulders, R. Plasman, & F. Rycx (Eds.), *Minimum Wages, Low Pay and Unemployment* (pp. 143–175). London: Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1057/9780230524071_5
- Dahl, G. B. (2002). MOBILITY AND THE RETURN TO EDUCATION: TESTING A ROY MODEL WITH MULTIPLE MARKETS. *Econometrica*, 70(6), 2367–2420.
- Denton, F. T. (1971). Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization. *Journal of the American Statistical Association*, 66(333), 99–102. <https://doi.org/10.1080/01621459.1971.10482227>
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072. <https://doi.org/10.2307/1912517>
- Dubin, J. A., & Mcfadden, D. L. (1984). An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption. *Econometrica*, 52(2), 345–362.
- Đukić, M., Momčilović, J., & Trajčev, L. (2010). *Model za srednjoročne projekcije Narodne banke Srbije* (No. 17). Beograd.
- Dursun, G. (2017). Unemployment Hysteresis in Central and Eastern European Countries : Further Evidence from Fourier Unit Root Tests. In *EconWorld2017* (pp. 1–16).
- Eastough, K., & Miller, P. W. (2004). The Gender Wage Gap in Paid- and Self-Employment in Australia. *Australian Economic Papers*, 43(3), 257–276. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.2004.00229.x>
- Edgerton, D., & Shukur, G. (1999). Testing autocorrelation in a system perspective testing autocorrelation. *Econometric Reviews*, 18(4), 343–386. <https://doi.org/10.1080/07474939908800351>
- Enders, W., & Lee, J. (2012a). A unit root test using a Fourier series to approximate smooth breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(4), 574–599. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2011.00662.x>
- Enders, W., & Lee, J. (2012b). The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196–199.

- <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.081>
- European Commission. (2015). *Gender Equality*. <https://doi.org/10.2838/8374>
- European Commission. (2016). *Serbia 2016 Report*.
- Fernández, R. B. (1981). A Methodological Note on the Estimation of Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, 63(3), 471–476.
<https://doi.org/10.2307/1924371>
- Firpo, S., Fortin, N., & Lemieux, T. (2018). Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Function Regressions. *Econometrics*, 6(2), 28.
<https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1–17.
- Furuoka, F. (2014). Are unemployment rates stationary in asia-pacific countries? New findings from fourier adf test. *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, 27(1), 34–45. <https://doi.org/10.1080/1331677X.2014.947105>
- Furuoka, F. (2015). Unemployment hysteresis in the “Nordic kitten”: Evidence from Five Estonian Regions. *Panoeconomicus*, 62(5), 631–642.
<https://doi.org/10.2298/PAN1505631F>
- Furuoka, F. (2017). A new approach to testing unemployment hysteresis. *Empirical Economics*, 53(3), 1253–1280. <https://doi.org/10.1007/s00181-016-1164-7>
- Ghoshray, A., & Stamatogiannis, M. P. (2015). Centurial evidence of breaks in the persistence of unemployment. *Economics Letters*, 129, 74–76.
<https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.02.012>
- Gotcheva, B., & Sundaram, R. (2013). Social Safety Nets in the Western Balkans: Design, Implementation, and Performance. In C. Ruggeri Laderchi & S. Savastano (Eds.), *Poverty and Exclusion in the Western Balkans: New Directions in Measurement and Policy* (pp. 221–243). New York, NY: Springer New York.
https://doi.org/10.1007/978-1-4614-4945-4_13
- Gozgor, G. (2013). Testing Unemployment Persistence in Central and Eastern European Countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(3), 694–700.
- Heckman, J. J. (1976). The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for

- Such Models. *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), 475–492.
Retrieved from <http://ideas.repec.org/h/nbr/nberch/10491.html>
- Heckman, J. J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica*, 47(1), 153–161.
- Holmlund, B., & Alexius, A. (2008). Monetary Policy and Swedish Unemployment Fluctuations. *Economics: The Open-Access, Open-Assessment E-Journal*, 2(2008–4), 1–25.
- Hundley, G. (2001). Why women earn less than men in self-employment. *Journal of Labor Research*, 22(4), 817–829. <https://doi.org/10.1007/s12122-001-1054-3>
- Jandrić, M., & Fabian, V. (2017). Vođenje politike tržišta rada u Republici Srbiji: od nacionalnog do lokalnog. In M. Jakšić, A. Praščević, & G. Ognjanov (Eds.), *Strukturne reforme i uloga regulatornih tela u Srbiji* (pp. 125–154). Ekonomski fakultet u Beogradu.
- Jann, B. (2008). The Blinder – Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453–479. <https://doi.org/The Stata Journal>
- Juhn, C., Murphy, K. M., & Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *The Journal of Political Economy*, 101(3), 410–442.
- Jusić, M. (2018). *Unequal Chances and Unjust Outcomes. Confronting Inequality in Southeast Europe*. Sarajevo.
- Karbownik, K., & Myck, M. (2016). For some mothers more than others: How children matter for labour market outcomes when both fertility and female employment are low. *Economics of Transition*, 24(4), 705–725. <https://doi.org/10.1111/ecot.12104>
- Kecmanovic, M., & Barrett, G. F. (2011). The Gender Wage Gap during Serbia's Transition. *Comparative Economic Studies*, 53(4), 695–720.
<https://doi.org/http://www.palgrave-journals.com/ces/archive/index.html>
- Kilian, L., & Lutkepohl, H. (2017). *Structural Vector Autoregressive Analysis*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781108164818>
- Krstić, G. (2002). *An Empirical Analysis of the Formal and Informal Labour Markets in FR Yugoslavia (1995-2000)*. University of Sussex.
- Krstić, G. (2016). Why income inequality is so high in Serbia: Empirical evidence and a measurement of the key factors. *Economic Annals*, 61(210), 23–46.
<https://doi.org/10.2298/EKA1610023K>

- Krstić, G., Arandarenko, M., Nojković, A., Vladislavljević, M., & Petrović, M. (2010). *Položaj ranjivih grupa na tržištu rada Srbije*.
- Krstić, G., & Radulović, B. (2018). *SIVA EKONOMIJA U SRBIJI 2017*.
- Krstić, G., & Reilly, B. (2000). The Gender Pay Gap in the FRY. *Ekonomika Misao*, 33(3–4), 191–213.
- Krstić, G., & Šoškić, D. (2017). *Ekonomika statistika* (6th ed.). Beograd: CID.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Kyyrä, T. (1999). *Post-Unemployment Wages and Economic Incentives to Exit from Unemployment*.
- Lawter, L., Rua, T., & Andreassi, J. (2016). The Glass Cage: The Gender Pay Gap and Self-Employment in the United States. *New England Journal of Entrepreneurship*, 19(1), 23–38. Retrieved from https://libproxy.wlu.ca/login?url=http://search.proquest.com/docview/1813054113?accountid=15090%0Ahttp://sfx.scholarsportal.info/laurier?url_ver=Z39.88-2004&rft_val_fmt=info:ofi/fmt:kev:mtx:journal&genre=article&sid=ProQ:ProQ%3Aabiglobal&atitle=The+Glass+
- Lechmann, D. S., & Schnabel, C. (2012). Why is there a gender earnings gap in self-employment? A decomposition analysis with German data. *IZA Journal of European Labor Studies*, 1(1), 1–25. <https://doi.org/10.1186/2193-9012-1-6>
- Lee, L.-F. (1983). Generalized Econometric Models with Selectivity. *Econometrica*, 51(2), 507–512.
- León-Ledesma, M. A., & McAdam, P. (2004). Unemployment, hysteresis and transition. *Scottish Journal of Political Economy*, 51(3), 377–401. <https://doi.org/10.1111/j.0036-9292.2004.00311.x>
- Lewbel, A. (2012). Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 30(1), 67–80. <https://doi.org/10.1080/07350015.2012.643126>
- Lewbel, A. (2016). *Identification and Estimation Using Heteroscedasticity Without Instruments : The Binary Endogenous Regressor Case*.
- Litterman, R. B. (1983). A Random Walk, Markov Model for the Distribution of Time

- Series. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1(2), 169–173.
<https://doi.org/10.2307/1391858>
- Löffler, M., Peichl, A., & Siegloch, S. (2014). *Structural Labor Supply Models and Wage Exogeneity* (No. 8281). IZA DP. Bonn.
- Matković, G., Mijatović, B., & Stanić, K. (2014). *NOVČANA DAVANJA ZA DECU I PORODICE SA DECOM U SRBIJI*. UNICEF.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience and Earnings*. NBER.
- Mladenović, Z. (2016). ECONOMETRIC TESTING OF UNEMPLOYMENT HYSTERESIS IN SELECTED CEE COUNTRIES : LESSONS FOR THE SERBIAN ECONOMY. *Ekonomika Preduzeća*, 403–413.
- Mladenović, Z., & Anić, A. (2016). Evaluating persistence in the unemployment rates of emerging European economies. In T. Fletcher (Ed.), *Unemployment: economic, political and social aspects* (pp. 79–96). New York, NY: Nova Science Publishers.
- Mladenović, Z., & Nojković, A. (2012). *Primenjena analiza vremenskih serija* (1st ed.). Beograd: CID, Ekonomski fakultet.
- Nacionalna strategija za rodnu jednakost za period 2016–2020.
- NBS. (2017). *Izveštaj o inflaciji-avgust 2017*. Beograd.
- Nopo, H. (2008). Matching as a tool to decompose wage gaps. *The Review of Economics and Statistics*, 90(2), 290–299.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*. <https://doi.org/10.1080/00420986820080431>
- Oaxaca, R., & Ransom, M. (1994). On discrimination and the decomposition of wage differentials. *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.
<https://doi.org/10.2307/1928307>
- Pedersen, P. J., & Smith, N. (2002). Unemployment Traps: Do Financial Disincentives Matter? *European Sociological Review*, 18(3), 271–288.
- Phelps, E. S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. *Economica*, 34(135), 254–281.
<https://doi.org/10.2307/2552025>
- Phelps, E. S. (1986). Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium. *Journal of Political Economy*.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series

- Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346. <https://doi.org/10.1093/poq/nf1045>
- Pravilnik o bližim uslovima za utvrđivanje prioriteta za upis dece u predškolsku ustanovu, *Sl. Glasnik RS*, br.44/2011.
- Randelović, S., & Žarković-Rakić, J. (2011). Addressing inequality and poverty with tax instruments. *Economic Annals*, 56(190), 7–26.
<https://doi.org/10.2298/EKA1190007R>
- Reva, A. (2012). *Gender Inequality in the Labor Market in Serbia* (No. 6008). Washington, DC.
- Roodman, D. (2011). Fitting fully observed recursive mixed-process models with *cmp*. *The Stata Journal*, 11(2), 159–206. <https://doi.org/10.1177/1545861911419306>
- RZS. (2013). *Anketa o prihodima i uslovima života, Saopštenje br. 366*.
- RZS. (2014). *Anketa o prihodima i uslovima života, Saopštenje br. 083*.
- RZS. (2015). *Anketa o prihodima i uslovima života, Saopštenje br. 084*.
- RZS. (2016). *Anketa o prihodima i uslovima života, Saopštenje br. 087*.
- RZS. (2017). *Pilot-istraživanje o strukturi zarada za 2014. godinu*.
- Salomäki, A., & Munzi, T. (1999). *Net Replacement Rates of the Unemployed . Comparisons of Various Approaches*.
- Silva, J. M. C. S. (2005). *Monthly estimates for the Portuguese unemployment rate*. Luxembourg.
- Sims, C. (1980). Macroeconomics and Reality.pdf. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
<https://doi.org/10.2307/1912017>
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2001). Vector autoregressions, 15(4), 101–115.
Retrieved from http://faculty.washington.edu/ezivot/econ584/stck_watson_var.pdf
- Svetska Banka. (2013). *No TitActivation and Smart Safety Nets in Serbia: Constraints in Beneficiary Profile, Benefit Design, and Institutional Capacity*.
- Uredba o energetski ugroženom kupcu, *Sl. glasnik RS*, br. 113/2015.
- Vandekerckhove, A., Trikić, Z., Miškeljin, L., Peeters, J., Lakićević, O., & Koruga, D. (2013). *Priručnik za diversifikaciju programa predškolskog vaspitanja i obrazovanja*. Beograd: Ministarstvo prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije.
- Włodarczyk, P. (2017). Monetary Policy Transmission and the Labour Market in the Non - eurozone Visegrad Group Countries in 2000 – 2014. Evidence from a SVAR

- Analysis. *Comparative Economic Research*, 20(4), 23–43.
- Zakon o energetici, *Sl. Glasnik RS*, br. 145/2014
- Zakon o komunalnim delatnostima, *Sl. Glasnik RS*, br. 88/2011 i 104/2016.
- Zakon o porezu na dohodak građana, *Sl. Glasnik RS*, br. 24/01 , 80/02 - dr. zakon, 80/02, 135/04, 62/06, 65/06 - ispravka, 31/09, 44/09, 18/10, 50/11, 91/11 - US, 93/12, 114/12 - US, 47/13, 48/13 - ispravka, 108/13, 57/14, 68/14 – dr. zakon, 112/15.
- Zakon o socijalnoj zaštiti, *Sl. Glasnik RS*, br. 24/2011.
- Zakon o zapošljavanju i osiguranju za slučaj nezaposlenosti, *Sl. Glasnik RS*, br. 36/09, 88/10 i 38/15.
- Žarković-Rakić, J. (2015). Employment effects of tax cuts in a transition country: evidence from Serbia. *Post-Communist Economies*, 27(3), 395–410.
<https://doi.org/10.1080/14631377.2015.1055982>
- Žarković-Rakić, J., Clavet, N., Tiberti, L., Vladislavljević, M., Anić, A., Krstić, G., & Ranđelović, S. (2017). *Reduction of child poverty in Serbia: Improved cash-transfers of higher work incentives for parents?* (No. 2017-04).
- Žarković-Rakić, J., & Vladislavljević, M. (2016). *Women's Access to Economic Opportunities in Serbia*. SIPRU&WB.
- Žarković-Rakić, J., & Vladislavljević, M. (2017). Neaktivnost žena na tržištu rada Srbije: analiza uzroka i politika koje bi doprinele rastu zapošljavanja.
- Žarković-Rakić, J., Vladislavljević, M., Prokić, I., & Poljak, I. (2018). Gender pay gap in times of austerity.
- Internet sajtovi:
- <http://mons.rs/>
- <http://eige.europa.eu/>
- http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Gender_pay_gap_statistics
- <https://data.oecd.org/earnwage/gender-wage-gap.htm>
- <https://data.oecd.org/emp/part-time-employment-rate.htm>
- <http://www.social-protection.org/gimi/gess/RessourceDownload.action?ressource.ressourceId=37697>
- <http://www.socijalnoekonomskisavet.rs/cir/minimalna%20zarada/minimalna%20zarada.html>

<http://publikacije.stat.gov.rs/G2017/Pdf/G20177069.pdf>

<http://www.nsz.gov.rs/live/trazite-posao/svi-poslovi>

<http://publikacije.stat.gov.rs/G2016/Pdf/G201620103.pdf>

http://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/une_esms.htm

<http://www-personal.umich.edu/~lkilian/book.html>

<http://www.stat.gov.rs/>

Dodatak trećem poglavlju

Tabela D 1 CMP IV model za aktivnost žena sa decom (1, 2 i 3+)

Promenljive	Broj dece (1, 2, 3+)		Aktivna (1/0)	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	-0,765***	(0,187)	0,120	(0,221)
Visoko obrazovanje	-0,590***	(0,194)	0,540**	(0,230)
Radno iskustvo	-0,008	(0,012)	0,150***	(0,015)
Radno iskustvo na kvadrat	0,002***	(0,001)	-0,004***	(0,001)
Nosilac domaćinstva	-0,109**	(0,055)	-0,110*	(0,061)
Udata	0,684***	(0,104)	-0,095	(0,121)
Zarada partnera	0,012	(0,011)	0,031***	(0,011)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	-0,000	(0,000)	0,001**	(0,000)
Vojvodina	-0,208***	(0,073)	-0,094	(0,080)
Šumadija i Zapadna Srbija	-0,214***	(0,072)	0,004	(0,080)
Južna i Istočna Srbija	-0,433***	(0,080)	0,078	(0,100)
Srednje naseljena oblast	0,036	(0,062)	0,144**	(0,070)
Retko naseljena oblast	0,152***	(0,058)	-0,030	(0,071)
Godina 2014.	-0,014	(0,063)	-0,070	(0,071)
Godina 2015.	0,054	(0,065)	-0,115	(0,073)
Godina 2016.	0,037	(0,067)	-0,050	(0,072)
Godine majke pri rođenju prvog deteta	-0,120***	(0,006)	-0,074***	(0,012)
Čuvanje dece (baka, deka, rođaci)	0,001	(0,001)	0,006***	(0,002)
Broj dece (1, 2 i 3+)	-	-	-0,933***	(0,265)
Pol prvog deteta je dečak	-0,146***	(0,049)	-	-
Konstanta	-	-	3,021***	(0,785)
Parametar odsečka 1.	-3,243***	(0,255)		
Parametar odsečka 2.	-1,527***	(0,248)		
atanrho_12	0,461**	(0,224)		
N	3.937			

Napomene: Jednačina za broj dece je rangirani probit model, jednačina za aktivnost je probit model. Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela D 2 CMP IV model za zaposlenost žena sa decom (1, 2 i 3+)

Promenljive	Broj dece (1, 2, 3+)		Zaposlena (1/0)	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	-0,775***	(0,188)	1,130**	(0,553)
Visoko obrazovanje	-0,607***	(0,196)	1,610***	(0,546)
Radno iskustvo	-0,005	(0,012)	0,292***	(0,031)
Radno iskustvo na kvadrat	0,001**	(0,001)	-0,009***	(0,001)

Nosilac domaćinstva	-0,113**	(0,055)	0,077	(0,084)
Udata	0,691***	(0,106)	-0,240	(0,206)
Zarada partnera	0,013	(0,011)	0,062***	(0,017)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	-0,000	(0,000)	-0,000	(0,000)
Vojvodina	-0,200***	(0,073)	-0,242*	(0,134)
Šumadija i Zapadna Srbija	-0,204***	(0,071)	-0,222*	(0,131)
Južna i Istočna Srbija	-0,421***	(0,080)	-0,106	(0,179)
Srednje naseljena oblast	0,032	(0,063)	-0,111	(0,084)
Retko naseljena oblast	0,159***	(0,059)	-0,195**	(0,092)
Godina 2014.	-0,012	(0,063)	-0,069	(0,091)
Godina 2015.	0,049	(0,065)	-0,051	(0,090)
Godina 2016.	0,034	(0,067)	0,027	(0,094)
Godine majke pri rođenju prvog deteta	-0,119***	(0,006)	-0,038	(0,040)
Čuvanje dece (baka, deka, rođaci)	0,001	(0,001)	0,009***	(0,002)
Broj dece (1, 2 i 3+)	-	-	0,303	(0,693)
Pol prvog deteta je dečak	-0,163***	(0,048)	-	-
Konstanta	-1,451	(2,024)	-	-
Parametar odsečka 1	-3,228***	(0,257)	-	-
Parametar odsečka 2	-1,507***	(0,250)	-	-
atanrho_12	-0,319	(0,505)		

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela D 3 CMP IV model za aktivnost žena sa dvoje i više dece

Promenljive	Broj dece (2, 3+)		Aktivna (1/0)	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	-1,021***	(0,246)	0,931***	(0,326)
Visoko obrazovanje	-1,084***	(0,272)	1,215***	(0,338)
Radno iskustvo	0,024	(0,022)	0,179***	(0,025)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,001	(0,001)	-0,006***	(0,001)
Nosilac domaćinstva	-0,319***	(0,121)	-0,079	(0,106)
Udata	0,234	(0,263)	-0,339*	(0,199)
Zarada partnera	-0,020	(0,020)	0,058***	(0,017)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,001	(0,001)	0,002***	(0,001)
Vojvodina	-0,318**	(0,137)	0,183	(0,127)
Šumadija i Zapadna Srbija	0,098	(0,127)	0,183	(0,120)
Južna i Istočna Srbija	-0,256*	(0,154)	0,541***	(0,151)
Srednje naseljena oblast	0,216*	(0,128)	-0,082	(0,115)
Retko naseljena oblast	0,247**	(0,111)	-0,147	(0,109)
Godina 2014.	0,071	(0,122)	-0,079	(0,110)
Godina 2015.	0,050	(0,129)	-0,149	(0,109)

Godina 2016.	-0,031	(0,125)	-0,137	(0,114)
Godine majke pri rođenju prvog deteta	-0,042***	(0,012)	-0,030**	(0,013)
Čuvanje dece (baka, deka, rođaci)	-0,002	(0,003)	0,005**	(0,002)
Dvoje dece su dečaci	-0,099	(0,122)	-	-
Dvoje dece su devojčice	0,317***	(0,104)	-	-
Broj dece (2 i 3+)	-	-	0,443	(0,631)
Konstanta	0,482	(0,468)	-0,485	(0,538)
atanrho_12	-0,449	(0,385)		

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast, godina 2013. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Dodatak četvrtom poglavlju

Tabela D 4 Prosečna zarada prema karakteristikama zaposlenih u 2014. i 2015. godini, log vrednosti

	2014.	2015.
Ukupno	5,135	5,139
Tip zaposlenja		
Zaposleni	5,177	5,157
Samozaposleni	4,515	4,773
Zanimanje		
Rukovodioci (direktori), funkcioneri i zakonodavci	5,702	5,607
Stručnjaci i umetnici	5,637	5,591
Inženjeri, stručni saradnici i tehničari	5,349	5,289
Administrativni službenici	5,162	5,141
Uslužna i trgovačka zanimanja	4,879	4,892
Poljoprivrednici, šumari, ribari i srodni	3,940	4,471
Zanatlije i srodni	4,968	4,990
Rukovodioci mašinama i postrojenjima, monter i vozači	5,024	5,013
Jednostavna zanimanja	4,741	4,825
Vojna zanimanja	5,476	5,427
Obrazovanje		
Osnovno	4,708	4,778
Srednje	4,992	5,006
Visko	5,520	5,449
Sektor		
Poljoprivreda	4,499	4,878
Industrija	5,072	5,090
Usluge	5,203	5,171
Svojina		
Privatna	4,952	4,980
Državna	5,368	5,352
Ostalo	5,109	5,020
Formalna/neformalna zaposlenost		
Formalna zaposlenost	5,163	5,150
Neformalna zaposlenost	4,463	4,543
Radno vreme		
Puno radno vreme	5,129	5,134
Kraće od punog radnog vremena	5,364	5,380
Tip ugovora		
Na neodređeno 2014/Ugovor o radu na neodređeno ili određeno 2015	5,232	5,177
Na određeno 2014 /Ugovori 2015	4,957	5,012
Sezonski/povremeno 2014/Bez ugovora 2015	4,741	4,724
Broj zaposlenih		
1–10	4,914	4,983
11–19	5,171	5,155

20–49	5,202	5,209
50+	5,296	5,301
Region		
Beogradski	5,369	5,285
Vojvodina	5,098	5,134
Šumadija i Zapadna Srbija	5,002	5,068
Istočna i Južna Srbija	5,045	5,009
Tip naselja		
Gusto naseljena oblast	5,309	5,271
Srednje naseljena oblast	5,101	5,096
Retko naseljena oblast	4,897	4,972

Tabela D 5 Oaxaca–Blinder dekompozicija zarada zaposlenih kod poslodavca, trostepena procedura

	2014.		2015.	
Log zarade muškaraca	5,191***	(0,014)	5,188***	(0,015)
Log zarade žena	5,160***	(0,015)	5,131***	(0,015)
Razlika log zarada	0,031	(0,021)	0,057***	(0,021)
Razlika u prediktorima	-0,090***	(0,019)	-0,052***	(0,018)
Razlika u koeficijentima	0,102***	(0,017)	0,135***	(0,017)
Razlika u interakciji prediktora i koeficijenata	0,019	(0,014)	-0,026*	(0,015)
Razlika u prediktorima				
Obrazovanje	-0,024***	(0,005)	-0,026***	(0,006)
Radno iskustvo	0,004	(0,003)	0,011***	(0,003)
Zanimanje	-0,050***	(0,015)	-0,027*	(0,016)
Region	-0,008**	(0,004)	-0,006*	(0,003)
Tip naselja	-0,006***	(0,002)	-0,006**	(0,003)
Sektor aktivnosti	0,006	(0,006)	0,014**	(0,006)
Broj zaposlenih	0,005**	(0,003)	0,002	(0,002)
Vlasništvo	-0,005*	(0,003)	-0,008**	(0,004)
Tip ugovora	-0,010**	(0,005)	-0,004	(0,003)
Radno vreme	-0,002	(0,004)	-0,001	(0,002)
Razlika u koeficijentima				
Obrazovanje	-0,020	(0,013)	-0,016	(0,016)
Radno iskustvo	0,058	(0,043)	0,034	(0,044)
Zanimanje	-0,016	(0,025)	0,124**	(0,048)
Region	-0,000	(0,003)	0,002	(0,004)
Tip naselja	0,007	(0,016)	0,001	(0,018)
Sektor aktivnosti	0,065**	(0,032)	0,034	(0,037)
Broj zaposlenih	-0,000	(0,005)	0,001	(0,004)
Vlasništvo	0,021	(0,037)	0,114***	(0,027)
Tip ugovora	-0,049	(0,055)	0,037	(0,065)
Radno vreme	-0,007	(0,005)	0,001	(0,004)
Razlika u interakciji prediktora i koeficijenata				
Obrazovanje	0,004	(0,004)	0,005	(0,006)

Radno iskustvo	-0,004	(0,003)	-0,009**	(0,004)
Zanimanje	0,023	(0,015)	-0,006	(0,017)
Region	0,001	(0,002)	-0,001	(0,002)
Tip naselja	-0,002	(0,003)	-0,001	(0,004)
Sektor aktivnosti	-0,000	(0,007)	0,001	(0,008)
Broj zaposlenih	-0,002	(0,002)	-0,001	(0,001)
Vlasništvo	-0,008**	(0,004)	-0,015***	(0,005)
Tip ugovora	0,005	(0,005)	-0,000	(0,003)
Radno vreme	0,001	(0,002)	-0,000	(0,001)
N	3.593		3.476	

Napomene: Negativne vrednosti smanjuju jaz u zaradama, pozitivne vrednosti povećavaju jaz u zaradama. Robustne standardne greške (S.E). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela D 6 Oaxaca-Blinder dekompozicija zarada samozaposlenih, trostepena procedura

	2014.		2015.	
Log zarade muškaraca	4,572***	(0,102)	4,751***	(0,122)
Log zarade žena	4,457***	(0,143)	4,823***	(0,140)
Razlika log zarada	0,115	(0,176)	-0,071	(0,186)
Razlika u prediktorima	-0,395	(0,243)	-0,000	(0,186)
Razlika u koeficijentima	0,319**	(0,155)	-0,099	(0,207)
Razlika kao posledica interakcije prediktora i koeficijenata	0,191	(0,236)	0,028	(0,260)
Razlika u prediktorima				
Obrazovanje	-0,016	(0,043)	0,031	(0,066)
Radno iskustvo	-0,014	(0,034)	0,044	(0,058)
Zanimanje	0,444	(0,303)	0,196	(0,214)
Region	-0,055	(0,064)	-0,164	(0,129)
Gustina naseljenosti	0,019	(0,042)	-0,034	(0,050)
Sektor aktivnosti	-0,756**	(0,321)	-0,073	(0,112)
Radno vreme	-0,018	(0,031)	-0,000	(0,014)
Razlika u koeficijentima				
Obrazovanje	0,006	(0,084)	0,048	(0,117)
Radno iskustvo	-0,132	(0,482)	0,598	(0,517)
Zanimanje	0,044	(0,161)	0,042	(0,179)
Region	-0,124	(0,117)	0,110	(0,156)
Gustina naseljenosti	-0,004	(0,036)	-0,010	(0,055)
Sektor aktivnosti	-0,756**	(0,309)	-0,508	(0,395)
Radno vreme	0,005	(0,068)	-0,111	(0,081)
Konstanta	1,281**	(0,626)	-0,267	(0,634)
Razlika u interakciji prediktora i koeficijenata				
Obrazovanje	0,032	(0,053)	-0,094	(0,083)
Radno iskustvo	-0,005	(0,035)	-0,060	(0,063)
Zanimanje	-0,573*	(0,315)	-0,159	(0,237)
Region	-0,018	(0,098)	0,104	(0,136)
Gustina naseljenosti	-0,044	(0,051)	0,045	(0,067)

Sektor aktivnosti	0,801**	(0,333)	0,164	(0,146)
Radno vreme	-0,001	(0,012)	0,029	(0,061)
N	253		200	

Napomene: Negativne vrednosti smanjuju jaz u zaradama, pozitivne vrednosti povećavaju jaz u zaradama. Robustne standardne greške (S.E.). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabela D 7 Jednačina selekcije, selmlog procedura

Jednačina selekcije u zaposlenost	2014.		2015.	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Ženski pol	-0,439***	(0,050)	-0,400***	(0,050)
Srednje obrazovanje	1,134***	(0,070)	1,212***	(0,071)
Visoko obrazovanje	2,025***	(0,087)	2,054***	(0,088)
Godine	0,237***	(0,017)	0,225***	(0,017)
Godine na kvadrat	-0,003***	(0,000)	-0,003***	(0,000)
Oženjen/udata	0,241***	(0,068)	0,277***	(0,069)
Broj dece do 7 god.	0,026	(0,057)	-0,033	(0,059)
Broj dece 8–18 god.	-0,009	(0,047)	-0,013	(0,047)
Broj izdržavanih u odnosu na broj lica radnog uzrasta	-0,121*	(0,065)	-0,039	(0,064)
Nosilac domaćinstva	-0,023	(0,055)	-0,002	(0,055)
Penzija po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	-0,004	(0,003)	-0,003	(0,004)
Srednje naseljena oblast	-0,007	(0,065)	0,004	(0,066)
Retko naseljena oblast	-0,197***	(0,063)	-0,239***	(0,062)
Vojvodina	-0,044	(0,077)	-0,154*	(0,080)
Šumadija i Zapadna Srbija	-0,097	(0,076)	-0,368***	(0,077)
Južna i Istočna Srbija	-0,322***	(0,080)	-0,379***	(0,081)
Konstanta	-5,190***	(0,333)	-5,002***	(0,335)
Jednačina selekcije u samozaposlenost				
Ženski pol	-1,167***	(0,102)	-1,301***	(0,112)
Srednje obrazovanje	0,174	(0,110)	-0,025	(0,116)
Visoko obrazovanje	0,532***	(0,156)	0,352**	(0,168)
Godine	0,181***	(0,034)	0,195***	(0,037)
Godine na kvadrat	-0,002***	(0,000)	-0,002***	(0,000)
Oženjen/udata	0,010	(0,128)	0,254*	(0,144)
Broj dece do 7 god.	0,265**	(0,105)	-0,137	(0,133)
Broj dece 8–18 god.	0,105	(0,084)	0,109	(0,088)
Broj izdržavanih u odnosu na broj lica radnog uzrasta	-0,079	(0,114)	-0,017	(0,122)
Nosilac domaćinstva	0,103	(0,103)	-0,085	(0,114)
Penzija po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,006	(0,005)	0,015**	(0,006)
Srednje naseljena oblast	0,094	(0,137)	0,117	(0,149)
Retko naseljena oblast	0,466***	(0,123)	0,291**	(0,133)
Vojvodina	0,558***	(0,172)	0,146	(0,183)

Šumadija i Zapadna Srbija	0,548***	(0,170)	0,219	(0,175)
Južna i Istočna Srbija	0,074	(0,182)	-0,019	(0,186)
Konstanta	-6,740***	(0,703)	-6,644***	(0,771)
N	8.308		8.200	
Pseudo R2	0,097		0,101	

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast i neaktivnost. Robustne standardne greške (S.E). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Dodatak petom poglavlju

Tabela D 8 Selmlog procedura, jednačina selekcije za muškarce, 2014.

Promenljive	Zaposleni		Nezaposleni	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	0,877***	(0,126)	0,279**	(0,133)
Visoko obrazovanje	1,753***	(0,188)	0,511**	(0,204)
Godine	0,271***	(0,031)	0,142***	(0,033)
Godine na kvadrat	-0,004***	(0,000)	-0,002***	(0,000)
Oženjen	0,658***	(0,147)	0,106	(0,156)
Broj dece (1–7)	0,171	(0,137)	-0,035	(0,146)
Broj dece (8–18)	0,189*	(0,110)	0,124	(0,118)
Broj izdržavanih u odnosu na broj lica radnog uzrasta	-0,397***	(0,130)	-0,194	(0,136)
Nosilac domaćinstva	-0,159	(0,114)	-0,117	(0,122)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,012	(0,008)	0,012	(0,008)
Srednje naseljena oblast	-0,089	(0,143)	-0,138	(0,153)
Retko naseljena oblast	0,057	(0,134)	-0,119	(0,143)
Region Vojvodina	0,629***	(0,170)	0,658***	(0,184)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	0,119	(0,159)	0,134	(0,174)
Region Južna i Istočna Srbija	-0,017	(0,166)	0,422**	(0,179)
Konstanta	-3,929***	(0,619)	-1,038	(0,634)
N	4.595			
Pseudo R2	0,082			

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela D 9 Selmlog procedura, jednačina selekcije za žene, 2014.

Promenljive	Zaposleni		Nezaposleni	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	1,265***	(0,098)	0,755***	(0,113)
Visoko obrazovanje	2,294***	(0,145)	1,064***	(0,170)
Godine	0,240***	(0,029)	0,216***	(0,033)
Godine na kvadrat	-0,003***	(0,000)	-0,003***	(0,000)
Oženjen	-0,729***	(0,117)	-0,972***	(0,131)
Broj dece (1–7)	-0,232**	(0,095)	-0,150	(0,105)
Broj dece (8–18)	-0,108	(0,076)	-0,051	(0,087)
Broj izdržavanih u odnosu na broj lica radnog uzrasta	0,015	(0,108)	-0,128	(0,124)
Nosilac domaćinstva	0,044	(0,094)	0,131	(0,108)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,008	(0,005)	0,007	(0,006)

Srednje naseljena oblast	0,054	(0,112)	0,108	(0,130)
Retko naseljena oblast	-0,319***	(0,104)	-0,207*	(0,121)
Region Vojvodina	-0,076	(0,129)	0,177	(0,154)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	-0,031	(0,126)	0,098	(0,152)
Region Južna i Istočna Srbija	-0,040	(0,138)	0,506***	(0,160)
Konstanta	-4,052***	(0,567)	-3,121***	(0,631)
N	4.254			
Pseudo R2	0,111			

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela D 10 Selmlog procedura, jednačina zarada, 2014.

Promenljive	Muškarci		Žene	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	0,123***	(0,045)	0,276***	(0,070)
Visoko obrazovanje	0,526***	(0,064)	0,701***	(0,112)
Radno iskustvo	0,022***	(0,005)	0,008	(0,005)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,000***	(0,000)	-0,000	(0,000)
Srednje naseljena oblast	-0,030	(0,031)	-0,086***	(0,028)
Retko naseljena oblast	-0,177***	(0,031)	-0,083***	(0,032)
Region Vojvodina	-0,158***	(0,041)	-0,096***	(0,037)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	-0,210***	(0,036)	-0,208***	(0,033)
Region Južna i Istočna Srbija	-0,191***	(0,043)	-0,170***	(0,044)
Selekcija u zaposlenost	-0,776**	(0,384)	-0,118	(0,304)
Selekcija u nezaposlenost	-0,955*	(0,526)	0,278	(0,515)
Selekcija u neaktivnost	0,196	(0,561)	0,177	(0,486)
Konstanta	4,864***	(0,165)	4,910***	(0,246)
Prilagođeni R2	0,219		0,311	
N	2.254		1.794	

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela D 11 Selmlog procedura, jednačina selekcije za muškarce, 2015.

Promenljive	Zaposleni		Nezaposleni	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	0,648***	(0,121)	0,108	(0,128)
Visoko obrazovanje	1,243***	(0,173)	0,153	(0,189)
Godine	0,210***	(0,031)	0,073**	(0,032)
Godine na kvadrat	-0,003***	(0,000)	-0,001***	(0,000)
Oženjen	0,555***	(0,143)	-0,084	(0,153)
Broj dece (1–7)	0,127	(0,139)	0,057	(0,148)
Broj dece (8–18)	0,341***	(0,117)	0,385***	(0,124)
Racio zavisnosti	-0,136	(0,131)	0,025	(0,138)
Nosilac domaćinstva	0,124	(0,115)	0,147	(0,123)

Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,008	(0,007)	-0,002	(0,008)
Srednje naseljena oblast	-0,090	(0,141)	-0,116	(0,152)
Retko naseljena oblast	-0,006	(0,129)	-0,091	(0,139)
Region Vojvodina	-0,052	(0,174)	0,036	(0,188)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	-0,359**	(0,165)	-0,284	(0,179)
Region Južna i Istočna Srbija	-0,139	(0,179)	0,292	(0,191)
Konstanta	-2,481***	(0,619)	0,567	(0,636)
N	4.549			
Pseudo R2	0,073			

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Tabela D 12 Selmlog procedura, jednačina selekcije za žene, 2015.

Varijable	Zaposleni		Nezaposleni	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	1,288***	(0,101)	0,448***	(0,110)
Visoko obrazovanje	2,487***	(0,154)	0,934***	(0,176)
Godine	0,196***	(0,029)	0,090***	(0,032)
Godine na kvadrat	-0,003***	(0,000)	-0,002***	(0,000)
Udata	-0,646***	(0,119)	-0,886***	(0,130)
Broj dece (1–7)	-0,287***	(0,098)	-0,188*	(0,105)
Broj dece (8–18)	0,003	(0,077)	0,099	(0,086)
Racio zavisnosti	0,082	(0,112)	0,015	(0,126)
Nosilac domaćinstva	0,090	(0,095)	0,179*	(0,107)
Penzije po ekvivalentnom odraslom u hiljadama RSD	0,011*	(0,006)	0,009	(0,007)
Srednje naseljena oblast	0,007	(0,118)	-0,017	(0,136)
Retko naseljena oblast	-0,388***	(0,106)	-0,304**	(0,123)
Region Vojvodina	-0,114	(0,138)	0,183	(0,163)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	-0,302**	(0,131)	-0,016	(0,156)
Region Južna i Istočna Srbija	-0,030	(0,142)	0,424**	(0,165)
Konstanta	-3,123***	(0,592)	-0,423	(0,627)
N	4.220			
Pseudo R2	0,112			

Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

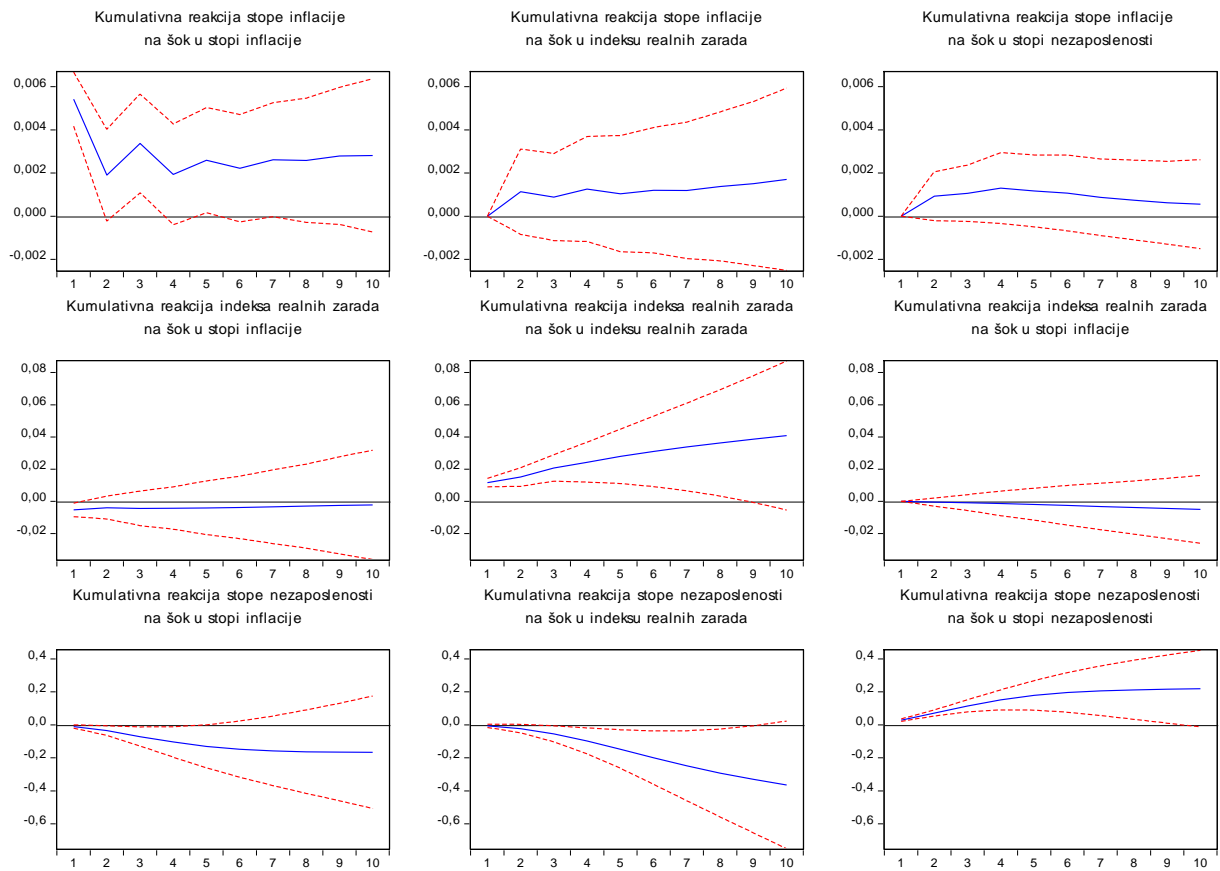
Tabela D 13 Selmlog procedura, jednačina zarada, 2015.

	Muškarci		Žene	
	Koeficijent	S.E.	Koeficijent	S.E.
Srednje obrazovanje	0,177***	(0,048)	0,294***	(0,075)
Visoko obrazovanje	0,532***	(0,066)	0,745***	(0,113)

Radno iskustvo	0,010*	(0,006)	0,006	(0,005)
Radno iskustvo na kvadrat	-0,000	(0,000)	0,000	(0,000)
Srednje naseljena oblast	-0,060*	(0,032)	-0,051*	(0,027)
Retko naseljena oblast	-0,087***	(0,031)	-0,096***	(0,030)
Region Vojvodina	-0,071*	(0,039)	-0,024	(0,035)
Region Šumadija i Zapadna Srbija	-0,084**	(0,038)	-0,128***	(0,034)
Region Južna i Istočna Srbija	-0,193***	(0,043)	-0,144***	(0,038)
Selekcija u zaposlenost	0,176	(0,422)	0,398	(0,291)
Selekcija u nezaposlenost	0,452	(0,660)	0,721	(0,498)
Selekcija u neaktivnost	1,336**	(0,533)	0,344	(0,463)
Konstanta	5,142***	(0,188)	4,770***	(0,226)
Prilagođeni R2	0,169		0,283	
N	2.131		1.724	

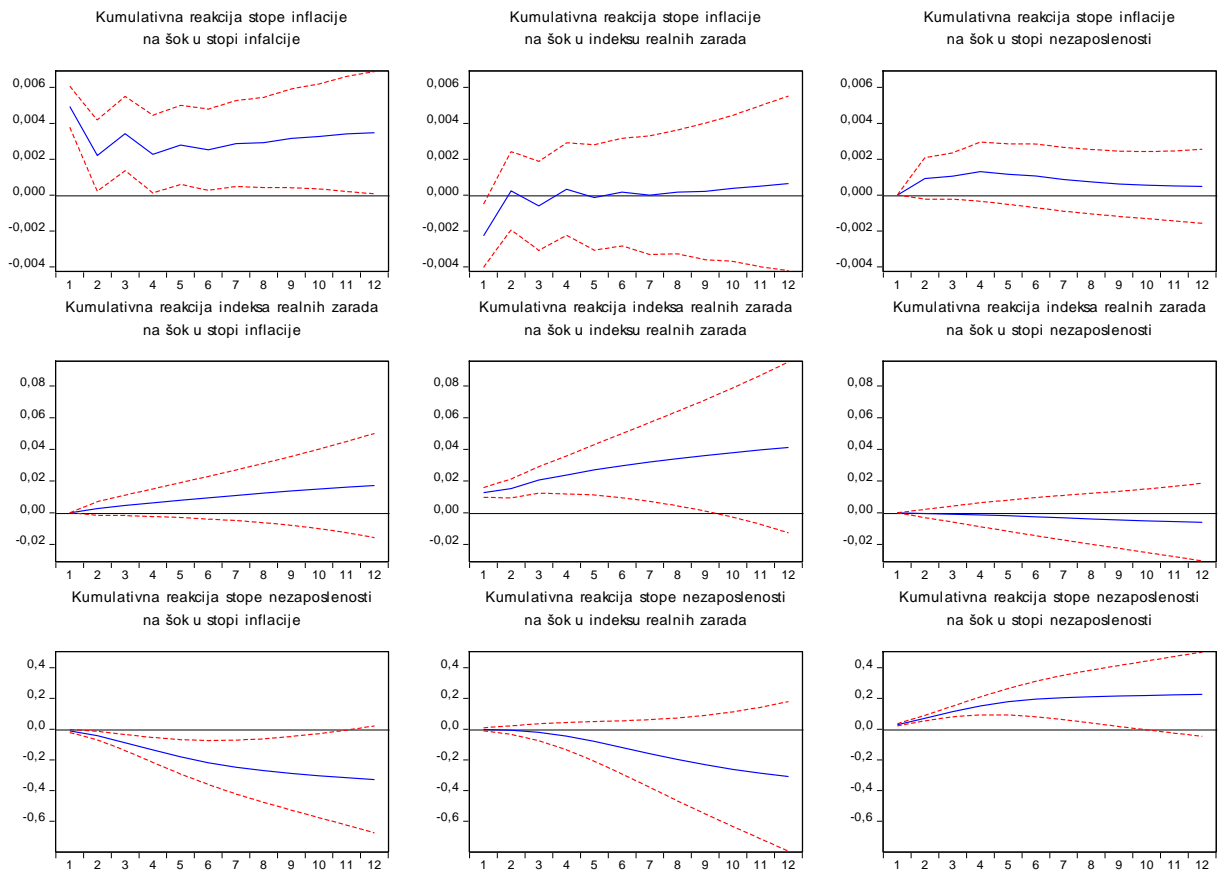
Napomene: Referentne kategorije su: osnovno obrazovanje, Beogradski region, gusto naseljena oblast. Robustne standardne greške (S.E.). *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Dodatak šestom poglavlju



Napomene: Isprekidane linije predstavljaju 95% interval poverenja izračunat korišćenjem Monte Karlo simulacija sa 1.000 ponavljanja.

Grafikon D 1 Kumulativna funkcija impulsnog odziva, redosled varijabli: stopa inflacije, indeks realnih zarada i stopa nezaposlenosti



Napomene: Isprekidane linije predstavljaju 95% interval poverenja izračunat korišćenjem Monte Karlo simulacija sa 1.000 ponavljanja.

Grafikon D 2 Kumulativna funkcija impulsnog odziva, redosled varijabli: indeks realnih zarada, stopa inflacije i stopa nezaposlenosti

Biografija autora

Aleksandra Anić rođena je 6. januara 1988. godine u Beogradu. Diplomirala je na Ekonomskom fakultetu u Beogradu 2010. godine na smeru Statistika, informatika i kvantitativne finansije sa prosečnom ocenom 9,43. U januaru 2013. godine odbranila je master rad na temu „Kointegraciona analiza nezaposlenosti u Srbiji“ (engl. „*Cointegration analysis of unemployment in Serbia*“) na Međunarodnom masteru iz kvantitativnih finansija (engl. *International Masters in Quantitative Finance*) na Ekonomskom fakultetu u Beogradu. Doktorske studije je upisala u februaru 2013. godine na Ekonomskom fakultetu u Beogradu, smer Statistika. Doktorand je položila sve ispite na doktorskim studijama sa ocenom 10. Dobitnica je brojnih nagradi i stipendija. Dobila je nagradu za najboljeg studenta doktorskih studija fondacije prof. dr Ljubica Škare Vidojević i dr Obrad Vidojević 2015. godine. Dobila je prestižnu stipendiju japanske fondacije *Ryoichi Sasakawa Young Leaders Fellowship Fund* 2016. i 2017. godine. Zahvaljujući navedenoj stipendiji za studijski boravak u inostranstvu doktorand je mesec dana provela na Univerzitetu Laval u Kvebeku u Kanadi. Pohađala je brojne kurseve u inostranstvu na prestižnim univerzitetima u cilju unapređenja naučno-istraživačkih veština. Angažovana je na Ekonomskom fakultetu u Beogradu od 2011. godine najpre kao demonstrator, potom dve godine u zvanju saradnika u nastavi i od 2013. godine kao asistent na predmetu Ekonomska statistika. Angažovana je kao istraživač u Fondaciji za razvoj ekonomske nauke od 2014. godine. Takođe, Aleksandra Anić je bila angažovana na brojnim naučno-istraživačkim projektima. Autor i koautor je brojnih radova različitih kategorija, u časopisima, poglavlja u monografijama, kao i u zbornicima sa međunarodnih konferencija.

Прилог 1.

Изјава о ауторству

Потписани-а Александра Анић
број индекса 3041/2012

Изјављујем

да је докторска дисертација под насловом

Активност жена, родни јаз у зарадама и замка неактивности и незапослености: економетријска анализа за Србију

- резултат сопственог истраживачког рада,
- да предложена дисертација у целини ни у деловима није била предложена за добијање било које дипломе према студијским програмима других високошколских установа,
- да су резултати коректно наведени и
- да нисам кршио/ла ауторска права и користио интелектуалну својину других лица.

Потпис докторанда

У Београду, 23.01.2019.

Прилог 2.

Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада

Име и презиме аутора Александра Анић

Број индекса 3041/2012

Студијски програм Статистика

Наслов рада Активност жена, родни јаз у зарадама и замка неактивности и незапослености: економетријска анализа за Србију

Ментор проф. др Горана Крстић

Потписани/а Александра Анић

Изјављујем да је штампана верзија мог докторског рада истоветна електронској верзији коју сам предао/ла за објављивање на порталу **Дигиталног репозиторијума Универзитета у Београду**.

Дозвољавам да се објаве моји лични подаци везани за добијање академског звања доктора наука, као што су име и презиме, година и место рођења и датум одбране рада.

Ови лични подаци могу се објавити на мрежним страницама дигиталне библиотеке, у електронском каталогу и у публикацијама Универзитета у Београду.

Потпис докторанда

У Београду, 23.01.2019.

Прилог 3.

Изјава о коришћењу

Овлашћујем Универзитетску библиотеку „Светозар Марковић“ да у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду унесе моју докторску дисертацију под насловом:

Активност жена, родни јаз у зарадама и замка неактивности и незапослености: економетријска анализа за Србију

која је моје ауторско дело.

Дисертацију са свим прилозима предао/ла сам у електронском формату погодном за трајно архивирање.

Моју докторску дисертацију похрањену у Дигитални репозиторијум Универзитета у Београду могу да користе сви који поштују одредбе садржане у одабраном типу лиценце Креативне заједнице (Creative Commons) за коју сам се одлучио/ла.

1. Ауторство
2. **Ауторство - некомерцијално**
3. Ауторство – некомерцијално – без прераде
4. Ауторство – некомерцијално – делити под истим условима
5. Ауторство – без прераде
6. Ауторство – делити под истим условима

(Молимо да заокружите само једну од шест понуђених лиценци, кратак опис лиценци дат је на полеђини листа).

Потпис докторанда

У Београду, 23.01.2019.
