

Univerzitet u Beogradu

Ekonomski fakultet

Vladislavljević D. Marko

Ekonometrijska analiza premije zarada javnog
sektora u Srbiji u uslovima fiskalne
konsolidacije

Doktorska disertacija

Beograd, 2018. godine

University of Belgrade

Faculty of Economics

Vladislavljević D. Marko

Econometric analysis of the public sector wage
premium in Serbia in conditions of fiscal
consolidation

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2018

Mentorska komisija:

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

dr Gorana Krstić, redovni profesor, Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu

Doktorska komisija:

dr Mihail Arandarenko, redovni profesor, Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu

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

dr Milojko Arsić, redovni profesor, Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu

Zahvalnost

Koristim priliku da se ovim putem zahvalim članovima moje mentorske i doktorske komisije na pomoći u toku izrade doktorske disertacije: prof. dr. Aleksandri Nojković koja me je u svim fazama pisanja doktorske disertacije savetovala i ukazivala na to kako da prevaziđem sve izazove sa kojima sam se suočavao, prof. dr Gorani Krstić na savetima vezano za metodologiju i literaturu, prof. dr Mihailu Arandarenku na čestim diskusijama i stalnoj podršci u toku pisanja teze, prof. dr Zorici Mladenović na velikom strpljenju i pomoći prilikom formulacije metodologije i same analize u delu 6 disertacije i prof. dr Milojku Arsiću na kreativnim i dobronamernim savetima.

Dodatnu zahvalnost dugujem profesoru Kristijanu Perušinju (Cristiano Perugini) sa Univerziteta u Peruđi, na korisnim savetima koje sam dobio u toku tromesečne razmene u okviru doktorskih studija, profesoru Horheu Davalosu (Jorge Davalos) sa Universidad del Pacifico (Lima, Peru) na ideji i inspiraciji za analizu u delu 5, kao mojim kolegama sa Instituta ekonomskih nauka – dr Jovanu Zuboviću na podršci i razumevanju u toku perioda pisanja doktorata i dr Lari Lebedniski, koja je korisnim savetima unapredila moj rad na tezi.

Takođe, veliku zahvalnost za podršku dugujem porodici i svim prijateljima koji su mi predstavljali veliki oslonac u toku pisanja disertacije.

Rezime

U 2014. godini, fiskalni deficit u Republici Srbiji iznosio je 6,6% bruto društvenog proizvoda (BDP) i bio je među najvišim u Evropi. Reagujući na deficit, Vlada Srbije je, krajem 2014. godine donela mere fiskalne konsolidacije koje su, između ostalog, uključivale i smanjivanje zarada u javnom sektoru u iznosu od 10% za zarade više od 25.000 dinara. Osnovni cilj ove disertacije bio je da se detaljno ispituju efekti fiskalne konsolidacije *na premiju zarada javnog sektora* (razliku u zaradama između javnog i privatnog sektora kada statistički kontrolišemo efekte ostalih relevantnih varijabli), ali i efekti koje je fiskalna konsolidacija imala na ostale ishode na tržištu rada.

S tim u vezi, u ovoj disertaciji detaljno su prikazani ekonometrijski metodi kojima se ocenjuje premija zarada javnog sektora, ali i metode koje možemo da koristimo da ocenimo efekte fiskalne konsolidacije na promenu premije. Korišćena je najpre Minseroва jednačina zarada, u kojoj se premija zarada javnog sektora računa kao koeficijent uz veštačku promenljivu koja označava rad u javnom sektoru. Nakon toga, premija zarada javnog sektora ocenjena je uz pomoć Blajnder-Ohaka dekompozicije, u okviru koje se ukupna razlika u zaradama između sektora razdvaja na objašnjeni i neobjašnjeni deo. Objasneni deo se duguje različitim karakteristikama radnika u javnom i privatnom sektoru (različiti nivoi obrazovanja, radno iskustvo itd.), dok se neobjašnjeni deo duguje razlikama u uslovnim zaradama za te karakteristike na tržištu rada i kao takav predstavlja još jednu ocenu premije zarada javnog sektora.

Premija zarada javnog sektora zatim je ocenjena i drugim metodama dekompozicije. Kod JMP dekompozicije, ukupna razlika u zaradama deli se na tri komponente: razliku u karakteristikama (Q), razliku u cenama (P), koja predstavlja ocenu premije zarada javnog sektora, i razliku u neopaženim karakteristikama i cenama (U), a koja se procenjuje na osnovu razlika u distribuciji reziduala dva sektora. U okviru Nopo dekompozicije, najpre se određuje deo uzorka u kojem su radnici u dva sektora uporedivi iz perspektive karakteristika na tržištu rada, a zatim se u okviru uporedivog dela uzorka razlika u zaradama deli na deo koji se duguje razlikama u karakteristikama i deo koji predstavlja premiju zarada javnog sektora. Konačno, Njuman-Ohaka dekompozicija uzima u obzir Hekmanovu ideju da radnici ne biraju (nisu izabrani u) javni ili privatni sektor na slučaj, usled čega su ocene koeficijenata u Minserovoj

regresiji i Blajnder-Ohaka dekompoziciji pristrasne. Ocenjujući selekciju u javni sektor zajedno sa jednačinom zarada ocene koeficijenta postaju nepristrasne.

Da bismo ocenili premiju zarada javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada korišćene su i metode uslovne kvantilne regresije. Dodatno, koristimo strukturu rotirajućeg panela Ankete o radnoj snazi da 1) direktno proverimo hipotezu o tome da je fiskalna konsolidacija uticala na smanjivanje zarada javnog sektora i 2) da ocenimo efekte fiskalne konsolidacije na tranzicije na tržištu rada. Konačno, koristimo metode kointegracione analize i vektorskog autoregresionog modela da ispitamo dugoročnu povezanost zarada u dva sektora.

Istraživanje u okviru disertacije pokušava da potvrdi ili opovrgne četiri hipoteze. Prvom hipotezom ispituujemo *da li je fiskalna konsolidacija u Srbiji izazvala smanjenje premije zarada javnog sektora u Srbiji 2015. i 2016. godine, u odnosu na 2014. godinu*. Prva hipoteza je, prema očekivanjima, potvrđena, jer je premija smanjena sa 17,3% u 2014. godini na 11,3% (11,1%) u 2015. (2016.) godini, a slični rezultati i zaključci dobijaju se primenom različitih metoda dekompozicije zarada. Direktno modeliranje predloženih mera smanjenja zarada kroz panel analizu pokazalo je da se fiskalna konsolidacija, u proseku, odvijala prema planu koji je donela Vlada Srbije i da je upravo fiskalna konsolidacija dovela do smanjenja premije zarada javnog sektora. Dodatno, u okviru ove hipoteze, posebna pažnja posvećena je podeli na sektor države (koji obuhvata sektore državne administracije, obrazovanja i zdravstva) i sektor javnih preduzeća. Pokazano je da je premija za rad u javnim preduzećima u Srbiji u 2014. godini bila značajno viša nego u sektoru države, za oko 3 procentna poena; i da je konsolidacija dodatno doprinela povećanju razlika u uslovnim prosečnim zaradama u dva sektora, (6,7% u 2015.; i 9,8% 2016. godini). Modeliranje predloženih mera smanjenja zarada u okviru panel analize ukazuje da je na povećanje razlika u zaradama između podsektora javnog sektora uticala različita saglasnost predloženih i realnih promena zarada u dva podsektora: dok je u sektoru države saglasnost bila potpuna, u sektoru javnih preduzeća ona je bila samo delimična.

Primena metoda dekompozicije ukazuje na to da su nekorigovane razlike u zaradama između sektora izraženije od premije zarada, zbog toga što radnici u javnom sektoru imaju bolje karakteristike na tržištu rada (više nivoe obrazovanja, bolju strukturu

zanimanja itd.), a slično važi i za radnike sektora države u odnosu na radnike javnih preduzeća. Metode dekompozicije ukazuju i da su osnovni uzroci premija zarada javnog sektora više uslovne zarade za više nivoe obrazovanja, duže radno iskustvo i za pojedina zanimanja, dok su više ceteris paribus zarade u javnim preduzećima, u odnosu na sektor države, posledica faktora koje ne možemo da opazimo u podacima.

Rezultati kvantilne regresije ukazuju da je premija zarada javnog sektora u Srbiji u 2014. godini bila različita na različitim nivoima distribucije zarada. Premija je bila najviša na najnižim zaradama (21% na 10. percentilu), statistički značajno niža na nivou medijane (16,9%), i najniža na najvišim zaradama (12,4%). Usled ovih razlika i izuzimanja zarada nižih od 25.000 dinara iz fiskalne konsolidacije, u okviru druge hipoteze ispitujuemo da li je *smanjivanje premije javnog sektora 2015. i 2016. godine bilo je različito na različitim nivoima distribucije zarada*. I ova hipoteza je potvrđena: rezultati kvantilne regresije ukazuju na to da na niskim nivoima zarada promene premije nisu bile statistički značajne, dok su promene od 30. percentila pa do kraja distribucije zarada, značajne i pri tome više izražene na vrhu nego na sredini distribucije zarada.

I u okviru ove hipoteze razmatrali smo različite efekte na podsektore javnog sektora: sektor države i sektor javnih preduzeća. Analiza ukazuje na dva važna nalaza. Prvo, rezultati iz 2014. godine ukazuju da u sektoru države, u odnosu na privatni sektor, postoji teorijski očekivan obrazac premije zarada: visoka premija na dnu i niska premija na vrhu distribucije zarada, dok se kod javnih preduzeća premija zarada u odnosu na privatni sektor ne razlikuje u zavisnosti od nivoa u distribuciji zarada. Usled ovog trenda, počevši od medijane pa do najviših zarada, premija je viša za sektor javnih preduzeća nego za sektor države. Drugo, između 2014. i 2015 godine smanjenje premije zarada u sektoru države bilo je značajno na svim nivoima distribucije zarada (osim na 10. percentilu), dok je u sektoru javnih preduzeća smanjenje premije bilo značajno samo kod visokih zarada. Uz to, intenzitet promena bio je značajno viši u sektoru države nego u sektoru javnih preduzeća na svim nivoima distribucije zarada. Ovi rezultati, zajedno sa rezultatima u okviru prethodne hipoteze ukazuju na to da su mehanizmi i faktori koji utiču na formiranje zarada i mogućnosti reagovanja u situaciji fiskalne konsolidacije javnih preduzeća i sektora države različiti.

U okviru treće hipoteze pretpostavili smo da će *fiskalna konsolidacija izazvati i strukturne efekte na tržištu rada*. Prema ovoj hipotezi, javni sektor, usled smanjivanja zarada, postaje manje korisna opcija radnicima, koji mogu da odluče da, umesto rada u javnom sektoru, rade u privatnom sektoru, ili da se povuku u neaktivnost. Direktno ispitivanje efekata smanjivanja zarada kroz panel analizu ukazalo je na to da ova hipoteza nije potvrđena, te da efekti fiskalne konsolidacije nisu povećali verovatnoću tranzicije radnika u privatni sektor ili neaktivnost.

Konačno, u okviru četvrte hipoteze ispitivali smo da li je *smanjivanje zarada u javnom sektoru, kao posledica fiskalne konsolidacije, uticalo je i na smanjivanje zarada u privatnom sektoru*. Ispitivanje dugoročne povezanosti između zarada u sektoru države i sektoru prerađivačke industrije, kao reprezentativnih sektora javnog i privatnog sektora ukazalo je na to da su zarade u dva sektora kointegrirane, tj. da između njih postoji dugoročna ravnotežna veza. Ipak, ispitivanje u okviru VAR modela i modela sa korekcijom ravnotežne greške ukazuje na to da zarade u sektoru prerađivačke industrije utiču na zarade u sektoru države, dok obrnuto ne važi. Drugim rečima, četvrta hipoteza nije potvrđena: fiskalna konsolidacija nije uticala na zarade u privatnom sektoru, jer one nisu pod uticajem niti kratkoročnih niti dugoročnih promena zarada u javnom sektoru.

Ključne reči: premija zarada javnog sektora, fiskalna konsolidacija, metode dekompozicije zarada, kvantilna regresija, panel analiza, tranzicije na tržištu rada, kointegracija.

Naučna oblast: Ekonomija

Uža naučna oblast: Mikroekonometrija tržišta rada

JEL klasifikacija: J31, J45, J38, C21

UDK broj: 331.2:334.724(497.11)

Summary

In 2014, the fiscal deficit in the Republic of Serbia amounted to 6.6% of GDP and was among the highest in Europe. In response to the deficit, the Government of Serbia adopted a set of fiscal consolidation measures at the end of 2014, which included a 10% reduction of public sector wages for wages higher than 25,000 RSD. The main objective of this dissertation was to examine the effects of fiscal consolidation on the public sector wage premium (defined as the difference between public and private sector wages, when statistically controlling for the effects of other relevant variables); as well as the effects that fiscal consolidation had on other labour market outcomes.

The dissertation presents econometric methods used to assess the public sector wage premium, and the effects of fiscal consolidation on the change of premium. Firstly, we used Mincer earnings equation, in which public sector wage premium is estimated as a coefficient next to the dummy variable for the public sector job. Subsequently, the public sector wage premium was estimated via Blinder-Oaxaca decomposition, in which the total difference in wages between the sectors is divided to explained and unexplained part. While the explained part is attributed to different labour market characteristics of the workers from public and private sectors (different levels of education, work experience, etc.), the unexplained part is due to different constants and returns to characteristics, and represents an estimate of the public sector wage premium.

The public sector wage premium was then estimated by other decomposition methods. Within JMP decomposition, total wage difference is divided to: the difference in characteristics (Q), the difference in prices (P), which represents an estimate of the public sector wage premium, and the difference in unobserved characteristics and prices (U), estimated based on the differences in the distributions of the wage equation residuals. Nopo decomposition suggests that labour market characteristics of the workers from two sectors are not fully comparable. Therefore, after determining the comparable sample, the difference in earnings within the comparable part of the sample is divided to two parts: first – due to differences in characteristics and second which represents the public sector wage premium. Finally, the Neuman-Oaxaca decomposition takes into account Heckman's notion that workers do not choose (are not selected to) public or private sector randomly, therefore causing a bias in Mincer's regression and

Blinder-Oaxaca decomposition estimates. Joint estimate of the selection into the public sector and of the wage equation corrects for this bias.

In order to estimate the public sector wage premium at different parts of the wage distribution we used the conditional quantile regression. In addition, we used the Labour Force Survey rotating panel structure to 1) directly examine the hypothesis that fiscal consolidation has influenced the reduction of the public sector wages and 2) to assess the effects of fiscal consolidation on labour market transitions. Finally, we use the methods of cointegration analysis and vector autoregression model to examine the long-term relationship of wages in the public administration and the manufacturing sector.

The research within the dissertation is organised around four hypotheses. The first hypothesis investigates *whether fiscal consolidation in Serbia has caused a reduction in the public sector wage premium in Serbia in 2015 and 2016*, compared to 2014. The first hypothesis was, expectedly, confirmed, since the premium was reduced from 17.3% in 2014 to 11.3% (11.1%) in 2015 (2016). Similar results and conclusions are obtained by applying different methods of wage decomposition. Direct modelling of proposed measures of wage reduction through panel analysis showed that wage reduction, on average, was in line with the plan adopted by the Government of Serbia and that wage reduction indeed led to reduction of the public sector wage premium. Additionally, within this hypothesis, we investigated the differences between the state sector and state-owned enterprises within the public sector. The results indicate that the conditional wages in the state-owned enterprises in Serbia in 2014 were significantly higher than in the state sector, by about 3%, while the effects of fiscal consolidation further contributed to the increase of the conditional wage differences between the sectors (6.7% in 2015, and 9.8% in 2016). The modelling of the proposed measures within the panel analysis suggests that the increase in wage differentials between the public sector subsectors was influenced by the different compliance of proposed and real changes: while in the state sector we observe full compliance, in the state-owned enterprises the compliance was partial.

Decomposition methods further suggest that unadjusted wage differences between the sectors are even more pronounced than the wage premiums, due to better labour market characteristics of the public sector workers (higher levels of education, better

occupation, etc.). Similar applies to the state sector workers when compared to workers in the state-owned enterprises. Results also reveal that the main reasons behind the public sector wage premium are higher returns for education, work experience and some occupations, while higher ceteris paribus wages in state-owned enterprises, compared to the state sector, are the consequence of the factors that we cannot observe in the data.

The results of the quantile regression indicate that the public sector wage premium in Serbia in 2014 was different at different levels of wage distribution. The premium at the bottom of the wage distribution (21% on the 10th percentile) was higher than at the median (16.9%), or at the highest wages (12.4%). Due to these differences, and exempt of the wages lower than 25,000 RSD were from the reduction, the second hypothesis examined *whether the reduction in the public sector wage premium in 2015 and 2016 was different at different levels of wage distribution*. This hypothesis was also confirmed: the results of quantile regression indicate that premium changes were not significant at low wages, while the reduction of the premium was significant from the 30 percentile onwards, being most pronounced at the top of the wage distribution.

Within this hypothesis, we also analysed different effects of the fiscal consolidation on the public sector subsectors. The analysis indicates two important findings. Firstly, the in 2014 state sector wage premium (compared to the private sector) had a theoretically expected pattern: high premium at the bottom and low premium at the top of the wage distribution, while in state-owned enterprises the wage premium was constant across the wage distribution. Due to this trend, from median to the highest wages, the premium is higher for the state-owned enterprises than for the state sector. Secondly, the comparison of the results between 2014 and 2015 indicates that the reduction in the wage premium in the state sector was significant at all levels of the wage distribution (except at the very bottom), while in the state-owned enterprises, the reduction of the premium was significant only for high wages. Additionally, the premium drop was significantly higher in the state sector than in the state-owned enterprises at all parts of the wage distribution. These results, together with the results within the previous hypothesis, indicate that the mechanisms and factors that influence the wage setting, as well as the responses to fiscal consolidation are different in the public sector subsectors.

The third hypothesis investigated whether the *fiscal consolidation also caused structural effects on the labour market*. According to this hypothesis, the public sector, due to the wage reduction, becomes a less attractive option for workers, who can decide to move to the private sector, or to withdraw to inactivity. Direct examination of the effects of wage cut through panel analysis indicated that this hypothesis was not confirmed, and that the effects of fiscal consolidation did not increase the likelihood of workers' transition to the private sector or inactivity.

Finally, within the fourth hypothesis, we examined whether the *reduction in public sector wages, as a result of fiscal consolidation, also affected the wages in the private sector*. Investigation of the relationship between wages in the public administration and the manufacturing sectors, as representatives of public and private sector respectively, indicated that the wages in the two sectors are cointegrated, i.e. that they have a long-term equilibrium. However, the results of the VAR and error correction model indicate that wages in the manufacturing sector affect earnings in the government sector, while the causal relationship in the opposite direction cannot be identified. In other words, the fourth hypothesis was not confirmed: the fiscal consolidation had no effect on the private sector wages, since they are not affected by either short-term or long-term changes of the public sector wages.

Keywords: public sector premium, fiscal consolidation, salary decomposition methods, quantile regression, panel analysis, labour market transition, cointegration.

Scientific area: Economics

Narrow scientific field: Microeconometrics – labour market.

JEL codes: J31, J45, J38, C21

UDK codes: 331.2:334.724(497.11)

SADRŽAJ

1. UVOD	1
1.1. Premija zarada javnog sektora.....	3
1.2. Empirijska istraživanja o razlikama u zaradama između javnog i privatnog sektora	4
1.3. Teorijska objašnjenja razlika u zaradama javnog i privatnog sektora.....	12
1.4. Fiskalna konsolidacija u Srbiji 2014. godine	16
1.5. Ciljevi istraživanja i hipoteze	18
2. METODOLOGIJA KORIŠĆENA U DISERTACIJI.....	23
2.1. Opis podataka.....	23
2.2. Ekonometrijske tehnike uporednih podataka	27
2.3. Ekonometrijske tehnike kvantilne regresije	45
2.4. Ekonometrijska analiza premije javnog sektora kroz panel podatke	47
2.5. Ispitivanje dugoročne povezanosti zarada	51
3. TRENDVI U KRETANJU ZARADA I ZAPOSLENOSTI U PRIVATNOM I JAVNOM SEKTORU	62
3.1. Trendovi zaposlenosti i zarada u periodu 2014. - 2016. godina.....	62
3.2. Karakteristike radnika u privatnom i javnom sektoru	65
3.3. Trendovi zarada u privatnom i javnom sektoru.....	68
4. REZULTATI OCENJIVANJA PREMIJE ZARADA JAVNOG SEKTORA	75
4.1. Ocena premije 2014., 2015. i 2016. godine.....	75
4.2. Premija javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada	99
5. ANALIZA EFEKATA FISKALNE KONSOLIDACIJE KROZ PANEL PODATKE	110
5.1. Efekti fiskalne konsolidacije na promenu zarada.....	112
5.2. Efekti smanjenja zarada u javnom sektoru na tranzicije na tržištu rada	114

6. OCENA MEĐUSOBNOG UTICAJA ZARADA U JAVNOM I PRIVATNOM SEKTORU.....	119
6.1. Deskriptivna statistika i jednodimenziona analiza serija zarada	119
6.2. Kointegracija između zarada u privatnom i javnom sektoru.....	122
6.3. VAR model i model sa korekcijom ravnotežne greške	124
7. REZIME REZULTATA I DISKUSIJA	129
8. ZAKLJUČCI I IMPLIKACIJE ZA DONOSIOCE ODLUKA	139
Literatura	143
Prilog 1: Dodatne tabele iz poglavlja 4 i 5	149
Prilog 2: Definicija sektora države i javnih preduzeća	178
Prilog 3: Dodatne tabele i grafikoni iz poglavlja 6	180
Biografija autora	186
Izjava o autorstvu	187
Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada	188
Izjava o korišćenju	189

1. UVOD

Nasuprot niskom nivou razvoja i niskoj stopi zaposlenosti, Srbija je zemlja s velikim javnim sektorom. Stopa zaposlenosti u Srbiji je jedna od najnižih u Evropi (52,0% u 2015. godini za osobe uzrasta od 15 do 64 godine), dok su učešće zaposlenih u javnom sektoru u ukupnoj zaposlenosti i učešće zarada javnog sektora u BDP-u od 28,3% i 9,8% respektivno iznad proseka za OECD zemlje (Vladisavljević et al., 2017). Za male otvorene ekonomije, poput srpske, veliki javni sektor mogao bi biti jedan od uzroka niže stope rasta BDP-a, nižeg nivoa ukupne ekonomske efikasnosti i loše međunarodne konkurentnosti privrede uopšte (Evropska komisija, 2014). Osim toga, Srbija ima i visoku premiju zarada javnog sektora¹ koja je u 2013. godini iznosila 17,4% (Vladisavljević i Jovančević, 2016). Visoka premija zarada javnog sektora zajedno sa boljim uslovima rada u javnom sektoru, stvara jaku dualnost na tržištu rada između privatnog i javnog sektora (Arandarenko, 2011). Ovo uzrokuje dodatne neefikasnosti, s obzirom da radnici "čekaju u redu" za poslove u javnom sektoru, dok su poslovi privatnog sektora popunjeni manje kvalifikovanim radnicima, čime se uzrokuje pad produktivnosti privatnog sektora (Cavalcanti & Rodrigues dos Santos, 2015).

Pozitivna premija zarade u javnom sektoru nije karakteristična samo za Srbiju. Veliki broj istraživanja ukazuje na to da su *prosečne zarade* u javnom sektoru više od prosečnih zarada u privatnom sektoru u većini evropskih zemalja. Ova (neprilagođena) razlika u prosečnim zaradama između javnog i privatnog sektora, delimično je posledica razlika u karakteristikama tržišta rada između sektora: tipično, radnici u javnom sektoru imaju viši nivo obrazovanja, duže radno iskustvo i češće rade u zanimanjima koja se bolje plaćaju. Međutim, čak i kada se ove razlike statistički kontrolišu, tj. kada računamo *premiju zarade u javnom sektoru*, plate u javnom sektoru su više, za oko 3,6% u EU, doduše sa velikim razlikama u visini i znaku premije po zemljama (Evropska komisija, 2014).

Visina premije javnog sektora rezultat je velikog broja faktora kao što su politički proces donošenja odluka o visini zarade u javnom sektoru, monopsonska uloga države, učešće sindikata u formiranju zarade, sigurnost posla, itd. (Evropska komisija, 2014), a i

¹ Premija javnog sektora predstavlja razliku između zarada privatnog i javnog sektora za „isti“ posao, tj. u meri u kojoj je to moguće odrediti na osnovu dostupnih podataka i statističkih tehnika.

obično je najviša na dnu, i neznatna ili negativna na vrhu distribucije zarada (u Bargain & Melly, 2008). Dodatno, istraživanja ukazuju i na to da se visina premije razlikuje u zavisnosti od pola i nivoa obrazovanja ispitanika.

Visina zarada radnika iz javnog i privatnog sektora i posebno njihova razlika imaju važne implikacije za javne politike, s obzirom da neusaglašenost zarada u dva sektora može da izazove značajne poremećaje na tržištu rada. Ovi poremećaji imaju značajne mikroekonomske implikacije, jer utiču na podelu rada u okviru jedne zemlje (Evropska komisija, 2014). Više plate u javnom sektoru, koje često idu zajedno sa boljim radnim uslovima, mogu dovesti do jakih preferencija za posao u javnom sektoru, što znači da manje obučena radna snaga ostaje da radi u privatnom sektoru. I obrnuto, značajno veće plate u privatnom sektoru mogu da dovedu do niske ponude rada u javnom sektoru, što može da smanji kvalitet usluga u javnom sektoru (Giordano et al, 2014).

Poslednjih godina, usled posledica svetske ekonomske krize i mera koje države primenjuju da ublaže njene efekte, premija zarada javnog sektora postaje sve češća tema akademskih i primenjenih istraživanja. Rezultat da su zarade, ceteris paribus, više u javnom sektoru, često se uzima kao argument za primenu mera smanjivanja zarada, za koje određeni autori (npr. Castro et al. 2013), smatraju da su efikasnije nego druge mere fiskalne konsolidacije. Stoga, smanjivanje zarada u javnom sektoru, ukoliko je pravilno projektovano, pored poboljšavanja efikasnosti javnih finansija, kroz smanjivanje troškova države, može doneti smanjivanje nejednakosti, kroz niže nivoe razlika zarada između sektora. Prema nedavnoj studiji (Campos et al., 2017.), mere fiskalna konsolidacije, primenjene u toku ekonomske krize iz 2008. godine, uslovile su smanjenje premije zarada u javnom sektoru u Evropi sa 8,9% u pretkriznim godinama (2004-2009) na 4,8% u kriznim godinama (2010-2012), sa većim padom za zemlje sa višim nivoima premije pre krize.

Fiskalni deficit u Srbiji, u 2014. godini iznosio je 6,6% bruto društvenog proizvoda, i kao takav bio je među najvišim u Evropi. Reagujući na visok fiskalni deficit, Vlada Srbije je, u novembru 2014. godine, uvela mere fiskalne konsolidacije koje su između ostalog uključile smanjenje zarada u javnom sektoru u Srbiji. Osnovni cilj ove disertacije je da ispita efekte fiskalne konsolidacije na razliku u zaradama između sektora, premiju javnog sektora i uopšte efekte na nejednakost zarada.

U okviru ovog poglavlja, prvo će biti uvedeni osnovni termini koji će biti korišćeni u disertaciji: (nekorigovana) razlika u zaradama između javnog i privatnog sektora i premija zarade javnog sektora, a zatim će biti dat pregled istraživanja koja su se bavila razlikama u zaradama između sektora i premijom zarada javnog sektora. U okviru trećeg dela biće objašnjeni osnovni mehanizmi kojima se objašnjava pojava premije zarada javnog sektora, kao i razlike između zemalja u njenoj visini. U četvrtom delu ovog poglavlja biće detaljno predstavljena fiskalna konsolidacija koja je u Srbiji uvedena krajem 2014. godine, nakon čega će biti definisani osnovni ciljevi i hipoteze disertacije.

1.1. Premija zarada javnog sektora

U velikom broju evropskih zemalja, zaposleni u javnom sektoru imaju, u proseku, viši nivo zarada² od radnika u privatnom sektoru (Evropska Komisija, 2014³). Ova razlika naziva se *nekorigovani jaz u zaradama između privatnog i javnog sektora* zbog toga što predstavlja jednostavnu razliku između prosečne zarade radnika iz dva sektora. Nekorigovani jaz može se delimično objasniti boljim karakteristikama radnika na tržištu rada u javnom sektoru, kao što su viši nivo obrazovanja, više radnog iskustva ili češći rad na menadžerskim pozicijama (de Castro, 2013). Kako se ove karakteristike na tržištu rada obično povezuju sa višim nivoima zarade, bolje karakteristike radnika u javnom sektoru (delimično) objašnjavaju razlike u zaradama između sektora.

Ipak, razlike u karakteristikama često ne mogu da objasne celokupan jaz u platama između javnog i privatnog sektora. Naime, u istraživanjima u kojima se korišćenjem mikro podataka statistički kontrolišu razlike u karakteristikama radnika na tržištu rada, pokazuje se da za "isti" (u meri u kojoj je to moguće odrediti raspoloživim podacima) posao plaća više u javnom sektoru, tj. da postoji tzv. *premija zarada javnog sektora* (eng. public sector wage premium). Drugim rečima, premija zarada javnog sektora predstavlja razliku u zaradama za "isti" posao u javnom i privatnom sektoru, u meri u kojoj je isti posao moguće odrediti podacima koji se analiziraju. Ta razlika zavisi od

² U okviru ove disertacije pojmovi zarada i plata se koriste kao sinonimi.

³ Prema ovom izveštaju Evropske Komisije u 22 od 26 evropskih zemalja.

razlika u „nagradama“ (eng. returns) za karakteristike (kao što su obrazovanje, radno iskustvo itd), tj. razlika u načinu na koji javni i privatni sektor vrednuju ove karakteristike. Stoga je izračunavanje premije zarada javnog sektora moguće isključivo u situaciji u kojoj su raspoloživi mikro podaci o zaposlenima, njihovim demografskim karakteristikama, karakteristikama njihovog posla i, naravno, njihovim zaradama.

Istraživanje premije zarada javnog sektora spada u domen istraživanja nejednakosti zarada i posebno nejednakosti zarada između različitih grupa na tržištu rada (žene - muškarci, formalni - neformalni sektor, itd). Ekonometrijski metodi razvijeni za potrebe izračunavanja razlika u zaradama između grupa nazivaju se metodama dekompozicije, čiji je cilj da se odredi razlika u zaradama između grupa "za isti posao". Do danas, razvijeno je nekoliko važnih ekonometrijskih metoda dekompozicije kao što su Blajdner-Ohaka dekompozicija, JMP dekompozicija, Nopo dekompozicija, a njihovo dalje usavršavanje stalni je predmet istraživanja u oblasti teorijske ekonometrije. U okviru disertacije, biće detaljno prikazane i primenjene ove najvažnije metode, čije će razlike zatim biti diskutovane.

1.2. Empirijska istraživanja o razlikama u zaradama između javnog i privatnog sektora

U okviru empirijskih metoda koje se bave procenom jaza u platama između javnog i privatnog sektora izdvajaju se dve grupe: makro i mikro metode (Laušev, 2014). Makro metode zasnivaju se na makro podacima o ukupnim troškovima koje privatni i javni sektor imaju, kao i broju zaposlenih u tim sektorima. Ove informacije obično su javno dostupne, za veliki broj godina. Ipak, problem ovih podataka jeste što sa njima nije moguće uzeti u obzir razlike koje postoje u karakteristikama zaposlenih u javnom i privatnom sektoru, te stoga nije moguće proceniti koji je "pravi jaz" u platama, tj. tzv. *premija javnog sektora*⁴. Sa druge strane, mikro studije, baziraju se na individualnim podacima, tako da mogu da obuhvate i razlike u ovim karakteristikama, ali podaci često nisu dostupni za veliki broj godina.

⁴ Termin premija javnog sektora odnosi se na razliku između zarada u javnom i privatnom sektoru, u situaciji kada se statistički kontrolišu efekti drugih varijabli koji mogu da imaju uticaj na visinu zarade.

1.2.1. Istraživanja zasnovana na mikropodacima⁵

Istraživanja premije javnog sektora imaju dugu tradiciju u ekonomiji (Giordano et al, 2014)⁶. Veliki broj istraživanja daje različite ocene, a rezultati mogu značajno da variraju u zavisnosti od izvora podataka koji se koristi ili godine u kojoj je istraživanje sprovedeno. U ovom pregledu navode se samo najznačajnija istraživanja koja su sprovedena poslednjih godina, koja se odnose na istraživanje premije u većem broju evropskih zemalja, i koja su stoga najrelevantnija za disertaciju.

Jedna od najobuhvatnijih studija poslednjih godina je studija Evropske komisije, koja je ocenjivala premiju zarade javnog sektora za skoro sve zemlje EU (Evropska Komisija, 2014). U istraživanju, koje se baziralo na podacima Istraživanja o strukturi zarada (eng. Structure of Earnings Survey, SES), pokazano je da su, 2010. godine, u proseku, plate u javnom sektoru su bile više nego u privatnom u većini zemalja EU (osim u Danskoj, Finskoj, Slovačkoj i Mađarskoj). Istraživanje ukazuje i da se ove razlike mogu delimično objasniti boljim karakteristikama radnika u javnom sektoru, te da kada se one uzmu u obzir, tzv. premija javnog sektora je znatno manja od proste razlike u platama. U proseku za zemlje obuhvaćene istraživanjem prosečni iznos premije zarada javnog sektora iznosio je 3,6%. Međutim, ocena premije značajno varira u zavisnosti od zemlje, dok je za neke zemlje ona i negativna. Grubo podeljeno, dok u zemljama južne i zapadne Evrope⁷ postoji pozitivna premija za rad u javnom sektoru, u zemljama srednje, istočne i severne Evrope⁸ plate za "isti" posao su više u privatnom sektoru (Evropska Komisija, 2014).

Slični rezultati dobijeni su u istraživanju u kojem su korišćeni podaci iz Istraživanja o prihodima i uslovima života (eng. Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC) iz perioda 2004 - 2007. godine (Giordano et al, 2014, str. 15). U proseku, zarade u

⁵ Delovi ovog poglavlja objavljeni su u Vladislavljević, M., Nojković, A. (2018): „Fiskalna konsolidacija i premija zarada javnog sektora u Srbiji: ocene dobijene primenom metoda uparivanja i kvantilne regresije.“ Y: Prašćević, A. (ur.). *Ekonomika politika Srbije u 2018. godini: kvalitet institucija i ekonomski rast*. Beograd: Ekonomski fakultet, 2018, str. 175-187

⁶ U okviru ovog poglavlja dajemo kratak osvrt na trendove u istraživanja premije poslednjih godina u okviru EU i onda se fokusiramo na istraživanja premije u zemljama u tranziciji i u Srbiji. Detaljniji pregled literature za zapadno-evropske zemlje može se naći u Giordano et al, 2011, a za zemlje u tranziciji u Laušev, 2014.

⁷ *Zapadna Evropa*: Austrija, Belgija, Nemačka, Irska, Luksemburg i Slovenija; *Južna Evropa*: Kipar, Španija, Grčka Italija i Portugal; ali i Poljska, koja pripada grupi istočno-evropskih zemalja.

⁸ *Istočna i srednja Evropa*: Bugarska, Češka, Estonija, Mađarska, Letonija i Slovačka; *Severna Evropa*: Finska i Danska; ali i Francuska koja pripada grupi zapadno-evropskih zemalja.

javnom sektoru u zemljama Zapadne i Južne Evrope⁹ bile su više nego u privatnom sektoru. Dodatno, iako razlike u karakteristikama radnika mogu da objasne deo jaza u platama, ocenjena premija javnog sektora u svim zemljama je pozitivna i iznosi između.

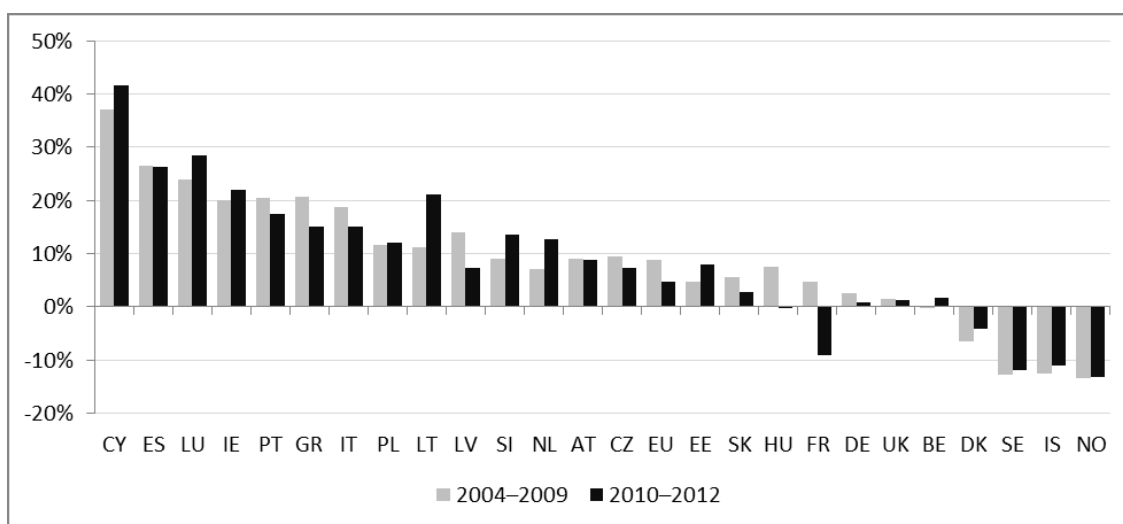
Depalo i saradnici (Depalo et al., 2015) su ispitivali razlike u zaradama između javnog i privatnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada za 10 evropskih zemalja, koristeći podatke Istraživanja o prihodima i uslovima života (eng. Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC) iz perioda 2004 - 2007. godine. Njihovi rezultati ukazuju da, u zemljama u kojima je premija javnog sektora pozitivna, najveća razlika u platama, u korist javnog sektora, je na dnu, a najmanja na vrhu distribucije zarada. Sa druge strane, tamo gde postoji negativna premija javnog sektora, situacija je obrnuta: najmanja razlika je na dnu, a najviša na vrhu distribucije zarada. Na taj način, bez obzira na predznak premije, radnici u javnom sektoru sa niskim platama su u relativno povoljnijem položaju u odnosu na radnike sa visokim platama, jer je njihova premija zarada u odnosu na privatni sektor viša ili manje negativna.

Ovaj rezultat dobijen je i u velikom broju radova koji su se bavili pojedinačnim zemljama (npr. Bargain & Melly, 2008; Lucifora and Meurs, 2006; Melly, 2005). Depalo i saradnici (Depalo et al., 2015) navode da se razlike u zaradama između javnog i privatnog sektora na nižim nivoima zarade mogu pripisati razlikama u „nagradama“ (eng. returns) za određene karakteristike (u najvećoj meri obrazovanje i radno iskustvo), dok se razlike između sektora na višim nivoima zarade mogu pripisati različitim karakteristikama radnika (u najvećoj meri obrazovanje i radno iskustvo). Drugim rečima, radnici u dva sektora se na nižim zaradama ne razlikuju u pogledu karakteristika, ali radnici u javnom sektoru imaju više uslovne zarade, dok na višim nivoima zarada radnici u javnom sektoru imaju bolje karakteristike i usled toga imaju više zarade nego u privatnom sektoru.

Kamos i saradnici (Campos et al, 2017) su ispitivali visinu premije zarada javnog sektora u 25 evropskih zemalja koristeći podatke Istraživanja o dohotku i uslovima života (eng. Survey on Income and Living Conditions, EU-SILC) iz perioda 2004 - 2012. godine. U okviru ovog istraživanja autori su došli do nekoliko interesantnih nalaza. Kao prvo, ukupno ocenjena vrednost premije zarada za ceo posmatrani period

⁹ Austrija, Belgija, Nemačka, Španija, Francuska, Grčka, Irska, Italija, Portugal i Slovenija.

iznosi 7,4%, pri čemu ona predstavlja oko 40% nekorigovane razlike u zaradama između sektora, ukazujući na velike razlike u karakteristikama radnika. U najvećem broju zemalja premija je pozitivna (Slika 1-1), dok je premija negativna samo u četiri skandinavske zemlje (Danska, Švedska, Norveška i Island), dok u jednoj zemlji premija nije statistički značajna (Belgija).



Slika 1-1: Visina premije zarada javnog sektora pre (2004-09) i nakon primene mera štednje (2010-12) u evropskim zemljama (prema Campos, et al., 2017)

Drugo, ocenjena vrednost premije u predkriznim¹⁰ godinama (2004–2009) niža nego u periodu krize (2010–2012) za oko 40%, tj. pala je sa 8,9% na 4,8%, pri čemu su promene premije bile najznačajnije u zemljama u kojima su premije zarada javnog sektora bile najviše (Campos et al., 2017 str. 4). Dodatno, autori koriste podatke o razlikama u ciklično prilagođenom primarnom bilansu između 2012. godine i minimuma iz perioda 2007. – 2011. i pokazuju da što je veće poboljšanje primarnog bilansa zemlje to je veće smanjenje premije zarada javnog sektora (Campos et al., 2017, str. 17), čak i kada se kontrolišu ostale determinante premije zarada javnog sektora kao što su veličina javnog sektora, stepen zaštite zaposlenih u privatnom sektoru itd. Nakon ekstenzivnog pregleda literature, ovaj rad je jedini do sada koji eksplicitno pokazuje efekte fiskalne konsolidacije na premiju zarada javnog sektora.

¹⁰ defincija pretkriznih godina autora (Campos et al., 2017)

Značajan izvor informacija pruža i pregled istraživanja koja su se bavila jazom u platama između javnog i privatnog sektora u zemljama Istočne Evrope (tzv. zemlje u tranziciji) koristeći različite izvore podataka iz perioda od 1992. do 2004. godine (Laušev 2014). Osnovni zaključak ove studije jeste da većina istraživanja ukazuje na to da su plate za "isti posao" u javnom sektoru u ovim zemljama bile značajno niže nego u privatnom sektoru na početku tranzicije, ali i da ova prednost privatnog sektora nestaje (ili da plate postaju veće u privatnom sektoru) kada se dostigne zrelost ekonomske tranzicije. Dodatno, za neke zemlje na kraju tranzicije premija javnog sektora ponovo postaje pozitivna, ukazujući na konvergenciju između trendova razvijenih zemalja i zemalja u tranziciji.

Dodatno, za razliku od razvijenih zemalja, gde je najveća (pozitivna) razlika u platama u javnom sektoru na dnu distribucije zarada, u zemljama istočne Evrope najveća razlika, ali negativna, je na vrhu distribucije zarada. Na taj način i u razvijenim zemljama i u zemljama istočne Evrope zarade u javnom sektoru više su kompresovane nego zarade u privatnom sektoru i kao takve pozitivno utiču na sveukupnu jednakost zarada.

Istraživanja premije javnog sektora u Srbiji

Podela na javni i privatni sektor predstavlja jednu od osnova dualnosti tržišta rada u Srbiji (Arandarenko, 2011). Primarno tržište rada, koje je u najvećoj meri obuhvata javni sektor odlikuje se višom sigurnošću zaposlenja, dobrim uslovima rada i višim zaradama. Sa druge strane, sekundarno tržište rada, u kojem se nalazi najveći deo zaposlenih u privatnom sektoru, odlikuje se nižom sigurnošću posla i nižim nadnicama, ali otežanom tranzicijom ka primarnom tržištu rada (Arandarenko, 2011).

U jednom od prvih istraživanja u Srbiji, Jovanović i Lokšin (Jovanović and Lokshin, 2003), našli su negativnu premiju rada u javnom sektoru od 9.4% za muškarce i 4% za žene koristeći podatke Ankete o radnoj snazi iz 2000. godine. Prema autorima, više zarade u privatnom sektoru mogli su se pripisati činjenici da su radnici u javnom sektoru imali višu sigurnost posla i da su češće imali druga prava iz rada (osim zarade) kao što su doprinosi za penziono i zdravstveno osiguranje. Sa druge strane, radnici u privatnom sektoru su u velikoj većini radili u neformalnom sektoru i nisu ostvarivali

ova prava. Drugim rečima, suočeni sa višom sigurnošću posla i boljim uslovima rada u javnom sektoru, poslodavci u privatnom sektoru morali su, da bi privukli kvalitetnu radnu snagu, da ponude platu koja je viša nego što je zarada u javnom sektoru.

Rejli i saradnici (Reilly et al., 2004) takođe koriste Anketu o radnoj snazi i pokazuju da je premija za rad u privatnom sektoru u periodu od 1995. do 2000. godine bila izrazito pozitivna (tj. izrazito negativna premija za rad u javnom sektoru), ali i u velikoj meri nestabilna, uz velike varijacije u pogledu distribucije premije u zavisnosti od visine zarada. U 1995. godini premija zarada privatnog sektora je bila najviša na najvišim nivoima distribucije zarada, ali i da su visoke zarade privatnog sektora pretrpele najveće smanjenje u posmatranom periodu, što je dovelo do ujednačavanja visine premije na različitim nivoima distribucije zarada u 2000. godini.

Naredno značajno istraživanje, takođe koristi podatke Ankete o radnoj snazi, pokazuje da je u periodu između 1995. i 2003. godine, negativna premija javnog sektora smanjena sa 28.5% na svega 8% (Krstić, Litchfield and Reilly, 2007). Autori navode da se ovo smanjenje negativne premije javnog sektora duguje formalizaciji dela privatnog sektora u inicijalnom periodu nakon starta tranzicije (usled toga što iz postojećih zarada sada treba uplatiti i doprinose), kao i uvođenju više minimalne cene rada, koja je smanjila ukupnu nejednakost zarada. Dodatno, u istom periodu učešće radnika privatnog sektora u ukupnoj zaposlenosti značajno je poraslo, sa 6,4% na 24,7%.

Laušev (2012) pokazuje, opet koristeći podatke iz ARS, da je u periodu između 2004. i 2008. godine, premija javnog sektora, prešla je od nulte u pozitivnu za radnike sa niskim ili srednjim nivoom, a za radnike sa visokim nivoom obrazovanja od negativne u pozitivnu¹¹. Dodatno, pozitivna premija javnog sektora značajno je viša za radnike sa niskim nivoom obrazovanja nego za one sa visokim nivoom obrazovanja (Laušev, 2012, str. 21).

Konačno, na osnovu podataka iz Ankete o prihodima i uslovima života 2013. godine, premija javnog sektora u Srbiji ocenjena je na 17,2%, a ocenjena vrednost premije javnog sektora opada sa nivoom zarade (Vladisavljević and Jovančević, 2016). Premija zarada je najviša za najnižu zaradu (25,1% u prvom decilu distribucije), i linearno se

¹¹ U članku, rezultati su prikazani na grafikonu, pa nema preciznih ocena visine jaza u platama između javnog i privatnog sektora.

smanjuje sa povećavanjem nivoa plata, dostižući svoj minimum na vrhu distribucije (10,5% na devetom decilu). Pored toga, prema rezultatima ovog istraživanja prosečna premija zarada javnog sektora je viša kod muškaraca (20,6%) nego kod žena (10,6%). Slični rezultati dobijeni su i u radu u kojem se analizira nivo premije u zavisnosti od visine zarada na podacima iz Ankete o radnoj snazi iz 2008. i 2011. godine (Nikolić et al., 2017) takođe je ukazalo na to da je premija u javnom sektoru visoka na dnu raspodjele plata i da je niska na vrhu raspodjele plata. Ovaj obrazac je sličan onom koji se primećuje za druge zemlje (u Bargain & Melly, 2008) i često se objašnjavaju političkim odlukama koje utiču na određivanje plata u javnom sektoru.

Razlog za povećanje premije zarada u javnom sektoru ukazuje na to da je tokom 2000-ih godina došlo do povećavanja zarada u javnom sektoru koje je bilo više od optimalnog. Povećanje je ocenjeno kao fiskalno neodgovorno, iako je u početku motivisano "dobrim namerama" (Arandarenko 2011). U poređenju sa boljim uslovima rada u javnom sektoru (veća sigurnost posla, kraće radno vreme, bolji uslovi za rad i sl.), pozitivna premija zarade javnog sektora u Srbiji, stvorila je jak dualitet na srpskom tržištu rada. Primarno tržište rada, koje uglavnom uključuje javni sektor, karakteriše veća sigurnost posla, dobri radni uslovi i veće plate (Vladisavljević, 2017a). Sa druge strane, sekundarno tržište rada, gde se nalazi većina zaposlenih u privatnom sektoru, karakteriše manja sigurnost posla i niže plate, ali i teška tranzicija na primarno tržište rada (Arandarenko, 2011).

1.2.2. Istraživanja zasnovana na makro podacima

Kao što je već rečeno, makro podacima nije moguće oceniti tačnu vrednost premije zarada javnog sektora, međutim dostupnog ovih podataka u dužem vremenskom periodu omogućuje ispitivanje dugoročne povezanosti između zarada u privatnom i javnom sektoru. Veliki broj istraživanja u okviru ove oblasti bavio se pitanjem da li plate u sektoru države imaju uticaj na zarade privatnog sektora i obrnuto: da li zarade u privatnom sektoru imaju uticaj na formiranje zarada u sektoru države. Nalazi istraživanja variraju zavisno od podataka koji se koriste, metode ocenjivanja koja se

primenjuje i godina koje se analiziraju (npr. Afonso and Gomes, 2008; Evropska komisija, 2014; Lamo, Perez and Schuknecht, 2012; Perez and Sanchez, 2011).

Uzroci uticaja zarada u sektoru države na zarade u privatnom sektoru su mnogostruki. Na primer, ukoliko je za isti posao viša zarada u sektoru države nego u privatnom sektoru, to može dovesti kako do efekta signalizacije (eng. signalling), tj. indikatora poslodavcima da i oni moraju povećati zarade, ili do pomeranja dela radne snage iz privatnog u državni sektor, u uslovima u kojima je ta mobilnost moguća (Evropska komisija, 2014). Uticaj naravno može da ide i u obrnutom pravcu, pa slične efekte mogu imati plate u privatnom sektoru na plate u sektoru države (Afonso & Gomes, 2008). Pored opisanih mehanizama, nekada i institucionalni mehanizmi dovode do toga da se plate u sektoru države prilagođavaju zaradama u privatnom sektoru (Evropska komisija, 2014).

Kako postoje argumenti za obostrane uticaje često se ispituje koji od dva sektora ima lidersku ulogu ili čija liderska uloga je dominantnija. Liderstvo sektora države u formiranju zarada implicira da su privatne plate pored produktivnosti određene i faktorima konkurentnosti sa državnim sektorom, a liderstvo privatnog sektora da vlada nema potpunu kontrolu nad zaradama svojih zaposlenih (Perez and Sanchez, 2011).

Rezultati studije Evropske komisije (2014) ukazuju na to da zarade u privatnom sektoru značajno reaguju na promene zarada u sektoru države, posebno u Italiji, Španiji, Portugaliji i Francuskoj. Sa druge strane, reakcije zarada u sektoru države na promene zarada u privatnom sektoru mnogo su manje. Analiza ukazuje i na to da, ukoliko je kretanje zarada u sektoru države uzrokovano merama fiskalne konsolidacije, da je reakcija privatnih zarada nešto manja, ali i dalje značajna.

Sa druge strane, primena metoda kointegracije na panel podacima ukazuje na to da postoji i dugoročna i kratkoročna veza zarada u sektoru države i zarada u sektoru prerađivačke industrije. Dugoročni uticaj veći je u zemljama u kojima je sektor države veći i u zemljama gde je dominantni oblik određivanja zarade u javnom sektoru pregovaranje (namesto centralizovane odluke). Sa druge strane, uticaj na kratak rok nešto je niži od dugoročnog uticaja i ne zavisi od veličine javnog sektora i načina pregovaranja (Afonso & Gomes, 2008).

Lamo, Perez i Schuknecht (2012) su koristili model sa korekcijom ravnotežne greške da bi ispitali dugoročne i kratkoročne efekte zarada u javnom sektoru u 18 OECD zemalja u periodu između 1970. i 2006. godine. Autori zaključuju da zarade privatnog sektora "vuku" zarade javnog sektora u SAD, Kanadi, Velikoj Britaniji, Švedskoj, Austriji, Grčkoj, Italiji, Španiji i Portugaliji, a da, sa druge strane, javni sektor u Irskoj, Norveškoj, Danskoj, Finskoj, Nemačkoj, Francuskoj, Holandiji i Belgiji, "vuče" privatne zarade. Na kratak rok, situacija je obrnuta pa postoje kratkoročni efekti privatnih zarada na javne u Danskoj, Finskoj, Nemačkoj, Francuskoj, Holandiji i Belgiji, a javne zarade utiču na privatne u Španiji i Velikoj Britaniji.

1.3. Teorijska objašnjenja razlika u zaradama javnog i privatnog sektora

Kao što je već rečeno, zemlje EU značajno se razlikuju u pogledu visine i znaka premije javnog sektora. Stoga se postavlja pitanje koji su uzroci jaza u platama između javnog i privatnog sektora, tj. zbog čega je, u nekim zemljama, država "bolji" poslodavac od privatnog sektora i više nagrađuje svoje zaposlene, dok su u nekim zemljama zarade u javnom sektoru niže. Pozitivna premija zarade javnog sektora u razvijenim ekonomijama obično se pripisuje faktorima koji se mogu grupisati u dve velike grupe: 1) *nekonkurentno uspostavljanje visine zarade* - zbog monopola u pružanju određenih dobara i usluga, kao i političkih odluka koje utiču na visinu zarada u javnom sektoru; i 2) *institucije tržišta rada* – veće učesće sindikata u javnom sektoru, viši stepen kolektivnog pregovaranja itd. (Campos et al., 2017). U nastavku sledi lista razloga koji se najčešće navode za ove razlike, koja se dopunjava, nakon novijih istraživanja u ovoj oblasti.

1.3.1. Nekonkurentno uspostavljanje visine zarade

Monopolska / monopsonska uloga države

Država je proizvođač posebne vrste dobara i usluga, kod kojih postoje male mogućnosti za razvijanje tržišne konkurencije (npr. policija, odbrana, infrastruktura itd.), te je u tom smislu, država često i u monopolskom položaju u njihovoj proizvodnji. Kako je

elastičnost tražnje za uslugama države niska, relativno je niska i elastičnost tražnje za radnicima u ovom sektoru, kao i njihovih plata (Evropska komisija, 2014, str. 6). U tom smislu, radnici koji rade u javnom sektoru u relativno su dobroj poziciji, posebno ako se udruže u velike sindikate. Ukoliko ovaj faktor određuje premiju zarada javnog sektora premija bi trebalo da bude viša u zemljama u kojima je javni sektor veći.

Međutim, empirijski rezultati sprovedeni na uzorku zemalja Evropske Unije ukazuju da je premija javnog sektora niža u zemljama u kojima je učešće zaposlenih u javnom sektoru više (Evropska Komisija, 2014; Campos et al., 2017). Ovaj efekat objašnjava se činjenicom da veća država, znači i veću monopsonsku moć, kojom može da se suprotstavi monopolskoj moći sindikata u javnom sektoru, kao ponuđača usluga (Evropska Komisija, 2014), ali i činjenicom da manja grupa u okviru javnog sektora se nalazi u lošijoj poziciji da formira „insajedersku grupu radnika koji uživaju veću tržišnu moć... i stoga mogu sebi da obezbede veće zarade“ (Campos et al., 2017, str. 8). Prema Kamposu i saradnicima (Campos et al., 2017), prilikom razmatranja ove grupe razloga treba imati u vidu i učešće proizvodnje javnih dobara (koje proizvodi javna administracija) naspram individualnih dobara (koje proizvode sektori obrazovanja i zdravstva), jer veće učešće javnih dobara znači veći stepen monopolskog položaja, ali i viši kvalitet javnih institucija, kao i izloženost internacionalnoj konkurenciji.

Srbija predstavlja izvesno odstupanje od te pravilnosti. Pre nego što su mere štednje uvedene, premija zarada javnog sektora je bila visoka i iznosila je 17.4% (Vladislavljević and Jovančević, 2016), uz istovremeno visoko učešće zaposlenih u javnom sektoru u ukupnoj zaposlenosti od 28,4%, što je značajno iznad proseka OECD zemalja od 22% (Vladislavljević et al., 2017). Ovaj rezultat može biti posledica i malog broja radnika u privatnom sektoru, usled čega relativno veliko učešće radnika javnog sektora u ukupnoj zaposlenosti u stvari ne predstavlja dobru ocenu veličine javnog sektora i njegovog monopsonskog uticaja, ali i efekta drugih faktora kao što su snaga sindikata u javnom sektoru.

Politički faktori u donošenju odluka o zaradi

Za razliku od privatnog sektora, gde se visina zarada određuje od strane poslodavaca koji se vode željom da maksimiziraju svoj profit, visina plata u javnom sektoru je, tipično, pod uticajem i političkih faktora. Za ljude koji odlučuju o visini zarada u javnom sektoru, često nije važno samo da se zaradama postigne efikasnost u obavljanju određenih javnih funkcija, već i da se na taj način prikažu u "dobrom svetlu" svojim glasačima (Giordano et al, 2014, str. 6), i/ili da maksimiziraju blagostanje u državi (Evropska komisija, 2014, str. 6). Stoga, plate u javnom sektoru mogu da budu više od plata u privatnom sektoru, posebno kada se radi o niskim platama nisko kvalifikovanih radnika. Sa druge strane, kod visoko kvalifikovanih radnika, država ne želi da previše plati za njihovo angažovanje, kako ne bi izazvala sliku u javnosti o tome kako se neopravdano troše državne sredstva (Giordano et al, 2014, str. 6).

Ova teorijska razmatranja imaju svoju čvrstu osnovu u empirijskim rezultatima koji su prikazani u delu 2 (Bargain & Melly, 2008; Depalo et al., 2015; Lucifora and Meurs, 2006; Melly, 2005), koji ukazuju, da je premija ako je pozitivna, najviša na najnižim, a najniža (ili negativna) na najvišim zaradama. Stoga, plate u svim zemljama su značajno više kompresovane u javnom nego u privatnom sektoru. Stoga su razlike između javnog i privatnog sektora, ukoliko su pozitivne, najviše na najnižim zaradama, i obrnuto, ukoliko su negativne, najviše na najvišim zaradama.

1.3.2. Institucionalne razlike među zemljama

Dva osnovna modela formiranja zarada u javnom sektoru su zakonodavne odluke od strane vlade i kolektivno pregovaranje. U EU, grubo podeljeno, u zemljama istočne i južne Evrope dominira veća regulacija od strane države, dok se u zemljama zapadne i severne Evrope (ali i u Italiji) plate više formiraju na osnovu kolektivnog pregovaranja između države i sindikata, iako ishod tog pregovaranja u nekim zemljama nije zakonski obavezujući za vladu (Giordano et al, 2014). Teorijski, u zemljama u kojima je dominantnije kolektivno pregovaranje, radnici u javnom sektoru su u većoj mogućnosti da utiču na visinu svojih zarada, nego u situaciji u kojoj plate određuje država. Stoga bi premija zarada javnog sektora trebalo da bude viša u situaciji kada postoji kolektivno

pregovaranje. Slični efekti se očekuju i od većeg učešća radnika u sindikatima i generalne moći sindikata, kao i decentralizacije zarada.

Ipak, empirijski nalazi ne potkrepljuju ova teorijska razmatranja. Indikatori kao što su viši stepen prava na pregovaranje, udruživanje i štrajk u javnom sektoru, veće prisustvo sindikata u javnom sektoru, pokrivenost kolektivnim ugovorima, decentralizovanost procesa formiranja zarada, koji ukazuju na višu pregovaračku moć zaposlenih u javnoj upravi nisu u značajnoj korelaciji sa premijom javnog sektora (Campos et al., 2017; Evropska komisija, 2014; Giordano et al, 2014).

Sa druge strane, rezultati već pomenutog istraživanja Evropske komisije (Evropska Komisija, 2014), bazirani na Istraživanju o strukturi zarada, ukazuju i da je visina premije javnog sektora povezana sa sigurnošću radnih mesta u privatnom sektoru. Kako je posao u javnom sektoru u većini zemalja i sigurniji posao, u zemljama gde je i privatni sektor dobro zaštićen, država mora ponuditi veću platu kako bi posao u javnom sektoru učinila atraktivnijim za radnike. Ovaj nalaz je potvrđen i u istraživanju Kamposa i saradnika (Campos et al., 2017), koji za razliku od istraživanja Evropske komisije koriste podatke iz istraživanja EU-SILC.

Veliki broj istraživanja ukazuje na to da radnici u javnom sektoru osećaju veću sigurnost i stabilnost posla (prema Buelens & Van den Broeck, 2007), pa su poslovi u javnom sektoru često privlačniji, čak i kada ne postoje razlike u visini plate između sektora (prema Ghinetti, 2007). Ovaj rezultat je delimično posledica činjenice da su, u većini zemalja, pa i u Srbiji, sindikati mnogo zastupljeniji u javnom sektoru nego u privatnom sektoru (Arandarenko, 2011). Podaci iz istraživanja CESIDa iz 2010. godine (prema Arandarenko, 2011) ukazuju da je učešće radnika u sindikatima u javnom sektoru u Srbiji skoro četiri puta više nego u privatnom sektoru (46% u javnom naspram 12% u privatnom sektoru), što ukazuje na značajno veću zaštitu radnika u javnom nego u privatnom sektoru. Dodatno, prema podacima OECDa, ocenjena vrednost zaštite radnika koji rade na neodređeno od otpuštanja bila je, 2015. godine, na nivou koji je nešto ispod proseka OECD zemalja, što dodatno ukazuje na nepovoljan položaj privatnog sektora (Vladisavljević et al., 2017). Na taj način, radnici u javnom sektoru su u boljem položaju da pregovaraju o visini zarade i drugim uslovima rada.

1.3.3. Mehanizmi formiranja premije zarada javnog sektora kod zemalja u tranziciji

U zemljama u tranziciji od socijalističke ka tržišnoj ekonomiji, u prvoj fazi tranzicije, privatni sektor obično ceteris paribus, plaćao više zarade u odnosu na državni sektor (Laušev 2014). Adamčik i Bedi (Adamchik and Bedi, 2000) tvrde da je jedan od razloga za manje zarade u javnom sektoru na početku tranzicije bio fiskalni i inflatorni pritisak na budžete ovih zemalja. Prema Brainerdu (Brainerd, 2002), razlozi za veće plate u privatnom sektoru bili su smanjena sigurnost posla i želja poslodavaca da motivišu radnike u fazi otpočinjanja posla u privatnom sektoru, za šta su oni plaćali tzv. "efektivne" plate. Dodatni faktori koji su doprinosili smanjenju zarada u javnom sektoru, na početku tranzicije su privatizacija državnih preduzeća i povećane mogućnosti migracije. Oba procesa dovela su do nesrazmerno visokih prelazaka visoko plaćenih kvalifikovanih radnika iz javnog sektora jer su se opredelili za veće plate u privatnom sektoru ili u inostranstvu (Laušev 2014).

Međutim, kako je tranzicija odmicala, plate u javnom sektoru postale su jednake ili više nego zarade u privatnom sektoru. Laušev (2014) pruža sveobuhvatan pregled radova koji ocenjuju razlike u platama između privatnog i javnog sektora u istočnoevropskim privredama. Ona navodi da su na početku tranzicije zarade u javnim sektorima u državama u tranziciji bile u proseku oko 20% niže nego u privatnom sektoru, dok na kraju tranzicije razlika nije bila statistički značajna. Dodatno, u gotovo svim empirijskim studijama prednost privatnog sektora nestaje nakon dostizanja relativne zrelosti ekonomske tranzicije. Laušev (2014) zaključuje da je ovaj rezultat posledica činjenice da su tržišni mehanizmi, koji su odgovorni za pozitivne premije u javnom sektoru u razvijenim ekonomijama, preuzeli primat nad uticajima opisanih tranzicionih faktora, čije je dejstvo počelo da slabi i nestaje.

1.4. Fiskalna konsolidacija u Srbiji 2014. godine

Pitanje jaza u zaradama između javnog i privatnog sektora od posebnog je značaja poslednjih godina, usled efekata ekonomske krize i potrebe da se smanje javni rashodi u mnogim zemljama. Smanjivanje plata u javnom sektoru smatra se manje štetnim za

opšte trendove ekonomskih aktivnosti u odnosu na smanjivanje drugih stavki javnih rashoda (de Castro, 2013), a više zarade u javnom sektoru uzimaju se kao dodatni argument da je smanjivanje zarada opravdan način smanjivanja rashoda.

U Srbiji, u 2014. godini fiskalni deficit iznosio je 6,6% BDP-a, i bio je među najvišim u Evropi, zbog čega Vlada Republike Srbije je uvela program fiskalne konsolidacije. Program je, između ostalog, podrazumevao smanjenje plata u javnom sektoru većih od minimalne zarade (tj. 25.000 dinara za puno radno vreme) od 10% počevši od novembra 2014. godine (Republika Srbija, 2014), a istovremeno je prestao da važi zakon o "solidarnom porezu" (Republika Srbija, 2013), kojim su, u toku 2014. godine bile smanjene isključivo visoke zarade (više od 60,000 dinara).

Program štednje primenjen je u celom javnom sektoru (uži sektor državne administracije i zaposleni u javnim preduzećima), i podrazumevao je da neće biti daljeg povećanja zarada u toku primene zakona, do kraja 2017. godine¹². Osim toga program fiskalne konsolidacije obuhvatao je smanjenje broja zaposlenih u javnom sektoru, kao i smanjenje penzija većih od 20,000 RSD.

Zakonom je predviđeno da je smanjenje zarada za direktne i indirektne budžetske korisnike i organizacije obaveznog socijalnog osiguranja (zaposleni u sektoru državne administracije, obrazovanja i zdravstva) direktno i uključivalo je smanjenje osnovice neto zarade (Republika Srbija, 2014). Sa druge strane, za javna preduzeća i lokalnu administraciju nije bilo smanjenja osnovice neto zarade, već je smanjenje zarade izvedeno povećanjem efektivne poreske stope, što je ekvivalentno uvođenju dodatnog poreza od 10% na neto zarade (Arandarenko i sar., 2017). Iako je ova mera kod javnih preduzeća i lokalne administracije podrazumevala je da se puna suma zadržanih zarada uplati u budžet, predviđeni efekti na zarade radnika trebalo je da budu istovetni.

Prema podacima iz ankete RAD Republičkog zavoda za statistiku, nakon smanjivanja zarada u javnom sektoru za 10%, nekorigovani jaz u zaradama smanjio se sa oko 15.000 dinara (odnosno 27,5%), koliko je prosečno iznosio 2014. godine, na oko 7.000 dinara (14,6%) koliko je iznosio 2015. godine. Trendovi na početku 2016. godine ukazuju na to da ta razlika postaje još niža i da je u prva četiri meseca ove godine iznosila oko

¹² Ipak, početkom 2016. godine, Vlada je odobrila povećanje zarada u javnom sektoru, za različite iznose u zavisnosti od sektora delatnosti.

4.400 dinara (9,3%, sopstvena kalkulacija na osnovu podataka RAD), što može biti posledica činjenice da su plate u javnom sektoru zamrznute (osim jednokratnog povećanja na početku 2016. godine), ali i efekat najavljenog smanjivanja zaposlenih u javnom sektoru i drugih frikcija na tržištu rada koji su izazvani efektima fiskalne konsolidacije u prethodnoj godini.

1.5. Ciljevi istraživanja i hipoteze

Imajući u vidu da prethodna istraživanja ukazuju na pozitivnu premiju zarada javnog sektora, ali i da smanjivanje zarada u javnom sektoru može dovesti do obaranja premije, postavlja se pitanje kakvi su efekti fiskalne konsolidacije na premiju javnog sektora u Srbiji, odnosno da li su mere fiskalne konsolidacije dovele do eliminisanja ili čak i negativne premije javnog sektora. Negativna premija javnog sektora, može imati za rezultat da kvalitetniji radnici, u potrazi za višom zaradom odlaze u privatni sektor, što može da rezultira nižim kvalitetom javnih usluga. Ovo posebno može biti izraženo na višim nivoima distribucije zarada, gde je premija javnog sektora, bila relativno niža pre mera konsolidacije (Vladislavljević i Nojković, 2018).

Cilj istraživanja u okviru ove disertacije biće da se istraže efekti koje je fiskalna konsolidacija imala na promenu premije zarada javnog sektora u periodu od 2014. do 2016. godine. Pored toga, postavlja se i pitanje da li je konsolidacija donela i druge posledice na tržište rada Srbije. Naime, smanjivanje zarada i njihovo kasnije "zamrzavanje" unelo je i promene u odnosima relativnih prednosti rada u javnom, u odnosu na privatni sektor, što može dovesti i do promena u broju i strukturi zaposlenih u oba sektora. Dodatno, postavlja se pitanje da li je i kako fiskalna konsolidacija imala uticaj na zarade u privatnom sektoru, preko uticaja koji zarade u javnom sektoru mogu imati na privatni sektor.

Da bi se ostvarili ciljevi istraživanja, u disertaciji se polazi od sledećih hipoteza:

- **Hipoteza 1: Fiskalna konsolidacija izazvala je smanjenje premije zarada javnog sektora u Srbiji 2015. i 2016. godine, u odnosu na 2014. godinu.**

Kao što je već navedeno, fiskalna konsolidacija dovela je do smanjivanja nekorigovanog jaza u zaradama između javnog i privatnog sektora između 2014. i 2015. godine, a taj trend je nastavljen i 2016. godine. Prethodna istraživanja ukazala su da je nekorigovani jaz u zaradama između javnog i privatnog sektora značajno viši nego premija javnog sektora, koja predstavlja jaz između zarada za „isti“ posao u javnom i privatnom sektoru (tzv. „stvarni“, odnosno korigovani jaz). U okviru prve hipoteze ispituje se da li se, i u kojoj meri smanjila premija zarada javnog sektora u Srbiji 2015. i 2016. godine, u odnosu na 2014. godinu.

Dodatno, u okviru ovog istraživanja, biće posvećena pažnja činjenici da se javni sektor sastoji iz dva različita podsektora - užeg sektora državne administracije (opšte države) i sektora javnih preduzeća (tj. preduzeća u državnom vlasništvu). Kako je fiskalna konsolidacija uključivala radnike iz sektora države i javna preduzeća, očekujemo da će kod oba podsektora smanjenje premije zarade biti približno isto. Prema podeli koju predlažem u ovoj disertaciji, državni sektor najčešće čine zaposleni u sektoru javne uprave (NACE sektor O), obrazovanja (P) i zdravstva (Q), a radnici iz javnih preduzeća najčešće rade u transportu (NACE sektor H), Prerađivačka industrija (C), Komunalni sektor (D i E) i Rudarstvo (B)¹³.

Motivacija za upoređivanje dva podsektora je trostruka. Prvo, u poslednjih nekoliko godina, veliki broj organizacija i eksperata navodi podatke o nedostatku fiskalne discipline u Srbiji. Ovi izveštaji naročito se fokusiraju na prekomerne državne subvencije za javna preduzeća (npr. IMF, 2015). Dodatno, javna preduzeća se često javno kritikuju, čak i od vlade zbog neefikasnog trošenja svojih resursa. Drugo, skoro svi radovi koji se bave premijom zarada javnog sektora, ili zanemaruju razliku između javnih preduzeća i sektora države (Melly, 2006; Laušev, 2012; Nikolić et al., 2017) ili se odlučuju da zarade privatnog sektora porede sa zaradama radnika iz jednog od ova dva sektora, uglavnom fokusirajući se na sektor države (npr. Bargain and Melly, 2008; Campos et al., 2017). Treće, preduzeća u državnom vlasništvu u Srbiji (kao i u mnogim

¹³ Potpuna podela preduzeća na sektor države i javna preduzeća prikazana je u prilogu 1 ove disertacije.

drugim zemljama), za razliku od državnog sektora, imaju na raspolaganju prihod od sopstvenih aktivnosti, koji se koristi za finansiranje zarada.

Ova hipoteza biće ispitana korišćenjem metoda dekompozicije zarada, kojima će biti ocenjena premija zarada javnog sektora u tri posmatrane godine (poglavlje 4), ali i korišćenjem panel analize da bi se direktno utvrdili efekti koje je fiskalna konsolidacija imala na premiju zarada javnog sektora, kao i podsektora u okviru javnog sektora.

- **Hipoteza 2: Smanjivanje premije javnog sektora 2015. i 2016. godine bilo je različito na različitim nivoima distribucije zarada**

Kao što je već navedeno u pregledu literature, visina premije javnog sektora razlikuje se u odnosu na visinu zarade, pa je ona viša na nižim zaradama. Kako su efekti fiskalne konsolidacije najmanje uticali upravo na najniže (minimalne) zarade, očekuje se da će najmanje smanjenje premije biti upravo na ovom nivou zarada. Sa druge strane, s obzirom da je za najviše zarade praktično samo došlo do zamene "solidarnog poreza" iz 2014. godine, opštim smanjenjem zarada 2015. godine, očekuje se da promena premije javnog sektora na najvišim zaradama takođe bude manje izražena. Shodno tome, očekuje se da smanjenje premije javnog sektora bude najizraženije na sredini distribucije zarada. Ova hipoteza biće ispitana metodama kvantilne regresije.

- **Hipoteza 3: Fiskalna konsolidacija u Srbiji, izazvaće i strukturne efekte na tržištu rada, u periodu između 2014. i 2016. godine.**

Još jedna od potencijalnih posledica fiskalne konsolidacije u Srbiji su i promene strukture radnika na tržištu rada. Visina zarada i razlika u zaradama između sektora jedan je od faktora od kojih zavisi izbor sektora radnika na tržištu rada, kao i to da li će uopšte raditi. U okviru fiskalne konsolidacije smanjivanje zarada primenjeno je na srednje i više delove distribucije zarada, pa radnici koji imaju ovu zaradu mogu biti manje motivisani za rad u javnom sektoru. Usled toga, oni mogu da se, umesto rada u javnom sektoru, odluče za rad u privatnom sektoru, gde zarade nisu smanjivane, ili pak

da se odluče za da se povuku u neaktivnost¹⁴, ukoliko zarada koju su zarađivali u javnom sektoru padne ispod nivoa njihove rezervacione nadnice. Stoga, možemo postaviti hipotezu da će smanjivanje zarade za radnike sa zaradama iznad 25.000 dinara dovesti do povećane verovatnoće njihove tranzicije u privatni sektor ili neaktivnosti, u odnosu na radnike koji nisu bili obuhvaćeni merama fiskalne konsolidacije.

U okviru ove hipoteze, korišćenjem panel analize biće ispitano da li je u periodu između 2014. i 2015. godine došlo do povećanja verovatnoće za tranziciju u privatni sektor ili neaktivnost radnika koji su bili obuhvaćeni fiskalnom konsolidacijom. Ovu hipotezu ispitaćemo u okviru u poglavlju pet.

- **Hipoteza 4: Smanjivanje zarada u javnom sektoru, kao posledica fiskalne konsolidacije uticalo je i na smanjivanje zarada u privatnom sektoru**

Kao što je već navedeno u poglavlju 1.2.2. promene zarada u javnom sektoru mogu imati posledice na promene zarada u privatnom sektoru. Poslodavci u privatnom sektoru, mogu shvatiti smanjenje zarada u javnom sektoru kao signal da i oni svoje radnike mogu plaćati manje. Shodno tome, očekujemo da je fiskalna konsolidacija iz 2015. godine, izazvala i reakciju zarada u privatnom sektoru.

Naučni i praktični doprinos teze

Teorijski, ovaj rad ima za cilj da doprinese stručnoj literaturi koja se bavi ispitivanjem trendova i determinanti premije javnog sektora (de Castro, 2013; Giordano et al, 2011 Campos et al., 2017, itd.) ali i literaturi koja se bavi uticajem fiskalne konsolidacije na trendove distribucije zarada, tržišta rada i uopšte posmatrano ekonomske nejednakosti (npr. Alesina, et al, 2015; Alesina & Perotti, 1997; Campos et al., 2017; Glassner & Watt, 2010; Heylen & Everaert, 2000; Krstić and Žarković-Rakić, 2017; Perugini et al, 2016).

¹⁴ Takođe postoji mogućnost da radnici iz javnog sektora migriraju u potrazi za poslom u inostranstvo, ali podaci koje koristim u ovom istraživanju, ali i podaci generalno u Srbiji ne dozvoljavaju analizu ovakvih trendova.

Disertacija će pružiti i nove empirijske rezultate o izučavanju premije javnog sektora u Srbiji. U tom smislu ona predstavlja nastavak empirijskih izučavanja premije javnog sektora u Srbiji (Jovanović and Lokshin, 2003, Jovičić, Nojković, and Paranos, 2000; Krstić, et al., 2007; Laušev, 2012; Reilly et al., 2003; Nikolić et al., 2017, Vladisavljević & Jovančević, 2016). Ispitivanje premije javnog sektora korišćenjem metoda panel analize predstavlja novinu u empirijskim izučavanjima ovog fenomena u Srbiji. Primena panel metoda na izučavanje premije javnog sektora relativno je retka i u širim okvirima (Bargain and Melly, 2008), posebno u kontekstu mera fiskalne konsolidacije.

Sa druge strane, praktične implikacije rada odnose se na zaključke koji mogu da budu izvedeni vezano za optimalnu fiskalnu konsolidaciju iz perspektive jednakosti zarada u dva sektora, koja istovremeno uvažava principe ekonomske efikasnosti i pravičnosti.

2. METODOLOGIJA KORIŠĆENA U DISERTACIJI

2.1. Opis podataka

2.1.1. Anketa o radnoj snazi

Ocena premije zarada javnog sektora postavljenih hipoteza podrazumeva postojanje mikro-baze podataka sa detaljnim karakteristikama ispitanika, koje mogu da objasne deo razlika u zaradama između grupa.

Kao izvor podataka u ovom radu biće korišćeni individualni podaci iz Ankete o radnoj snazi (ARS) iz 2014, 2015. i 2016. godine. Anketa, koju je sproveo Republički zavod za statistiku Republike Srbije (RZS), obezbeđuje nacionalno i regionalno reprezentativne podatke o položaju osoba na tržištu rada i u Srbiji i predstavlja osnovni instrument za komparativnu procenu osnovnih indikatora tržišta rada (stope zaposlenosti, nezaposlenosti i neaktivnosti) u Srbiji i Evropskoj uniji (po metodologiji EUROSTAT-a). Podaci uključuju pondera, koje računa RZS, a koji se koriste kako bi se ispravile ocene deskriptivnih statistika i ekonometrijskih ocena za verovatnoću da domaćinstvo bude izabrano u uzorak iz populacije domaćinstava Srbije.

ARS je jedina anketa koja obuhvata sve informacije koje su neophodne za analizu premije zarada javnog sektora: mesečne zarade, sektor vlasništva¹⁵, demografske i druge karakteristike radnika (pol, starost, obrazovanje itd.), karakteristike posla (časovi rada, zanimanje, sektor aktivnosti, itd.), kao i regionalne identifikatore i identifikatore domaćinstva.

Ukupni uzorak stanovnika starijih od 15 godina iznosi 297.917 osoba (82,639 u 2014. godini, 98,884 u 2015. godini i 116,394 u 2016. godini), što u proseku godišnje čini oko 1,6% populacije Republike Srbije istog uzrasta. Uzorak za anketu je dvoetafni stratifikovani uzorak, a osnovni skup čine *"domaćinstva i lica na teritoriji Republike Srbije, bez Regiona Kosovo i Metohija, koja predstavljaju uobičajeno stanovništvo. Isključena su lica u kolektivnim domaćinstvima (studentski i dački domovi, domovi za*

¹⁵ Premija zarada javnog sektora bi mogla da bude analizirana i na podacima istraživanja SILC (Anketa o prihodima i uslovima života), ali u njoj u javno dostupnim podacima nema ključne informacije koja je neophodna za istraživanje premije javnog sektora, a to je informacija o sektoru vlasništva. Dodatno, uzorak za istraživanje SILC značajno je manji nego uzorak za Anketu o radnoj snazi.

decu i omladinu ometenu u razvoju, domovi za socijalno ugroženu decu, domovi za penzionere, stare i iznemogle, domovi za odrasle invalide, manastiri, samostani i sl.)" (RZS, 2017). Uzorak za svaki kvartal sastoji se od pet rotacionih grupa, koje predstavljaju nezavisne poduzorke, a svaki poduzorak je reprezentativan za celu populaciju. U fazi planiranja uzorka, pripremljen je rotacioni sistem 2-2-2, u kojem se svako domaćinstvo bira u uzorak četiri puta, u okviru od 18 meseci, pri čemu je najpre dva puta u uzorku, pa dva puta van uzorka, pa ponovo dva puta u uzorku.

2.1.2. Uzorak za ocenu premije javnog sektora na osnovu podataka ARS

Da bi se ispitali trendovi premije zarada javnog sektora, neophodno je uvesti određene restrikcije u pogledu toga koji zaposleni ulaze u analizu. Uzorak za analizu ne uključuje samozaposlene jer njihove zarade nisu registrovane u ARS. Pored toga, isključeni su i neformalno zaposleni¹⁶, poljoprivrednici, kao i povremeni i sezonski radnici, jer determinante njihovih zarada nisu uporedive sa determinantama zarada formalno zaposlenih radnika za platu i njihovo uključivanje bi unelo pristrasnost u zaključivanju.

Dodatno, u skladu sa standardnim pristupom u literaturi, isključuju se osobe koje se nalaze na obrazovanju ili obuci, one koji rade manje od 16 sati nedeljno, oni koji odbijaju da prijave svoje plate ili koji prijavljuju nulte zarade¹⁷ (najčešće se radi o radnicima preduzeća u stečaju), oni koji navode kao sektor vlasništva "ostalo"¹⁸, i uključuju se samo osobe uzrasta od 20 do 64 godine. Konačno, isključuju se ispitanici koji pripadaju prvom i ili poslednjem percentilu raspodele distribucije zarade i čije zarade, u isto vreme, imaju neobičan uticaj na regresione koeficijente (Cameron & Trivedi, 2010, str. 96).

¹⁶ Prema zvaničnoj definiciji Republičkog zavoda za statistiku, koja se koristi u ovoj disertaciji, neformalna zaposlenost uključuje neplaćene pomažuce članove porodice, lica koja rade u neregistrovanim preduzećima i lica koja rade u registrovanim preduzećima, ali bez formalnog ugovora o radu i bez plaćanja doprinosa za penziona i zdravstveno osiguranje.

¹⁷ U 16,4% slučajeva, ispitanici su odbili da daju bilo kakve informacije o zaradama, a u 1,9% slučajeva ispitanici su prijavili nultu zaradu.

¹⁸ Glavna nezavisna varijabla u istraživanju sektor vlasništva zasniva se na odgovoru na pitanje "Vrsta vlasništva u kojem radite". Ispitanici odgovore na pitanje biranjem četiri različite mogućnosti: "Privatno registrovani", "Privatno-neregistrovani", "Javni" i "Ostalo". Iz analize eliminišemo zaposlene koji navode da je vlasništvo u preduzećima u kojima rade "privatno-neregistrovano", jer oni ulaze u definiciju neformalne zaposlenosti i one koji daju odgovor "Ostalo" jer vlasništvo nad njihovim poslom ne pripada bilo koja od grupa.

2.1.3. Osnovne varijable korišćene u istraživanju

Osnovna nezavisna varijabla, pripadnost javnom ili privatnom sektoru zasniva se na pitanju o svojini "Koji je oblik svojine u kojoj radite", koje ima četiri moguća odgovora: "Privatna registrovana", "Privatna neregistrovana", "Javna/državna" i "Ostalo (društvena, mešovita, itd.)". U analizi su uključene samo osobe koje daju odgovore "Privatna registrovana" i "Javna/državna", dok su druge dve grupe isključene iz analize (vidi deo 2.1.2).

U svim specifikacijama, zavisna varijabla je prirodni logaritam neto zarade po času rada. Za većinu zaposlenih (64,9%) podaci o zaradama su dostupni kao iznosi zarada, dok su za preostale zaposlene zarade dostupne samo u intervalima. Za drugu grupu, koristi se postupak uparivanja (eng. matching) za imputaciju tačnih iznosa zarada umesto intervala. Postupak se ukratko može opisati na sledeći način: za svakog pojedinca sa intervalnim zaradama traži se pedeset "najbližih komšija" (eng. nearest neighbour)¹⁹ koji su prijavili iznose zarada a koji imaju isto zanimanje, pol i sektor vlasništva (javni ili privatni), kao osoba koja ima intervalnu zaradu. Kao dodatni kriterijumi za uparivanje koriste se sektor aktivnosti, vrsta ugovora (stalno ili privremeno), radni sati, godine obrazovanja i radnog iskustva, starost, kao i veštačke varijable koje označavaju regionalnu pripadnost i tip naselja. Posle uparivanja, od 50 "najbližih suseda" zadržavaju se samo oni čije se zarade nalaze u intervalu koji su prijavili ispitanici. Imputirana plata je tada izračunata kao medijana zarada koje se nalazi unutar prijavljenog intervala. Za 97.5% zaposlenih koji su prijavili intervalne zarade, pronađen je makar jedan „najbliži komšija“ iz skupa zaposlenih sa iznosima zarada, čije karakteristike odgovaraju zadatim kriterijumima i čija zarada odgovara intervalu zarade zaposlenog.

ARS sadrži informacije i o uobičajenom radnom vremenu, kao i o trenutnom radnom vremenu. Prema upitniku ARS, trenutno vreme odnosi se na radno vreme u posmatranoj (poslednjoj) sedmici, dok plate se odnose na mesečne prihode. Pošto trenutno (tj. nedeljno) radno vreme može biti predmet nedeljnih fluktuacija, uobičajeno radno vreme se koristi za izračunavanje časovnih zarada.

¹⁹ U proceduri se koristi komanda *nnmatch* u programskom paketu stata (Abadie et al., 2004).

2.1.4. Podaci iz istraživanja RAD

Deo doktorske disertacije koji se odnosi na ispitivanje dugoročne veze između zarada u javnom i privatnom sektoru i efekte koje je fiskalna konsolidacija imala na privatne zarade, baziraće se na podacima o prosečnoj mesečnoj zaradi po oblastima koja prikuplja i obrađuje Republički zavod za statistiku Srbije (RZS). Podaci o zaradama zaposlenih kod pravnih lica u svim oblicima svojine prikupljeni su putem statističkog istraživanja RAD -1, dok su podaci o zaradama zaposlenih kod preduzetnika preuzeti iz evidencija Poreske uprave.

Za potrebe ovog istraživanja analiziraće se kretanja vremenskih serija: prosečna zarada u sektoru Državna uprava i odbrana; obavezno socijalno osiguranje, koji je dominantno u javnom vlasništvu; i prosečna zarada u sektoru Prerađivačka industrija, koji je dominantno u privatnom vlasništvu. Sektori su odabrani tako da u velikoj meri reprezentuju javni i privatni sektor, a u skladu sa prethodnim istraživanjima (npr. Evropska komisija, 2014). Pored ovih varijabli u istraživanju povezanosti između kretanja zarada u dva sektora koristiće se i indeks industrijske proizvodnje (bazni indeks cena, 2010=100) i indeks potrošačkih cena (bazni indeks cena, 2010=100) koje izračunava i objavljuje Republički zavod za statistiku.

Ukupan uzorak za analizu sastojće se od 108 opservacija o prosečnoj mesečnoj zaradi u dva sektora i indeksima industrijske proizvodnje i indeksa potrošačkih cena od januara 2009. godine, do decembra 2018. godine.

2.2. Ekonometrijske tehnike uporednih podataka

2.2.1. Uvod

Jaz u zaradama između javnog i privatnog sektora je jednostavna razlika u prosečnim vrednostima zarada po času rada u javnom i privatnom sektoru, izražena kao procenat zarade u privatnom sektoru. Ovaj jaz može biti izračunat i kao razlika između prosečnih vrednosti logaritmovanih vrednosti zarada po času rada ili kao regresioni koeficijent u (Minsеровoj) jednačini zarada u kojoj je veštačka varijabla za sektor jedini prediktor (vidi kasnije detaljnije o Minsеровoj jednačini zarada, u okviru ovog poglavlja).

Kao što je ranije navedeno, jaz u zaradama između javnog i privatnog sektora može se (delimično) objasniti razlikama u karakteristikama na tržištu rada radnika koji rade u javnom i privatnom sektoru, kao što su obrazovanje, zanimanje itd. Nakon što statistički kontrolišemo te razlike, dolazimo do vrednosti razlike zarada u javnom i privatnom sektoru za "isti" posao, koja se onda naziva *premija javnog sektora*. Do ocene premije javnog sektora dolazimo uključivanjem drugih promenljivih relevantnih za visinu zarade (kao što su obrazovanje, radno iskustvo, itd) u jednačinu zarada. Tada regresioni koeficijent uz veštačku promenljivu koja označava javni ili privatni sektor predstavlja upravo ocenu premije javnog sektora.

Korišćenje metoda dekompozicije zarada, kao što je Blajnder-Ohaka dekompozicija, na sličan način omogućuje dobijanje vrednosti premije zarada javnog sektora. Terminologijom Blajnder-Ohaka dekompozicije, jaz u zaradama između javnog i privatnog sektora deli se na *objašnjeni deo* i *neobjašnjeni deo jaza*. Dok objašnjeni deo jaza predstavlja razliku u zaradama do koje dolazi zbog toga što radnici u javnom sektoru imaju drugačije karakteristike od radnika u privatnom sektoru, neobjašnjeni deo jaza nastaje usled razlika u tzv. razlika u „nagradama“ (eng. *returns*) za različite karakteristike na tržištu rada (npr. ako se u javnom sektoru više vrednuje to što osoba poseduje viši nivo obrazovanja). Upravo ovaj drugi, neobjašnjeni deo razlika u zaradama predstavlja ocenu premije zarada javnog sektora.

Da bi se ocenila vrednost premije javnog sektora biće korišćeni ekonometrijski metodi dekompozicije zarada. U nastavku prezentujemo najpre osnovnu jednačinu zarada, a zatim i metode dekompozicije koje se zasnivaju na toj jednačini. Pored najviše

korišćene, Blajnder-Ohaka dekompozicije, u okviru doktorske disertacije biće primenjene i alternativne tehnike dekompozicije zarada, među kojima su najpoznatije JMP (Juhn, Murphy & Pierce, 1993) i Nopo dekompozicija (Nopo, 2008), ali i kombinovanja ovih tehnika sa drugim ekonometrijskim tehnikama, kao što su kvantilna regresija (Koenker and Basset, 1978) i korekcija za efekat selekcije (Neuman & Oaxaca, 2004). Analiza efekata selekcije predstavlja korekciju pristrasnosti u ocenjivanju jednačine zarada, zbog toga što je za određene radnike, zbog njihovih karakteristika na tržištu rada, više verovatno da će raditi u jednom nego u drugom sektoru.

2.2.2. Metode ocenjivanja u proseku

Minserova jednačina zarada

Osnovni oblik Minserove jednačine zarada dat je sledećom jednačinom:

$$y_i = \ln(Y_i) = \alpha + \beta P_i + \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\theta} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

Osnovni cilj ove jednačine je da se odredi da li zavisna varijabla, tj. logaritmovane časovne zarade individue i zavise od njenih karakteristika koje su date vektorom X_i , kao što su obrazovanje, radno iskustvo ili neke druge karakteristike (Mincer, 1974). Vektor nepoznatih parametara $\boldsymbol{\theta}$ označava uticaj svake varijable na časovnu zaradu, a ε_i predstavlja stohastičku grešku modela.

Kako je u fokusu disertacije ocena premije zarada javnog sektora, varijabla koja označava rad u javnom ili privatnom sektoru izdvojena je i predstavljena zasebnom varijablom (P_i), a koeficijent uz ovu varijablu (β) označava *premiju zarada javnog sektora*.

S obzirom da su zarade logaritmovane, koeficijenti $\boldsymbol{\theta}$ i koeficijent β predstavljaju poluelastičnost Y u odnosu na varijable P i X i imaju interpretaciju relativne (procentualne) promene zarada u odnosu na apsolutnu promenu varijabli P i X (Mladenović i Petrović, 2007, str. 62). U tom smislu koeficijent β koji stoji označava procentualnu razliku u zaradama između javnog i privatnog sektora, kada se ostale karakteristike drže statistički konstantnim.

Kako je jedan od ciljeva ove teze da se oceni i premija zarade u podsektorima javnog sektora: sektoru države i javnim preduzećima, dodatno ocenjivaće se minserova jednačina oblika

$$y_i = \ln(Y_i) = \alpha + \beta_1 SD_i + \beta_2 JP_i + \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\theta} + \varepsilon_i, \quad (1a)$$

Gde su varijable SD i JP veštačke varijable koje označavaju rad u sektoru države i javnih preduzećima, pri čemu su ostale oznake iste kao u jednačini (1). Tada koeficijenti β_1 i β_2 označavaju premiju zarade za rad u sektoru države i javnih preduzeća respektivno.

Vektor dodatnih promenljivih koje se koriste u svim specifikacijama (uključujući i metode dekompozicije opisane u naredim odeljcima) sadrži pol, bračni status, godine starosti, regionalnu pripadnost (NUTS 2 nivo), tip naselja (gradsko ili ostalo), nivo obrazovanja, radno iskustvo (i kvadrat radnog iskustva), zanimanje (prema ISCO klasifikaciji), tip ugovora (na neodređeno ili na određeno), kao i tip rada (puno radno vreme ili skraćeno radno vreme). Potpuna lista kovarijata sa definicijama varijabli data je u prilogu u tabeli A1.

Prilikom ocenjivanja regresionih koeficijenata koristi se metod običnih najmanjih kvadrata (ONK), robusne standardne greške (Huber/White korekcija), kojima se otklanja potencijalna heteroskedastičnost, kao i klaster standardne greške na bazi identifikatora domaćinstva, koje se koriste da bi se otklonila potencijalna autokorelacija u greškama zbog činjenice da osobe dolaze iz istog domaćinstva (Cameron i Trivedi, 2010, str. 84).

Blajnder-Ohaka dekompozicija zarada

Osnovna ideja Blajnder-Ohaka (eng. *Blinder-Oaxaca*, Blinder 1973, Oaxaca, 1973) dekompozicije zarada jeste da se razlika u zaradama između dve grupe (npr. u privatnom i javnom sektoru) može podeliti na dva dela: razliku u karakteristikama dve grupe na tržištu rada (npr. razlika u nivou obrazovanja) i razliku u koeficijentima zasebnih regresionih jednačina za te dve grupe (tzv. razlika u „nagradama“ (eng.

returns), za to što osoba poseduje npr. viši nivo obrazovanja)²⁰. Razlika u karakteristikama na tržištu rada, u terminima Blajnder-Ohaka dekompozicije naziva se *objašnjeni deo*, a razlika u koeficijentima *neobjašnjeni deo jaza* (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973).

U osnovi ove metode stoji zasebno ocenjivanje zarada (Minsarovom jednačinom) u javnom i privatnom sektoru (Jann, 2008):

$$y_i^P = \mathbf{X}_i^{P'} \boldsymbol{\theta}^P + \varepsilon_i^P, \text{ za privatni sektor} \quad (2a)$$

$$y_i^J = \mathbf{X}_i^{J'} \boldsymbol{\theta}^J + \varepsilon_i^J, \text{ za javni sektor} \quad (2b)$$

gde $\mathbf{X}_i^{P'}$ i $\mathbf{X}_i^{J'}$ označavaju vektor karakteristika na tržištu rada radnika u privatnom i javnom sektoru (nivo obrazovanja, radno iskustvo, itd.), oznake $\boldsymbol{\theta}_k^P$ i $\boldsymbol{\theta}_k^J$ koeficijente nagiba, a ε_i^P i ε_i^J slučajnu grešku modela zarada u privatnom i javnom sektoru. Kao i ranije, jednačine se ocenjuju metodom običnih najmanjih kvadrata (ONK) uz primenu robusnih klaster standardnih grešaka (Cameron i Trivedi, 2010, str. 84). Ukoliko pretpostavimo da su očekivane vrednosti grešaka u modelu jednake nuli, razlika očekivanih vrednosti zarada u privatnom i javnom sektoru može biti zapisana kao:

$$E(y_i^J) - E(y_i^P) = E(\mathbf{X}_i^{J'}) \boldsymbol{\theta}_k^J - E(\mathbf{X}_i^{P'}) \boldsymbol{\theta}_k^P \quad (2c),$$

a nakon ocenjivanja razlika u prosečnim zaradama između javnog i privatnog sektora (jaz u zaradama javnog i privatnog sektora), može se zapisati kao:

$$\bar{y}^J - \bar{y}^P = \bar{\mathbf{X}}^{J'} \hat{\boldsymbol{\theta}}_k^J - \bar{\mathbf{X}}^{P'} \hat{\boldsymbol{\theta}}_k^P. \quad (2d)$$

U sledećem koraku definiše se vektor referentnih koeficijenata $\hat{\boldsymbol{\theta}}^{*21}$, koji bi trebalo koristiti da se odredi doprinos objašnjenog i neobjašnjenog dela ukupnoj razlici između

²⁰ U originalnim radovima, predlažu se dve vrste dekompozicije: trostruka (three-fold) i dvostruka (two-fold). U okviru disertacije biće detaljno objašnjen samo pristup dvostruke dekompozicije, kako se on značajno češće koristi u literaturi. Ovde samo kratko napominjemo da se u okviru trostrukog pristupa razlika u zaradama deli na tri komponente: deo koji se duguje razlici u karakteristikama, deo koji se duguje razlici u koeficijentima i interakciji ove dve komponente (Jann, 2008).

²¹ U literaturi se pominje i izraz „nediskriminacionih“ koeficijenata, da bi se označilo da izbor ovih koeficijenata treba da bude takav da ne favorizuje perspektivu ni jedne ni druge grupe. Drugi izraz koji se koristi, a koji ćemo i mi primenjivati su „referentni“ koeficijenti, koji se odnose na činjenicu da se izborom koeficijenata definiše referentni okvir posmatranja dekompozicije.

zarada. Ovaj vektor pomnožen sa karakteristikama jednog i drugog sektora dodaje se i oduzima se od jednačine (2d):

$$\bar{y}^J - \bar{y}^P = \bar{X}^J \hat{\theta}_k^J - \bar{X}^P \hat{\theta}_k^P + \bar{X}^J \hat{\theta}_k^* - \bar{X}^J \hat{\theta}_k^* + \bar{X}^P \hat{\theta}_k^* - \bar{X}^P \hat{\theta}_k^* \quad (2e)$$

a nakon sređivanja poslednju jednačinu možemo zapisati kao:

$$\underbrace{\bar{y}^J - \bar{y}^P}_{\text{Jaz u zaradama}} = \underbrace{(\bar{X}^J - \bar{X}^P) \hat{\theta}^*}_{\text{Objašnjeni deo}} + \underbrace{\bar{X}^J (\hat{\theta}^J - \hat{\theta}^*) + \bar{X}^P (\hat{\theta}^* - \hat{\theta}^P)}_{\text{Neobjašnjeni deo}} \quad (2f)$$

Poslednja jednačina upravo pokazuje i osnovnu podelu u Blajnder-Ohaka dekompoziciji, a to je da jaz u zaradama predstavlja zbir objašnjenog i neobjašnjenog dela jaza (tj. premije javnog sektora). Ocena *objašnjenog dela* jaza zasniva se na razlici između prosečnih vrednosti karakteristika na tržištu rada osoba iz javnog i privatnog sektora $(\bar{X}^J - \bar{X}^P)$, ponderisanih referentnim koeficijentima. Ovaj deo se naziva i *efekat kvantiteta* (Jann, 2008).

Sa druge strane, ocena *neobjašnjenog dela* zasniva se na oceni drugog dela desne strane jednačine (2f) $\bar{X}^J (\hat{\theta}^J - \hat{\theta}^*) + \bar{X}^P (\hat{\theta}^* - \hat{\theta}^P)$. Radi boljeg razumevanja suštine ovog dela jaza, za trenutak pretpostavimo da je vektor nediskriminacionih koeficijenata jednak vektoru koeficijenata u jednačini zarada javnog sektora $\hat{\theta}^J$. U tom slučaju, ovaj izraz se svodi na $\bar{X}^P (\hat{\theta}^J - \hat{\theta}^P)$ i postaje jasnije se neobjašnjeni deo jaza duguje razlici između koeficijenata u regresionim jednačinama javnog i privatnog sektoru koje su, usled izbora referentnog vektora koeficijenata u ovom slučaju ponderisane prosečnim vrednostima karakteristika na tržištu rada osoba u privatnom sektoru. Ovaj deo u literaturi se naziva i efekat cena i predstavlja jednu ocenu premije javnog sektora.

Kako izbor referentnih koeficijenata značajno određuje rezultat dekompozicije, neophodno je posvetiti dužnu pažnju njegovom izboru. Predlozi za referentne koeficijente koje možemo naći u literaturi uključuju: koeficijente iz jednačine zarada javnog ili privatnog sektora (Oaxaca, 1973), prosečne (Reimers, 1983) ponderisane prosečne vrednosti koeficijenata iz dve jednačine (Cotton, 1988), koeficijenti iz zajedničke jednačine zarada za obe grupe u kojoj se ne koristi veštačka varijabla koja označava grupnu pripadnost (Oaxaca and Ransom, 1994), kao i koeficijenti iz zajedničke jednačine zarada za obe grupe u kojoj je uključena veštačka varijabla za

grupnu pripadnost (Jann, 2008), a koja u stvari predstavlja Minserovu jednačinu zarada (jednačina 1). Iako postoji argumentacija za korišćenje svakog od ponuđenih modela, upravo poslednji pristup je trenutno najzastupljeniji u literaturi, jer se može pokazati da je, u situaciji u kojoj se kao referenti koeficijenti koriste koeficijenti iz Minserove jednačine zarada, ocenjena vrednost neobjašnjelog dela varijabiliteta jednaka vrednosti koeficijenta grupe pripadnosti β iz Minserove jednačine zarada.

Iz te perspektive, osnovna vrednost Blajnder-Ohaka dekompozicije je u takozvanoj detaljnoj dekompoziciji koja omogućuje da se izdvoji efekat svake varijable kako na objašnjeni, tako na neobjašnjeni deo jaza u zaradama (Avlijaš et al., 2013). Objasneni deo zapravo predstavlja prostu sumu prosečnih razlika u karakteristikama tržišta rada, ponderisanu vrednostima referentnih koeficijenata

$$(\bar{X}^J - \bar{X}^P)' \hat{\theta}^* = (\bar{X}_1^J - \bar{X}_1^P) \hat{\theta}_1^* + (\bar{X}_2^J - \bar{X}_2^P) \hat{\theta}_2^* + \dots + (\bar{X}_k^J - \bar{X}_k^P) \hat{\theta}_k^*, \quad (2g)$$

Stoga je moguće, npr. oceniti koji deo jaza u zaradama između javnog i privatnog sektora se duguje razlikama u nivou obrazovanja, a koji razlikama u prosečnom radnom iskustvu (Jann, 2008).

Slično tome, neobjašnjeni deo predstavlja zbir razlika u koeficijentima jednačina zarada u javnom i privatnom sektoru, koja uključuje kako razliku u koeficijentima nagiba, tako u razliku u konstantama modela, pa imamo:

$$\left(\bar{X}^J' (\hat{\theta}^J - \hat{\theta}^*) + \bar{X}^P' (\hat{\theta}^* - \hat{\theta}^P) \right) = (\hat{\theta}_0^J - \hat{\theta}_0^P) + \left(\bar{X}_1^J (\hat{\theta}_1^J - \hat{\theta}_1^*) + \bar{X}_1^P (\hat{\theta}_1^* - \hat{\theta}_1^P) \right) + \left(\bar{X}_2^J (\hat{\theta}_2^J - \hat{\theta}_2^*) + \bar{X}_2^P (\hat{\theta}_2^* - \hat{\theta}_2^P) \right) + \dots + \left(\bar{X}_k^J (\hat{\theta}_k^J - \hat{\theta}_k^*) + \bar{X}_k^P (\hat{\theta}_k^* - \hat{\theta}_k^P) \right) \quad (2h).$$

Na taj način ocena premija zarade javnog sektora u okviru BO dekompozicije je suma (ponderisanih) razlika u (1) ocenjenim konstantama $(\hat{\theta}_0^J - \hat{\theta}_0^P)$ i (2) ocenjenim koeficijentima nagiba u jednačinama privatnog i javnog sektora. Druga komponenta, ponderisana razlika u ocenjenim koeficijentima nagiba predstavlja razliku u novčanim nagradama za karakteristike u javnom i privatnom sektoru. Na taj način možemo utvrditi npr. da li dodatni nivo obrazovanja ima veći doprinos rastu zarada u javnom ili privatnom sektoru, i na koji način ovi odnosi doprinose ukupnom neobjašnjenom varijabilitetu. Sa druge strane, razlika u ocenjenim konstantama duguje karakteristikama koje se ne nalaze u vektoru karakteristika X, takozvanim neopaženim karakteristikama

koje utiču na zaradu, kao što npr. inteligencija, motivacija za rad, itd (Busch and Holst, 2009).

Jedan od problema prilikom primene detaljne dekompozicije na neobjašnjeni deo razlike u zaradama su rezultati dekompozicije za kategorijske nezavisne varijable. Kao standardni pristup, koji se primenjuje i ovoj tezi, kategorijske nezavisne varijable (kao što je npr. region) se modeliraju uključivanjem $k-1$ veštačkih promenljivih u model (jedna varijabla se izostavlja da bi se izbegla savršena multikolinearnost). Međutim, može se pokazati (Jann, 2008) da rezultati detaljne dekompozicije neobjašnjelog dela²², s obzirom na to da je konstanta uključena u model, zavise od izbora bazične kategorije. Da bi se izbegla pristrasnost u ocenjivanju komponenti često se koristi metod transformacije u kontrastna odstupanja (eng. *deviation contrast transformation* Yun, 2005), a koji se sastoji od transformacije koeficijenata u devijacije od prosečne vrednosti zavisne varijable na celom uzorku i dodavanja varijable u model koja inače uzrokuje multikolinearnost. Na taj način Blajnder-Ohaka dekompozicija postaje nezavisna od izbora bazične kategorije za tu varijablu, a vrednost dobijenih koeficijenata zapravo predstavlja prosek koeficijenata u situaciji u kojoj sukcesivno isključujemo po jednu kategoriju kao baznu i ocenjujemo modele (2a) do (2h) k puta.

Međutim i ovaj pristup ima određene kritike jer se postavlja pitanje načina na koji se dobijeni koeficijenti mogu interpretirati, kao i mogućnosti izbora i drugih tačaka osim prosečne vrednosti kao staranih pozicija (Jann, 2008). Zbog toga se, u ovoj tezi, koristi sledeći pristup:

- 1) za kategorijske varijable koje su po svojoj prirodi ordinalnog ili poluordinalnog tipa (kao što su obrazovanje i zanimanje), za koje postoji prirodna kategorija za poređenje (u slučaju obrazovanja osnovni nivo obrazovanja, a u slučaju zanimanja grupa 9 – bazična zanimanja), ne primenjuje se metod transformacije u kontrastna odstupanja, jer je u toj situaciji interpretacija koeficijenata je jednostavnija
- 2) za kategorijske varijable koje su po svojoj prirodi nominalnog tipa, (kao što je region) za koje ne postoji prirodna kategorija za poređenje primenjuje se metod

²² Ovaj problem ne odnosi se na objašnjeni deo razlika u zaradama, jer u njegovu ocenu nisu uključene konstante (Jann, 2008).

transformacije u kontrastna odstupanja, jer je izbor bilo koje kategorije kao kategorije za poređenje u toj situaciji arbitraran.

JMP dekompozicija

U okviru JMP (Juhn, Murphy & Pierce, 1993) posebna pažnja se obraća upravo pomenutom neopaženom delu razlika u zaradama dva sektora. U okviru ove dekompozicije, neopažene razlike se ispoljavaju u razlikama u distribuciji reziduala zarada u sektorima. Slično Blajnder-Ohaka dekompoziciji, opet se polazi od odvojenih jednačina zarada za privatni i javni sektor (2a i 2b). Zatim se definišu se percentili distribucije zarada u privatnom sektoru²³ kao kumulativna funkcija distribucije reziduala iz jednačine zarada

$$p_i^P = F_P(\varepsilon_i^P | \mathbf{X}_i^{P'}) \quad (3a)$$

Iz čega sledi da se reziduali distribucije zarada mogu posmatrati kao inverzna funkcija kumulativne distribucije percentila

$$\varepsilon_i^P = F_P^{-1}(p_i^P | \mathbf{X}_i^{P'}) \quad (3b)$$

Na taj način, jednačina zarada za privatni sektor može se pisati kao

$$y_i^P = \mathbf{X}_i^{P'} \boldsymbol{\theta}^P + F_P^{-1}(p_i^P | \mathbf{X}_i^{P'}) \quad (3c)$$

Zatim se formiraju dve nove varijable

$$y_{1i}^P = \mathbf{X}_i^{P'} \boldsymbol{\theta}^* + F_*^{-1}(p_i^P | \mathbf{X}_i^{P'}) \quad (3d)$$

$$y_{2i}^P = \mathbf{X}_i^{P'} \boldsymbol{\theta}^P + F_*^{-1}(p_i^P | \mathbf{X}_i^{P'}) \quad (3e)$$

gde su $\boldsymbol{\theta}^*$ i F_*^{-1} koeficijenti i inverzna funkcija kumulativne distribucije iz referentne jednačine, koja slično Blajnder-Ohaka dekompoziciji može da bude jednačina zarada javnog ili privatnog sektora, prosek vrednosti koeficijenata i distribucije iz dve jednačine ili koeficijent iz zajedničke jednačine zarada (Oaxaca and Ransom, 1994). Za

²³ Radi jednostavnosti objašnjenja proceduru objašnjavamo samo za privatni sektor, ali analogno objašnjenje važi i za javni sektor.

svaku individuu i iz privatnog sektora, izraz $F_*^{-1}(p_i^P | X_i^{P'})$ označava vrednost reziduala iz referentne jednačine zarada, za percentil reziduala koji ta osoba ostvaruje u jednačini zarada privatnog sektora.

Nove varijable y_{1i}^P i y_{2i}^P predstavljaju hipotetičke distribucije zarada u privatnom sektoru. Kod varijable y_{1i}^P , uzimaju se referentne vrednosti, odnosno, terminima JMP dekompozicije „fiksiraju“ se koeficijenti i distribucije reziduala za y_{1i}^P . Na taj način formira se varijabla zarada radnika u privatnom sektoru, koja odgovara situaciji u kojoj bi se njihove karakteristike plaćale kao kod radnika u referentnoj jednačini, a stohastičko odstupanje od proseka plata za date karakteristike takođe bilo prema referentnoj distribuciji reziduala. Kod varijable y_{2i}^P , analogno, fiksirana je samo distribucija reziduala, pa su radnici plaćeni prema platama koje važe u njihovom sektoru, samo uz distribuciju reziduala iz referentne jednačine. Analogne varijable, sa fiksiranim koeficijentima i distribucijom reziduala, odnosno samo sa fiksiranom distribucijom reziduala formiraju se za javni sektor (y_{1i}^J i y_{2i}^J).

Razlika u prosečnim vrednostima zarada u javnom i privatnom sektoru tada se može razložiti na

$$\underbrace{\bar{y}^J - \bar{y}^P}_{\text{Jaz u zaradama}} = \underbrace{(\bar{y}_1^J - \bar{y}_1^P)}_Q + \underbrace{(\bar{y}_2^J - \bar{y}_2^P) - (\bar{y}_1^J - \bar{y}_1^P)}_P + \underbrace{(\bar{y}^J - \bar{y}^P) - (\bar{y}_2^J - \bar{y}_2^P)}_U \quad (3f)$$

pa se ukupni varijabilitet deli na tri komponente Q, P i U. Prva komponenta Q, slično Blajnder-Ohaka dekompoziciji predstavlja deo razlike u zaradama do koje dolazi usled *razlike u opaženim karakteristikama* između radnika u privatnom i javnom sektoru, s obzirom da se hipotetičke distribucije zarada $y_1^J - y_1^P$ razlikuju samo u karakteristikama radnika (koeficijenti i reziduali su istovetni). Druga komponenta P, predstavlja deo jaza u zaradama između sektora koji se pripisuje *razlici u opaženim cenama (koeficijentima)*, jer se od razlika prosečima distribucija zarada $y_2^J - y_2^P$ koje se razlikuju i u karakteristikama i koeficijentima, oduzimaju razlike u sadržane u izrazu $(\bar{y}_1^J - \bar{y}_1^P)$, a koje sadrže razlike u karakteristikama. Konačno, poslednja komponenta U predstavlja *razlike u neopaženim karakteristikama i cenama (koeficijentima)*, a koje se procenjuju na osnovu razlike u distribuciji reziduala. Opažene distribucije zarada u javnom i privatnom sektoru razlikuju se u karakteristikama, koeficijentima i rezidualima, a kada

od tih razlika oduzmemo razlike u karakteristikama i koeficijentima, koje su sadržane u razlici hipotetičkih varijabli $y_2^J - y_2^P$, komponenta U duguje se razlikama u distribuciji reziduala.

Za računanje komponenti JMP dekompozicije koristi se komanda *jmpierce* u okviru programskog paketa Stata (Jann, 2005). Kao referenti koeficijenti i reziduali uzimaju se prosečne vrednosti dobijene u regresijama dva sektora, tako da se dekompozicija radi iz „neutralne“ perspektive.

Nopo dekompozicija

Kao i većina drugih dekompozicija i Nopo dekompozicija razvijena je, najpre, za potrebe izučavanja razlika u zaradama među polovima. Kod Nopo dekompozicije (Nopo, 2008) posebna pažnja se obraća na činjenicu da postoje kombinacije individualnih karakteristika i karakteristika posla zaposlenih muškaraca, koje ne mogu da se nađu kod žena. Nopo dekompozicija nije, do sada, korišćena u značajnom broju radova u kojima su ispitivane razlike između zarada javnog i privatnog sektora (jedan od izuzetaka je Mizala, et al. 2011), iako upravo ove tehnike postavljaju važno pitanje uporedivosti karakteristika radnika i poslova između javnog i privatnog sektora.

U odnosu na Blajnder-Ohaka dekompoziciju i druge dekompozicije koje se baziraju oceni premije javnog sektora na bazi celokupnog uzorka, kod Nopo dekompozicije ne postoji implicitna pretpostavka „nepreklapanja“ (eng. *out-of-support assumption*). Ova pretpostavka podrazumeva da se koeficijenti koji se koriste za ocenu premije kod standardnih metoda dekompozicije primenjuju i u delovima uzorka u kojima kombinacija tih karakteristika ne postoji. Prema autoru ove dekompozicije, Hugu Nopu (Nopo, 2008), ova pretpostavka predstavlja grešku specifikacije, usled čega su dobijeni koeficijenti i ocena premije pristrasni.

U okviru Nopo dekompozicije stoga se, u prvoj fazi, metodama tehnika uparivanja (eng. *matching*) određuje deo uzorka u kojem postoji preklapanje u radnika javnog i privatnog sektora u relevantnim karakteristikama, nakon čega se analiziraju razlike u zaradama između radnika različitih sektora. Prema predloženoj metodologiji, prvi korak se bazira

na savršenom uparivanju (eng. *perfect matching*) diskretnih karakteristika radnika, pa se sve nezavisne varijable iz modela moraju transformisati u kategorijske. Kada se odredi skup varijabli za uparivanje, postupak se sastoji u sledećem algoritmu (Nopo, 2008):

- 1) Izabrati jednu osobu i ($i=1, \dots, N_p$) iz privatnog sektora²⁴
- 2) Odrediti sve radnike iz javnog sektora koje imaju iste karakteristike kao osoba i iz privatnog sektora
- 3) Konstrukcija „sintetičke“ uporedne osobe iz javnog sektora, čija zarada je prosek zarada svih radnika iz javnog sektora iz koraka 2)
- 4) Ponoviti proceduru za svaku osobu i iz privatnog sektora ($i=1, \dots, N_p$), pri čemu je moguće ponavljanje radnika iz javnog sektora koji se uparuju za različite osobe iz privatnog sektora

Nakon formiranja poduzoraka, razlika u očekivanim vrednostima zarada između sektora $E(y|J)$ i $E(y|P)$ razlaže se, uzimajući u obzir verovatnoću nepreklapanja svakog od sektora $P_{NP}(J)$ i $P_{NP}(P)$, kao i očekivanu vrednost zarada u okviru dela uzorka koji se ne preklapa $E_{NP}(y|J)$; $E_{NP}(y|P)$ i dela uzorka koji se preklapa za svaki od sektora $E_P(y|J)$; $E_P(y|P)$

$$\begin{aligned}
 \Delta &= E(y|J) - E(y|P) = \\
 &= [P_{NP}(J) E_{NP}(y|J) + (1 - P_{NP}(J)) E_P(y|J)] - [(1 - P_{NP}(P)) E_P(y|P) + P_{NP}(P) E_{NP}(y|P)] \\
 &= \underbrace{[P_{NP}(J) (E_{NP}(y|J) - E_P(y|J))]}_{\substack{\text{Jaz usled neuporedivosti radnika} \\ \text{i poslova u javnom sektoru } \Delta J}} + \underbrace{E_P(y|J) - E_P(y|P)}_{\substack{\text{Nekorigovani jaz} \\ \text{u uporedivom uzorku}}} + \underbrace{[P_{NP}(P) (E_P(y|P) - E_{NP}(y|P))]}_{\substack{\text{Jaz usled neuporedivosti radnika} \\ \text{i poslova u privatnom sektoru } \Delta P}}
 \end{aligned}
 \tag{4a}$$

Nakon sređivanja, prva i poslednja komponenta desne strane jednačine (4a) predstavljaju delove ukupnog nekorigovanog jaza u zaradama koji se duguju neuporedivosti karakteristika radnika i poslova u javnom (ΔJ) i privatnom sektoru (ΔP). Njihova ocena zasniva se na oceni razlika očekivanih vrednosti (tj. proseka) zarada u delovima uzorka u javnom, odnosno privatnom sektoru, za koji uparivanje nije moguće

²⁴ Analogni proces se može obaviti tako što se biraju osobe iz javnog sektora i onda one uparuju sa osobama iz privatnog sektora.

$E_{NP}(y|.)$ i uzorka za koji je uparivanje moguće $E_P(y|.)$, ponderisanoj učešćem neuporedivog dela uzorka u ukupnom uzorku $P_{NP}(.)$.

Središnja komponenta u jednačini (4a), predstavlja nekorigovani jaz u uzorku uparenih poslova u dva sektora i računa se kao razlika očekivanih vrednosti zarada u javnom i privatnom sektoru u okviru uporedivog dela uzorka. U okviru ovog dela uzorka, radnici, iako su "upareni" po karakteristikama sa radnicima iz drugog sektora, u proseku nemaju iste karakteristike, jer se uparivanje u koraku dva procedure vrši sa ponavljanjem. U okviru ove komponente razlika, da bi se odredio deo koji pripada razlikama u karakteristikama, i deo koji se ne može njima objasniti u okviru date jednačine dodaje se i oduzima prosečna zarada u uzorku "sintetičkih" osoba javnog sektora $E_P^*(y|J)$ koje imaju iste karakteristike kao i osobe iz privatnog sektora:

$$E_P(y|J) - E_P(y|P) = \underbrace{E_P(y|J) - E_P^*(y|J)}_{\text{Objašnjeni deo } \Delta x} + \underbrace{E_P^*(y|J) - E_P(y|P)}_{\text{Neobjašnjeni deo } \Delta o} \quad (4b)$$

Konkretno, ova zarada za svaku osobu iz javnog sektora, uzimajući u obzir prosečnu vrednost zarade osoba iz privatnog sektora koje imaju iste karakteristike kao i ta osoba. Na taj način se formiraju dve dodatne komponente:

- Δx - deo jaza koji se može objasniti karakteristikama, a koji se računa kao razlika proseka zarada u uparenom delu javnog sektora i proseka zarada "sintetičkog" uzorka radnika u javnom sektoru koji imaju iste karakteristike kao radnici u privatnom sektoru i
- Δo - deo jaza koji se ne može objasniti karakteristikama i koji predstavlja ocenu premije javnog sektora. Ovaj deo se računa kao razlika proseka zarada "sintetičkog" uzorka radnika u javnom sektoru koji imaju iste karakteristike kao radnici u privatnom sektoru i proseka zarada radnika u privatnom sektoru. Stoga jedino što razlikuje ova dva uzorka je sektor u kojem rade, dok su njihove karakteristike na tržištu rada istovetne.

Da sumiramo, u okviru Nopo dekompozicije, za razliku od Blajnder-Ohaka dekompozicije gde imamo dve komponente, definišu se četiri komponente

$$\Delta = \Delta_J + \Delta_P + \Delta_x + \Delta_o \quad (4c)$$

Prve dve komponente Δ_J i Δ_P , duguju se neuporedivosti karakteristika radnika i poslova u javnom i privatnom sektoru, treća komponenta Δ_x razlikama u karakteristikama radnika u uparenom delu uzorka, a koje postoje zbog toga što se uparivanje vrši sa ponavljanjem i konačno četvrta komponenta Δ_o , ne može da se objasni razlikama u karakteristikama i predstavlja *ocenu premije zarada javnog sektora*. Računanje koeficijenta iz Nopo dekompozicije u okviru disertacije obaviće se korišćenjem komande *nopomatch* u okviru programskog paketa Stata (Atal et al, 2013).

Formiranje standardne greške za komponentu neobjašnenog varijabiliteta Δ_o relativno je jednostavno s obzirom da procedura ne generiše samo prosečnu vrednost razlike već i čitavu distribuciju razlike, uzimajući o obzir da za svaku osobu iz privatnog sektora postoji "uparena" zarada u javnom sektoru. Na taj način, formiranjem varijable koja predstavlja razliku između zarada uparenih radnika, standardna greška ocene dela Δ_o jednostavno predstavlja funkciju standardne devijacije ocene i veličine uparenog uzorka (za detalje videti Nopo, 2008).

2.2.3. Efekti selekcije radnika

Selekcija između privatnog i javnog sektora

Razlike u zaradama između privatnog i javnog sektora mogu da budu posledica efekata selekcije radnika u jedan ili drugi sektor. Naime, usled moguće korelacije između izbora sektora i visine zarade u sektoru, moguće je da su radnici u javnom sektoru imaju određene karakteristike koje doprinose tome da su njihove zarade u javnom sektoru više nego što bi zarađivali da rade u privatnom sektoru. Drugim rečima, postavlja se pitanje da li je izbor rada u javnom ili privatnom sektoru slučajaj, i ako nije, da li ti efekti imaju uticaj na plate u sektorima.

Pored toga, efekti selekcije mogu da dovedu do pristrasnog ocenjivanja koeficijenta iz jednačine zarada privatnog i javnog sektora, usled činjenice da mi ne opažamo celokupan uzorak zaposlenih prilikom ocenjivanja jednačine zarada u javnom ili privatnom sektoru, već samo jedan njegov deo (platu za radnike iz privatnog sektora u privatnom sektoru i obratno). Ova situacija se naziva pristrasnost usled selekcije uzorka (eng. *sample selection bias*, Heckman 1976, 1979). Drugim rečima, u hipotetičkoj

situaciji u kojoj bi svi radnici radili u javnom (privatnom) sektoru, ocene koeficijenata iz jednačine zarada bi bile drugačije što bi uticalo i na ocenu premije zarada javnog sektora.

Za ocenjivanje efekata selekcije na ocenu premije javnog sektora polazimo od Hekmanovog pristupa (Heckman, 1976, 1979), u okviru kojeg se pretpostavlja da neopažene varijable koje određuju zarade su u korelaciji sa odlukom da se radi u javnom ili privatnom sektoru. Drugim rečima, Hekman pretpostavlja da problem selekcije može dobro da se opiše kao problem nedostajuće objašnjavajuće promenljive i definiše metod kojim se ova objašnjavajuća promenljiva ocenjuje. Hekmanov model sastoji se iz dve jednačine. Prvom jednačinom ocenjuje se verovatnoća da osoba radi u javnom ili privatnom sektoru

$$\Pr(s_i) = G(\mathbf{Z}'_{im}\boldsymbol{\phi}_m) + u_i \quad (5a)$$

gde \mathbf{Z}'_{im} predstavlja vektor m karakteristika radnika koje utiču na odluku radnika da rade u javnom ili privatnom sektoru, $\boldsymbol{\phi}$ je vektor parametara koji meri efekat svake karakteristike na izbor sektora, $G(\cdot)$ je funkcija koja linearnu kombinaciju $\mathbf{Z}'_{im}\boldsymbol{\phi}_m$ transformiše u funkciju verovatnoće, u_i je stohastička greška u modelu, dok s_i označava veštačku varijablu koja označava rad u javnom ili privatnom sektoru. S obzirom da je zavisna promenljiva u jednačini (5a) binarnog tipa, za ocenjivanje gornjeg modela najčešće se koristi probit model. Nakon ocenjivanja modela, predviđa se verovatnoća da svaka osoba u uzorku (bilo da radi u privatnom ili javnom sektoru) radi u javnom sektoru i računa se inverz Milsovog racija (eng. inverse Mills ratio - IMR) kao odnos normalizovane distribucije reziduala i kumulativne normalizovane distribucije ocenjene vrednosti varijable $\mathbf{Z}'_{im}\boldsymbol{\phi}_m$ iz jednačine (5a). Nakon formiranja IMR ocenjuje se druga jednačina, jednačina zarada, koja je analogna jednačini zarada iz modela (1), s tim što se kao dodatni prediktor uključuje IMR izračunat u prethodnoj fazi, tako da imamo:

$$y_i = \alpha + \beta P_i + \mathbf{X}'_{ik}\boldsymbol{\theta}_k + \lambda IMR_i + \varepsilon_i \quad (5b)$$

gde λ predstavlja efekat selekcije uzorka na zarade, a ostale oznake su iste kao i ranije: β je premija zarada javnog sektora, P_i je veštačka varijabla koja označava rad u

javnom sektoru, X'_{ik} predstavlja vektor ostalih k karakteristika koje utiču na zarade, θ_k je vektor nepoznatih parametara koji označava efekte ovih karakteristika na zarade, ε_i je stohastička greška modela, a y_i logaritam časnovih zarada. Prilikom ocenjivanja sistema jednačina (5a) i (5b), osim opisanog sekvencionog redosleda moguće je oceniti koeficijente obe jednačine zajedno primenom metoda maksimalne verodostojnosti (Heckman, 1979). Heckman je pokazao da uključivanje IMR kao dodatnog prediktora je dovoljno da se otkloni nepristrasnost koeficijenata do koje dolazi usled efekata selekcije (Heckman, 1979).

Osnovno ograničenje u primeni Heckmanovog modela je da varijable uključene u jednačinu selekcije, pored varijabli koje se nalaze u jednačini zarada, moraju da uključe i varijable koje se ne pojavljuju u drugoj jednačini, što se naziva *ograničenje isključivanja* (eng. exclusion restriction) ili *uslov identifikacije* (eng. identification condition). Drugim rečima varijable uključene u jednačinu zarada moraju biti uključene u jednačinu selekcije, dok u jednačini selekcije mora biti najmanje jedna varijabla, koji se ne pojavljuje u jednačini plata, pa k iz jednačine (5a) mora biti veće od m jednačine (5b) (Wooldridge, 2009). Varijable koje se koriste kao dodatne objašnjavajuće promenljive koje objašnjavaju pripadnost sektoru, ali ne i visinu zarade nazivaju se selekzione (instrumentalne) varijable.

Uzimajući u obzir varijable koje stoje na raspolaganju u ARS kao instrumentalne varijable koristimo: roditeljstvo, bračni status, status glave domaćinstva i broj članova domaćinstva. Izbor instrumentalnih varijabli zasniva se na istraživanjima koja ukazuju na to da javni sektor u Srbiji nudi kraće radno vreme i veću sigurnost posla od privatnog sektora (Arandarenko, 2011, Vladislavljević, 2017). Kako roditeljstvo i veći broj članova domaćinstva povećava potrebu za predvidljivim radnim vremenom i sigurnim poslom, pretpostavljamo da te karakteristike vode ka većim preferencijama prema radu u javnom sektoru. Sličan efekat ima i status glave domaćinstva jer on sa sobom nosi povećanu odgovornost za druge članove domaćinstva. S druge strane, imanje bračnog partnera omogućuje da drugi partner već ima (stabilan) posao, pa smanjuje preferencije za radom u sigurnijem, javnom sektoru. Kako bi uloga svih ovih varijabli mogla zavisiti od rodni uloga, Heckmanov model ocenjujemo odvojeno za muškarce i žene.

Kao i ranije u skup objašnjavajućih promenljivih X_i' uključujemo obrazovanje (5 kategorija), radno iskustvo (i njegov kvadrat), veštačke varijable za region i tip naselja, zanimanje (8 kategorija ISCO), radno vreme (puno ili skraćeno) i vrstu ugovora (na neodređeno ili na određeno).

Kako je fokus disertacije procena jaza u zaradama između sektora, a ne samo efekata selekcije na jedan sektor, primenjujemo metodologiju selekcije u kontekstu Blajnder-Ohaka dekompozicije i procedure koju su definisali Njuman i Ohaka (Neuman and Oaxaca, 2004). Nakon prvog koraka i računanja vrednosti IMR za svakog ispitanika (jednačina 5a), vrednost IMR se unosi kao dodatna objašnjavajuća promenljiva u jednačine privatnog i javnog sektora (2a i 2b), pa imamo

$$y_i^P = \mathbf{X}_i^{P'} \boldsymbol{\theta}^P + \lambda_i^P \text{IMR}_i + \varepsilon_i^P, \text{ za privatni sektor} \quad (5c)$$

$$y_i^J = \mathbf{X}_i^{J'} \boldsymbol{\theta}^J + \lambda_i^J \text{IMR}_i + \varepsilon_i^J, \text{ za javni sektor} \quad (5d)$$

Razliku u prosečnim vrednostima između zarada u javnom i privatnom sektoru, nakon ocenjivanja svih koeficijenata možemo pisati kao

$$\bar{y}^J - \bar{y}^P = \bar{\mathbf{X}}^{J'} \hat{\boldsymbol{\theta}}_k^J - \bar{\mathbf{X}}^{P'} \hat{\boldsymbol{\theta}}_k^P + \lambda_i^J \overline{\text{IMR}}_i^J - \lambda_i^P \overline{\text{IMR}}_i^P \quad (5e)$$

gde su λ_i^J i λ_i^P ocene efekata selekcije u javnom i privatnom sektoru, $\overline{\text{IMR}}_i^J$ i $\overline{\text{IMR}}_i^P$ prosečne vrednosti IMR u javnom i privatnom sektoru, a ostale oznake kao i ranije definisane uz jednačinu 2d. U originalnom članku, Neuman i Ohaka navode da postoji nekoliko načina na koji poslednja komponenta u jednačini 5f može da se tretira. U ovoj disertaciji primenjujemo takozvani direktan metod (prema Avlijaš i sar., 2013), i dodajemo IMR kao dodatnu objašnjavajuću promenljivu u objašnjenom i neobjašnjenom delu detaljne Blajnder-Ohaka dekompozicije (jednačine 2g i 2h). Drugim rečima, nakon primenjene transformacije detaljna dekompozicija može se prikazati na sledeći način

$$(\bar{\mathbf{X}}^J - \bar{\mathbf{X}}^P)' \hat{\boldsymbol{\theta}}^* = (\bar{X}_1^J - \bar{X}_1^P) \hat{\theta}_1^* + \dots + (\bar{X}_k^J - \bar{X}_k^P) \hat{\theta}_k^* + (\overline{\text{IMR}}_i^J - \overline{\text{IMR}}_i^P) \hat{\lambda}_i^*, \quad (5h)$$

Odnosno u neobjašnjenom delu razlike kao

$$\begin{aligned} (\bar{X}^J'(\hat{\theta}^J - \hat{\theta}^*) + \bar{X}^{P'}(\hat{\theta}^* - \hat{\theta}^P)) &= (\hat{\theta}_0^J - \hat{\theta}_0^P) + (\bar{X}_1^J(\hat{\theta}_1^J - \hat{\theta}_1^*) + \bar{X}_1^P(\hat{\theta}_1^* - \hat{\theta}_1^P)) + \\ \dots + (\bar{X}_k^J(\hat{\theta}_k^J - \hat{\theta}_k^*) + \bar{X}_k^P(\hat{\theta}_k^* - \hat{\theta}_k^P)) &+ (\overline{IMR}_i^J(\hat{\lambda}^J - \hat{\lambda}^*) + \overline{IMR}_i^P(\hat{\lambda}^* - \hat{\lambda}^P)) \quad (5i). \end{aligned}$$

Selekcija u zaposlenost

U prethodnom delu teksta objasnili smo kako činjenica da radnici u javnom i privatnom sektoru nisu na slučaj raspoređeni u ove sektore može uticati na ocene jednačina u javnom i privatnom sektoru. Sa druge strane, još jedan efekat selekcije može biti odgovoran za pristrasnost u ocenama jednačina privatnog i javnog sektora, a to je efekat selekcije u zaposlenost. Naime, kako oni koji su zaposleni (bilo u javnom ili privatnom sektoru), nisu slučajno izabrani iz populacije radnog uzrasta²⁵ ocenjene vrednosti koeficijenata u jednačinama privatnog i javnog sektora mogu biti pod uticajem i ovog faktora. Ovaj problem se u literaturi naziva *pristrasnost usled selekcije u radnu snagu* (eng. labour supply selection bias, Heckman, 1977²⁶).

Kako Heckmanov originalni pristup podrazumeva postojanje dve kategorije na tržištu rada (npr. one koji su zaposleni i one koji nisu zaposleni), da bi se otklonio i ovaj problem koristi se model u kojem se ne modelira izbor između dve, već model u kojem je moguće modelirati izbor između r alternativa. Burginjon i saradnici (Bourguignon, et al, 2007) definisali su metodologiju i proceduru²⁷ uz pomoć koje je moguće oceniti parametre simultane selekcije u više sektora. U ovoj situaciji mi se ograničavamo na ispitivanje odluke članova radne populacije za uključivanje u jednu od tri grupe: 1) nezaposleni²⁸, 2) rad u privatnom sektoru i 3) rad u javnom sektoru. Stoga se, slično Heckmanovom modelu u prvoj fazi (jednačina 5a), najpre ocenjuju funkcije selekcije, s tim što sada ocenjujemo dve selekcionne jednačine: selekciju u javni i privatni sektor, u odnosu na grupu ne-zaposlenih osoba,

²⁵ U ovom istraživanju za ocenu premije javnog sektora koristimo ispitanike stare između 20 i 64 godine. Zbog toga i populaciju radnog uzrasta definišemo za ovu uzrasnu grupu.

²⁶ Originalno metodologija koju je razvio Heckman (Heckman 1976, 1979) je i bila namenjena problemu selekcije radnika u zaposlenost ali se ova metodologija može primeniti i na izbor između bilo koje dve grupe, te je u ovoj situaciji primenjujemo na izbor radnika u sektorima.

²⁷ Stata procedura *selmlog*.

²⁸ Obuhvataju nezaposlene i neaktivne radnike. U većem delu literature se predlaže da se, uprkos razlikama između nezaposlenih i neaktivnih lica u smislu razlika razloga iz kojih oni nemaju posao, ove dve grupe posmatraju zajedno i modeliraju kao jedna kategorija (npr. Bourguignon, et al, 2007).

$$\Pr(s_i^{J,P}) = G(\mathbf{Z}'_{im}\boldsymbol{\phi}_m) + u_i \quad (5j)$$

pri čemu je skup instrumentalnih varijabli isti kao i u jednačini 5a: roditeljstvo, bračni status, status glave domaćinstva i broj članova domaćinstva, a dodatne objašnjavajuće promenljive uključuju starost, tip naselja, region i obrazovanje. Iz standardnog skupa varijabli koje su uključene u jednačinu zarada, u jednačinu selekcije nije moguće uključiti radno iskustvo zanimanje, radno vreme i tip ugovora, jer za osobe koje nisu zaposlene ne opažamo ove varijable.

Nakon ocenjivanja, za razliku od prethodnog modela, u jednačinu zarada u drugom koraku uključuju se tri varijable (Bourguignon, et al, 2007), koje se zasnivaju na izračunatim verovatnoćama za pripadnost svakoj od tri grupe.

$$y_i = X'_{ik}\theta_k + \lambda_{il} IMR_{il} + \varepsilon_i \quad l = 1, 2, 3 \quad (5k).$$

Slično prethodnoj metodi dodatne objašnjavajuće promenljive unose se u ocenjivanje jednačina zarada u javnom i privatnom sektoru, a zatim nakon transformacije i u Blajnder-Ohaka dekompoziciju kako bi se ocenili efekti na jaz u zaradama između sektora na način analogan onom prikazanom u jednačinama 5h i 5i.

Da bi se na pravi način ocenio izbor u sektore, uzorak ne-zaposlenih lica se ograničava tako da se iz njega isključuju kategorije lica sa nefleksibilnom radnom snagom, tj. koje nisu u poziciji da uopšte konkurišu na tržištu rada. U ovu grupu spadaju studenti, penzioneri, osobe sa invaliditetom i žene na porodijskom odsustvu.

2.3. Ekonometrijske tehnike kvantilne regresije

Prethodna istraživanja ukazuju na to da premiju javnog sektora odlikuje veliki varijabilitet u zavisnosti od nivoa visine zarade. Da bi se ispitala premija javnog sektora na različitim nivoima zarada, neophodno je koristiti tehnike kvantilne regresije. Za razliku od metoda najmanjih kvadrata, koji Minserovu jednačinu ocenjuje kao uslovnu očekivanu vrednost logaritmovane zarade (uslovnu na karakteristike modela), metode kvantilne regresije ocenjuju efekte varijabli na različitim nivoima zarade (npr. na 10-tom ili 90-tom percentilu ili medijani). Kvantil $q = q \in (0, 1)$ možemo definisati kao vrednost varijable koja deli distribuciju (u ovom slučaju distribuciju zarada) na dva dela, tako da $q\%$ opservacija ima nižu, a $(1-q)\%$ opservacija ima višu vrednost od te vrednosti. Najpoznatiji primer kvantila je medijana koja deli distribuciju na 50% vrednosti koje su više i 50% vrednosti koje su niže od nje.

Uslovna kvantilna regresija

Kod tehnika uslovne kvantilne regresije koristi umesto funkcije uslovne sredine $E(y|X)$, koriste se funkcije uslovne kvantilne funkcije $Q_q(y|X)$, $q \in (0, 1)$, za koje se takođe pretpostavlja linearan odnos između različitih kvantila zavisne promenljive i odgovarajućih vrednosti nezavisnih promenljivih za tu opservaciju (Koenker and Bassett, 1978). Drugim rečima, u slučaju ocenjivanja premije javnog sektora modelira se odnos

$$Q_q(y_i|P_i, \mathbf{X}_i) = \alpha(q) + \beta(q)P_i + \mathbf{X}_i' \boldsymbol{\theta}_k(q) + \varepsilon_i(q), \quad (51)$$

pri čemu se pretpostavlja da uslovna kvantilna funkcija ima drugačiju konstantu ($\alpha(q)$) i drugačije nagibe nezavisnih varijabli $\beta(q)$, $x(q)$ za svaku vrednost q . Slično metodu običnih najmanjih kvadrata, marginalni efekti su jednaki koeficijentima nagiba za dati kvantil, pa vrednost $\beta(q)$ predstavlja ocenu premije javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarade.

Međutim, ova ocena marginalnih efekata zasniva se na pretpostavci da individua i ostaje u istom kvantilu q nakon promene u regresoru, koja za veće vrednosti promene regresora često nije ispunjena. Iz te perspektive posmatrano, koeficijenti iz uslovne

kvantilne regresije dobro opisuju distribuciju zarada, tj. $\beta(q)$ predstavlja dobru meru razlike između uslovnih zarada u javnom i privatnom sektoru na različitim nivoima zarade, ali ne može predstavljati dobru ocenu kolika bi bila zarada osobe koja se nalazi u datom kvantilu privatnog sektora, kada bi ona prešla da radi u javni sektor. Drugim rečima (Angrist and Pischke, 2008, str. 281), koeficijenti kvantilne regresije govore o efektima na distribuciju, a ne na individue, pri čemu promena sektora ne izaziva promenu u rang u sektorima.

Slično uslovnoj sredini, koja predstavlja indikator koji minimizira sumu kvadratnih odstupanja, uslovna medijana minimizira sumu apsolutnih odstupanja $\sum_i^N |y_i - x_i' \beta|$, a koeficijent $\hat{\beta}_{med}$ predstavlja ocenu koja minimizira ovu sumu (Cameron and Trivedi, 2010, str. 212). Stoga, je kod medijalne regresije distribucija apsolutnih odstupanja simetrična, tj. odstupanja se isto vrednuju bez obzira na to da li ocenjena vrednost zavisne varijable u medijani potcenjuje ili precenjuje pravu vrednost zavisne varijable. U tom kontekstu, regresija medijane predstavlja specijalni slučaj kvantilne regresije, koja se procenjuje na osnovu funkcije

$$Q(\beta_q) = \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} q |y_i - x_i' \beta_q| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - q) |y_i - x_i' \beta_q|, \quad 0 < q < 1 \quad (5m).$$

gde je suma apsolutnih odstupanja ponderisana kvantomom q , koji dodeljuje veći ponder potcenjenim vrednostima predikcije nego precenjenim za niže kvantile, i obrnuto, veći ponder za precenjene vrednosti za više kvantile. S obzirom na to da funkcija $Q(\beta_q)$ nije diferencijabilna, uobičajeni metodi ocenjivanja ne mogu se primeniti. Umesto njih, primenjuje se simplex metoda linearnog programiranja, gde se do rešenja problema (5b) dolazi u okviru konačnog broja iteracija. Ocena dobijena u okviru kvantilne regresije je asimptotski normalna, a standardna greška ocene se dobija metodom parnog bootstrappinga (Cameron and Trivedi, 2010, str. 213).

2.4. Ekonometrijska analiza premije javnog sektora kroz panel podatke

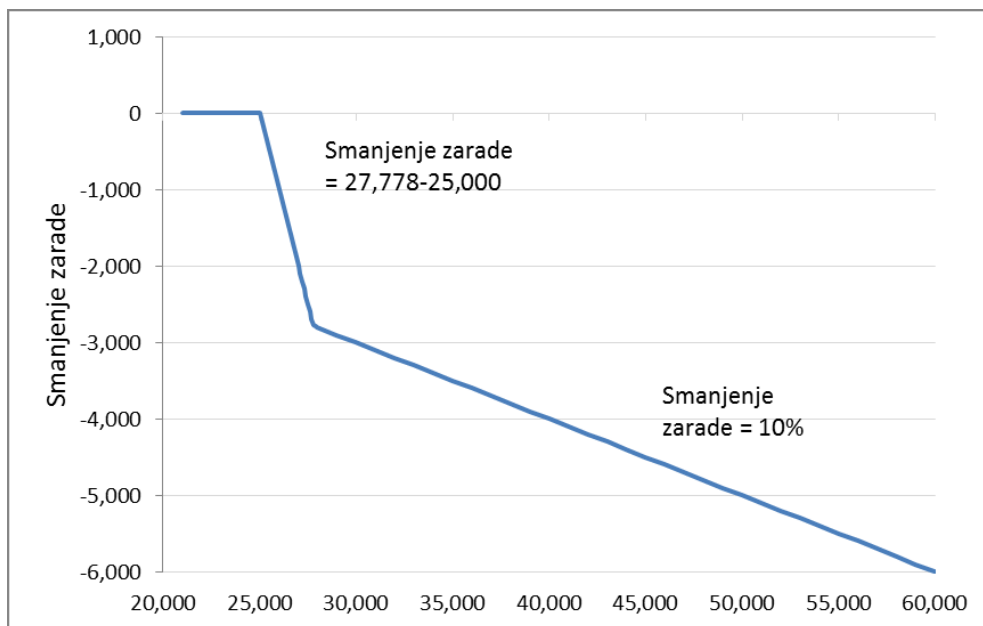
Korišćenje podataka panela

U okviru treće hipoteze ove disertacije navedeno je očekivanje da će efekti fiskalne konsolidacije izazvati i strukturne efekte na tržištu rada. Usled smanjivanja zarada u javnom sektoru, ovaj sektor postaje manje atraktivna opcija radnicima, u odnosu na rad u privatnom sektoru ili u odnosu na povlačenje u neaktivnost.

U okviru ove hipoteze koristimo činjenicu da su podaci ARS organizovani kao rotirajući panel, u kojem se ista domaćinstva anketiraju 4 puta po sistemu 2-2-2. Ovaj sistem znači da se domaćinstva najpre anketiraju u dva talasa, da zatim u dva talasa nisu u uzorku i da se onda ponovo vraćaju u uzorak za anketiranje u toku još dva talasa. Kako se ARS sprovodi kvartalno, ispitanici koji su uključeni u rotirajuće grupe prisutni su u istim kvartalima dve godine (na primer, u prvom kvartalu 2014. i prvom kvartalu 2015. godine), što nam omogućava da analiziramo status na tržištu rada i zarade istih ispitanika u dve uzastopne godine. Usled strukture rotirajućih grupa u ARS, nakon drugog učešća u dva talasa (ukupno trećeg i četvrtog učešća u anketi) domaćinstva zauvek izlaze iz rotacije, tako da nije moguće poređenje 2014. i 2016. godine.

Osim za izračunavanje deskriptivnih pokazatelja tranzicija između sektora između godina, bazu panel podataka koristimo i kako bi ocenili uticaj fiskalne konsolidacije na promene u nivou plate i statusu na tržištu rada. U tom delu disertacije konstruišemo i varijablu *smanjenje zarade prema modelu fiskalne konsolidacije*, kako bismo eksplicitno modelirali uticaj fiskalne konsolidacije, prateći metodologiju iznesenu u radu Davalosa i saradnika (Davalos et al., 2018).

Kao što je već rečeno, smanjenje zarada u javnom sektoru od 10% odnosi se na zarade iznad 25.000 dinara. Ako bi smanjivanje zarada rezultiralo zaradom koja je manja od 25.000 dinara, zarade ne bi bile smanjene za 10 procenata, već bi se jednostavno smanjile na nivo od 25.000 dinara. Prema ovom pravilu formulišemo varijablu za ocenu efekata smanjenja plata na ishode na tržištu rada. Ova varijabla je opisana na Slici 2. Za zarade manje od 25.000 nema smanjenja, za zarade u intervalu od 25.000 do 27.778 dinara smanjenje zarada je razlika između visine zarade i 25.000 dinara, dok je za zarade iznad 27.778 dinara smanjenje zarade iznosi 10 % zarade iz 2014. godine.



Slika 2-1: Dizajn smanjenja zarada u javnom sektoru usled fiskalne konsolidacije

U ispitivanju efekata smanjenja zarada, usled činjenice da se smanjivanje zarada odigralo samo u javnom sektoru, fokusiramo se na radnike koji su radili u ovom sektoru u 2014. godini. Nakon smanjenja zarada, ovi radnici bi mogli da odluče da ostanu u javnom sektoru sa smanjenom zaradom, ili da pređu u privatni sektor ili u neaktivnost. Stoga, ocenjujemo efekte smanjenja zarade prema pravilima fiskalne konsolidacije na tri ishoda: 1) (stvarnu) promenu zarada između 2014. i 2015. godine, 2) prelazak iz javnog sektora u neaktivnost; i 3) prelazak iz javnog u privatni sektor.

U modelu 1, kod ispitanika koji su ostali da rade u javnom sektoru, ispitujemo da li je smanjenje zarada koje se zaista desilo između 2014. i 2015. godine funkcija smanjivanja zarada predloženog u merama štednje, tj. da li realna promena zarada zaista odgovara onoj opisanoj u fiskalnoj konsolidaciji. U modelima 2 i 3 očekujemo da je predloženo smanjenje zarada povećalo verovatnoću prelaska u druge sektore, u odnosu na ostanak u javnom sektoru, usled manje atraktivnosti javnog sektora u kojem su sada niže zarade.

Model 1: Efekti smanjenja zarada na promenu zarada

Radnici koji su ostali u javnom sektoru suočili su se sa smanjenjem zarade od 10 procenata. U okviru ovog modela ispitujemo da li predviđeno smanjenje zarada

odgovara realnom smanjenju zarada radnika koji su ostali u javnom sektoru. Kao što je objašnjeno u prethodnom poglavlju, smanjivanje zarada bilo različito za zarade iznad 25.000 i ispod 27.778 dinara, i za zarade iznad 27.778 dinara. Usled toga podelili smo varijablu smanjenje zarada na dve varijable (Δz_{fk_1} i Δz_{fk_2}), od kojih svaka opisuje pravila štednje u delu distribucije zarada na koji se odnosi, odnosno:

$$\Delta z_{fk_1} = \text{zarada}_{2014} - 25.000, \quad 25.000 < \text{zarada}_{2014} < 27.788$$

$$= 0, \text{ u ostalim slučajevima.}$$

$$\Delta z_{fk_2} = \text{zarada}_{2014} * 0.1, \quad \text{zarada}_{2014} \geq 27.788$$

$$= 0, \text{ u ostalim slučajevima.}$$

Zatim koristimo metod običnih najmanjih kvadrata i ocenjujemo sledeći model:

$$\Delta z = \alpha + \beta_1 * \Delta z_{fk_1} + \beta_2 * \Delta z_{fk_2} + \varepsilon \quad (6a),$$

gde je Δz stvarna promena zarade - varijabla koja je izračunata kao razlika u visini zarade u javnom sektoru u 2014. i 2015. godini, a koju možemo da izračunamo usled toga što raspolažemo zaradom istih ispitanika u dve uzastopne godine. Očekivana vrednost koeficijenata β_1 i β_2 je 1, jer očekujemo da promena zarade koja je opisana u fiskalnoj konsolidaciji odgovara stvarnoj promeni zarade. Stohastička greška modela, označena je sa ε .

Kao i ranije, odvojeno posmatramo efekte smanjenja zarada u javnim preduzećima i u sektoru države i ocenjujemo sledeći model

$$\Delta z = \alpha + \beta_1 * \Delta z_{fk_1} + \gamma_1 * \Delta z_{fk_1} * \text{JP} + \beta_2 * \Delta z_{fk_2} + \gamma_2 * \Delta z_{fk_2} * \text{JP} + \varepsilon \quad (6b),$$

gde uz pomoć vektora koeficijenata γ testiramo da li je smanjenje zarada bilo drugačije u javnim preduzećima nego u sektoru države, a ostali koeficijenti imaju značenje kao i ranije. Oba modela (6a) i (6b) uzimaju u obzir samo ispitanike koji su dali informaciju o tačnom iznosu zarade u obe godine, pri tome isključujući ispitanike čiji su egzaktni iznosi zarada imputirani na osnovu procedure uparivanja.

Modeli 2 i 3: Efekti smanjenja plata na tranzicije na tržištu rada

Efekte fiskalne konsolidacije na tranzicije na tržištu rada ocenjujemo u dva modela: 1) model prelaska iz javnog u privatni sektor i 2) model prelaska iz javnog sektora u neaktivnost²⁹. Kao što je napred rečeno, uzorak za ovaj deo istraživanja čine radnici koji su, 2014. godine radili u javnom sektoru i čiji status na tržištu rada u 2015. godini možemo da opazimo. Bazična grupa u odnosu na koju posmatramo ove prelaskе je grupa koja je ostala da radi u javnom sektoru 2015. godine. Zbog malog učešća prelazaka iz javnog sektora u neformalnu zaposlenost i samozapošljavanje (Tabela 5-1) ove prelaskе dodajemo prelascima iz javnog sektora u formalni privatni sektor. U oba modela uključujemo i efekte kovarijata zarada koje smo uključivali i u regresioni model prilikom ocene premije zarada javnog sektora: pol, godine starosti, tip naselja, regionalne veštačke promenljive, nivo obrazovanja, radno iskustvo, zanimanje, radno vreme i tip ugovora.

Za obe situacije, koristimo probit regresiju da ocenimo sledeći model:

$$\Pr(\Delta s) = G(\beta * \Delta z_{fk} + \theta X) + u \quad (6c).$$

gde je Δs veštačka varijabla koja označava promenu statusa uzima vrednost 0 ukoliko je osoba ostala u javnom sektoru, a vrednost 1 ukoliko je osoba 1) prešla da radi u privatni sektor (u modelu 1) ili 2) prešla u neaktivnost (u modelu 2). Efekat glavne nezavisne varijable - smanjenje zarade prema fiskalnoj konsolidaciji (Δz_{fk}), sadržan je u koeficijentu β , efekti ostalih kovarijata X označeni su vektorom koeficijenata θ , $G(\cdot)$ predstavlja funkciju koja linearnu kombinaciju kovarijata transformiše u funkciju verovatnoće, dok u predstavlja stohastičku grešku modela. Prema našem modelu, očekujemo da koeficijent β ima pozitivnu vrednost, jer očekujemo da smanjenje zarada povećava verovatnoću prelaska iz javnog sektora u privatni sektor ili neaktivnost, u odnosu na ostanak u javnom sektoru.

Kako su korelati istovremeno i u korelaciji sa visinom zarada, pa nužno i sa smanjenjem zarade (jer je ono definisano kao funkcija visine zarade) model ocenjujemo sa i bez

²⁹ Teorijski posmatrano, prelazak u nezaposlenost nije uslovljen istim mehanizmima kao i prelazak u neaktivnost, tako da, u ovoj situaciji, ispitanike koji su prešli iz javnog sektora u nezaposlenost izostavljamo iz analize.

kovarijata, da bismo proverili robusnost rezultata i kontrolisali eventualne efekte endogenosti.

2.5. Ispitivanje dugoročne povezanosti zarada ³⁰

Osnovni model zarada u sektoru prerađivačke industrije na dugi rok dat je sledećom relacijom:

$$\ln(w_{ind,t}) = \alpha + \beta_1 \ln(w_{gov,t}) + \beta_2 \Delta(\ln(I_{ip,t})) + \beta_3 \Delta(\ln(I_{cp,t})) + e_t \quad (7)$$

gde su

- $w_{ind,t}$ – zarade u sektoru prerađivačke industrije (prosečna neto mesečna zarada u sektoru)
- $w_{gov,t}$ – zarade u sektoru državna uprava i odbrana; obavezno socijalno osiguranje (prosečna neto mesečna zarada u sektoru)
- $I_{ip,t}$ – indeks industrijske proizvodnje (bazni indeks cena, 2006=100)
- $I_{cp,t}$ – indeks potrošačkih cena (bazni indeks cena, 2010=100) i
- e_t – greška modela.

Ranija ispitivanja (Vladislavljević, 2016) ukazala su da su vremenske serije zarada u privatnom i javnom sektoru su nestacionarne, tj. poseduju tačno jedan jedinični koren. U toj situaciji, ispitivanje ove veze nije moguće primenom klasičnog linearnog regresionog modela i ocena po metodu običnih najmanjih kvadrata (ONK), jer je narušena pretpostavka o tome da ne postoji korelacija između objašnjavajuće promenljive i slučajne greške, što dovodi do toga da metod ONK daje nekonzistentne ocene, kao i ocene koje nemaju normalnu raspodelu, pa nije moguće primenjivati standardnu grupu testova za zaključivanje, zasnovanu na t i F statistici (Mladenović i Nojković, 2015, str. 263).

³⁰ Delovi ovog poglavlja objavljeni su u Vladislavljević, M. (2016). Dugoročna usklađenost plata u sektoru države i plata u privatnom sektoru. u Minović, J. i sar. (ur.), Pravci strukturnih promena u procesu pristupanja Evropskoj uniji. Beograd: Institut ekonomskih nauka. 405-424. Rad je nastao kao seminarski rad na predmetu Primenjena analiza vremenskih serija, uz pomoć prof. dr. Zorice Mladenović.

Da bi se stabilizovala varijansa i time otklonila nestacionarnost u varijablama koje su u modelu moguće je ispitivati povezanost između prvih diferenci serije, pod uslovom da su prve diference stacionarne, odnosno da serije poseduju tačno jedan jedinični koren. Međutim, na ovaj način, iako su ispunjeni uslovi za ocenjivanje modela uz pomoć ONK, meri se samo kratkoročni efekat, a nije moguće ispitivanje dugoročne ravnotežne veze između zarada u sektoru prerađivačke industrije i države.

2.5.1. Kointegracija između zarada u privatnom i javnom sektoru

Ocenjivanje dugoročne ravnotežne veze između nestacionarnih serija moguće je ukoliko su one kointegrirane. Kointegracija je situacija u kojoj je linearna kombinacija nestacionarnih vremenskih serija stacionarna, tj. "u kojoj zajedničko kretanje nestacionarnih vremenskih serija poprima stacionarni karakter" (Mladenović i Nojković, 2015). Formalno posmatrano kointegraciju možemo definisati na sledeći način (Engle and Granger, 1987; str. 253):

Definicija Vektor vremenskih serija y_t je kointegrisan reda (d, b) , u oznaci $y_t \sim CI(d,b)$, ukoliko (i) su sve komponente vektora y_t integrirane reda d , tj. $I(d)$ i (ii) postoji vektor koeficijenata α takav da $z_t = \alpha' y_t \sim I(d-b)$, pri čemu $b > 0$. Vektor koeficijenata α tada se naziva kointegracioni vektor.

U situaciji kada se vektor y_t sastoji od dve vremenske serije i kada je $d=1$ i $b=1$, kointegracija znači da su dve vremenske serije koje su integrirane reda 1, a da će varijabla z_t retko biti daleko od nule (ukoliko je njen prosek nula) i da će ova varijabla na svojoj, stacionarnoj putanji, često prelaziti nulu, tj., varijabla z_t u toj situaciji je stacionarna. Može se pokazati da regresija po metodu običnih najmanjih kvadrata predstavlja „odličnu ocenu vektora α “ (Engle and Granger, 1987, str. 264), pa da samim tim, vremenska serija z_t u stvari predstavlja rezidual tog regresionog modela. Regresija koja je korišćena za ocenu vektora α tada se naziva kointegraciona relacija. Drugim rečima, u situaciji kointegracije, reziduali iz regresionog modela poprimaju karakteristike procesa "beli šum" ili se mogu modelirati stacionarnim ARMA modelima, pa se vrednosti koeficijenata iz regresije nestacionarnih vremenskih serija mogu koristiti kao pouzdane.

Testiranje kointegracije ONK metodom

Klasično ispitivanje stacionarnosti linearne kombinacije vrši se preko Diki Fulerovog testa reziduala (DFR test). DFR test se zasniva na tzv. kointegracionoj jednačini koja uzima opšti oblik ONK modela:

$$\ln(w_{\text{ind},t}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_{\text{gov},t}) + e_t, \quad (8)$$

gde su $w_{\text{ind},t}$ zarade u sektoru prerađivačke industrije, a $w_{\text{gov},t}$ zarade u sektoru državna uprava, odbrana i obavezno socijalno osiguranje. U okviru DFR testa najpre se ocenjuje kointegraciona jednačina običnim ONK modelom, a zatim se testira nulta hipoteza o postojanju jediničnog korena u ocenjenim rezidualima r_t iz kointegracione jednačine. Ova procedura naziva se dvostepena procedura Engla i Grejndžera (Engle and Granger, 1987). Test stacionarnosti reziduala sprovodi se slično testiranju stacionarnosti individualnih vremenskih serija, korišćenjem Diki-Fulerovog testa, koji je prilagođen testiranju stacionarnosti reziduala. U okviru ovog testa ocenjuje se sledeća jednačina:

$$\Delta r_t = \theta r_{t-1} + v_t, \quad (8a)$$

gde Δr_t predstavlja prvu diferencu reziduala u trenutku t , r_{t-1} predstavlja vrednost reziduala u trenutku $t-1$, v_t je greška modela, a θ je parametar koji se nalazi u osnovi odlučivanja o stacionarnosti reziduala. Deljenjem ovog parametra sa njegovom standardnom greškom dobijamo takozvanu tau statistiku, koja u okviru DFR testa ima drugačiju asimptotsku raspodelu i samim tim i drugačije vrednosti raspodele u odnosu na običan DF test. Kritične vrednosti zavise od broja varijabli koje su uključene u kointegracionu relaciju i broja determinističkih komponenti u kointegracionom modelu (Mladenović i Nojković, 2015). Ukoliko je vrednost tau statistike niža od kritične vrednosti za odbacivanje nulte hipoteze, to znači da su reziduali stacionarni i da su vremenske serije kointegrirane.

Ukoliko primena DFR testa ukazuje na prisustvo kointegracije, tada se ocene dobijene u kointegracionoj relaciji (8) mogu smatrati ocenama dugoročne ravnotežne veze. Međutim, date ocene su pristrasne i nemaju normalnu raspodelu, ali poseduju svojstvo „superkonzistentnosti“, jer sa povećanjem uzorka vrlo brzo konvergiraju u verovatnoći ka stvarnoj oceni parametra (Mladenović i Nojković, 2015).

Dinamički ONK metod

Pored metoda ONK za ocenjivanje dugoročne relacije i ispitivanje kointegracije korišćen je i dinamički ONK metod (Stock and Watson, 1993). U slučaju dve varijable, metod polazi od toga da se dugoročni odnos dve varijable može opisati trijangularnom reprezentacijom oblika:

$$\Delta \ln(w_{\text{gov},t}) = e_{\text{gov},t} \quad (9a)$$

$$\ln(w_{\text{ind},t}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_{\text{gov},t}) + e_t \quad (9b)$$

pri čemu su procesi $e_{\text{gov},t}$ i e_t stacionarni, ali ne i nužno nezavisni na dugi rok. Upravo ta moguća zavisnost $e_{\text{gov},t}$ i e_t može dovesti do pristrasnosti u ocenjivanju parametra β_1 u jednačini (9b). Zbog toga se uvodi transformacija greške e_t , takva da ona, po definiciji, bude nezavisna od $e_{\text{gov},t}$, oblika $v_t = e_t - E(e_t | e_{\text{gov},t})$, gde se može pokazati da je $E(e_t | e_{\text{gov},t}) = d(L) \Delta \ln w_{\text{gov},t}$, pri čemu je polinom po operaturu docnije $d(L)$ dvostran, tj. obuhvata i vrednosti serije sa docnjom i vrednosti serije pomerene unapred (eng. lags and leads). Na taj način jednačina običnog ONK modela (8) proširuje se, u opštem slučaju, sa L diferenci sa docnjom i L diferenci sa pomakom unapred uz novu, nezavisnu slučajnu grešku v_t :

$$\ln(w_{\text{ind},t}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_{\text{gov},t}) + d(L) \Delta \ln(w_{\text{gov},t}) + v_t \quad (9c)$$

Model se u praksi najčešće, dopunjuje jednom diferencom sa docnjom i jednom diferencom sa pomakom unapred. Drugim rečima ocenjuje se model:

$$\ln(w_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_{g,t}) + \beta_{21} \Delta \ln(w_{g,t-1}) + \beta_{22} \Delta \ln(w_{g,t}) + \beta_{23} \Delta \ln(w_{g,t+1}) + v_t \quad (9d)$$

Nakon ocenjivanja, slično prethodnom modelu testira se da li su reziduali modela stacionarni ili nisu, poređenjem sa kritičnim vrednostima Diki-Fulerovog testa reziduala (DFR testa). Ovaj metod ocenjivanja posebno je pogodan u malim uzorcima, a razlikuje se od običnog ONK, tako što se stabilnost ocena kontroliše dodavanjem diferenci nezavisne varijable koje su pomerene za određeni broj docnji unapred i unazad (eng. leads i lags). Ocenjivanje metodom dinamičkog ONK daje efikasnije ocene u odnosu na ocene običnim ONK. Nakon ocenjivanja modela dinamičkog ONK (9d), testiranje

stacionarnosti reziduala, slično situaciji kod ONK metoda, vrši se ispitivanjem stacionarnosti reziduala v_t .

Testiranje postojanja kointegracije, pored DFR testa reziduala ispitujemo i Hansenovim testom nestabilnosti. Za razliku od prethodnog testa, nulta hipoteza kod Hansenovog testa nestabilnosti je da kointegracija postoji, dok je alternativna hipoteza da nema kointegracije. Hansen (Hansen, 1992) predlaže upotrebu statistike L_c , koja se bazira na funkciji Lagranžovih multiplikatora. U okviru postupka najpre se definišu uslovi prvog reda f_t i na njima zasnovana matrica $S_t = \sum_{j=1}^n f_j$ koja predstavlja kumulativnu funkciju uslova prvog reda. Hansenova L_c statistika tada se definiše kao

$$L_c = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^T S_t' V^{-1} S_t \quad (9e),$$

pri čemu je matrica V je definisana kao $V = \sum_{t=1}^n f_t f_t'$. Distribucija L_c statistike je nestandardna i zavisi od broja vektora koji čine kointegracionu relaciju, broja determinističkih trendova uključenih i isključenih iz kointegracione relacije. Distribucija L_c statistika i na njima zasnovanih kritičnih vrednosti za odlučivanje data je u Hansenovom originalnom radu (Hansen, 1992), kao polinomialnih funkcija koje dozvoljavaju izračunavanje kritičnih vrednosti za različit broj vektora kointegracione relacije i determinističkih trendova.

Ocenjivanje kointegracije u uslovima strukturnog loma (Gregori-Hansen test)

U prethodno opisanim metodama, u situaciji u kojoj postoji strukturni lom u nekoj od serija, mogla bi biti modelirana veštačkom varijablom koja bi uzimala nenultu vrednost (jedan) za pretpostavljeni trenutak strukturnog loma, na taj način a priori birajući momenat najvećeg strukturnog loma u seriji. Za razliku od ranije prikazanih standardnih testova kointegracije, primena Gregori-Hansen-ovog testa (Gregory & Hansen, 1996), omogućuje da se kointegracioni koeficijenti promene u određenom, unapred nepoznatom trenutku u okviru uzoračkog perioda. Prema autorima, ovaj test predstavlja uopštenje ranije opisanog Engle-Granger-ovog testa, za nepoznati trenutak strukturnog loma.

Kao i kod običnog testa kointegracije definiše se, najpre osnovna kointegraciona veza

$$\ln(w_{ind,t}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(w_{gov,t}) + e_t, \quad (10a)$$

kao i veštačka promenljiva φ koja uzima vrednost 1 od vremenskog trenutka τ u toku serije

$$\varphi_{t,\tau} = \begin{cases} 0, & t \leq \tau \\ 1, & t > \tau \end{cases}$$

gde nepoznati parametar τ može da uzme sve vrednosti vremenske jedinice u toku serije (1, ..., T). Gregori i Hansen razmatraju tri oblika strukturnog loma (Gregory & Hansen, 1996):

1. Model promene nivoa (eng. level-shift) situaciju u kojoj dolazi do promene konstante modela (C)

$$\ln(w_{ind,t}) = \beta_{01} + \beta_{01}\varphi_{t,\tau} + \beta_1 \ln(w_{gov,t}) + e_t, \quad (10b)$$

2. Model promene nivoa sa trendom (eng. level shift with trend) situaciju u kojoj dolazi do promene konstante modela, ali je u modelu prisutan trend (C/T)

$$\ln(w_{ind,t}) = \beta_{01} + \beta_{01}\varphi_{t,\tau} + \alpha t + \beta_1 \ln(w_{gov,t}) + e_t, \quad (10c)$$

3. Model promene koeficijenta (eng. regime shift), situacija u kojoj dolazi i do promene konstante ali i nagiba funkcije (C/S)

$$\ln(w_{ind,t}) = \beta_{01} + \beta_{01}\varphi_{t,\tau} + \beta_{11} \ln(w_{gov,t}) + \beta_{12} \ln(w_{gov,t})\varphi_{t,\tau} + e_t, \quad (10d)$$

U situaciji u kojoj je parametar τ poznat, sva tri modela bi se mogla oceniti metodom ONK, a zatim na način na koji je ranije prikazano, moguće je testirati kointegracionu vezu između dve varijable. Gregori-Hansen test je napravljen za situaciju u kojoj ne znamo a priori u kom trenutku je najveći strukturni lom nastupio. Stoga, da bi se odredilo da li postoji kointegracija u modelu, u okviru ovog testa, sprovode testovi ocenjivanja stacionarnosti reziduala za moguće različite vrednosti koeficijenta τ .

Iako je teorijski moguće ocenjivanje za svako različito τ iz vremenskog perioda od 1 do T, u praktičnoj primeni Gregori-Hansenovog testa, kako bi se mogle izračunati sve potrebne statistike, umesto ocenjivanja T različitih statistika najčešće se uzima u obzir interval $[0,15 \cdot T, 0,85 \cdot T]$. Metod ocenjivanja se sprovodi tako što se odabira jedan od

modela (10b) do (10d), nakon čega se ocenjuje model uz pomoć metoda najmanjih kvadrata. Nakon ocenjivanja iz modela se dobijaju reziduali $e_{\tau t}$, koji zavise od vremenskog trenutka τ u kojem se događa promena režima, koji se koriste za računanje tri statistike kojima se ispituje stacionarnost reziduala: ADF, $Z\tau$ i $Z\alpha$ statistika.

ADF statistika reziduala preuzeta je iz pionirskog rada Engle and Granger (1987), koji primenjuju pristup proširenog Diki-Fulerovog testa na seriju reziduala. Prema ovom pristupu, autokorelacija u rezidualima se eksplicitno modelira prilikom ocenjivanja koeficijenta u jednačini reziduala, dodavanjem diferenci reziduala. Na taj način, dobija se direktna ocena regresionog koeficijenta, koji se onda transformiše u tau-t statistiku, i poredi sa kritičnim vrednostima koeficijenta izračunatim u radu Engle and Granger-a.

Sa druge strane, $Z\tau$ i $Z\alpha$ statistike predstavljaju primenu Phillips-ovih statistika na izučavanje stacionarnosti reziduala (Gregory & Hansen, 1996). Prema ovom pristupu, koeficijent u jednačini reziduala se ne proširuje dodavanjem diferenci reziduala, već se ocenjuje obični DF koeficijent, koji se zatim koriguje za pristrasnost ponderisanom sumom autokovarijansi reziduala. Formalno, najpre se definiše rezidual drugog reda:

$$\hat{v}_{t,\tau} = \hat{e}_{t,\tau} - \hat{\rho}_{\tau} \hat{e}_{t-1,\tau} \quad (10e)$$

a zatim i ponderisana suma autokovarijansi reziduala

$$\hat{\lambda}_{\tau} = \sum_{j=1}^M w\left(\frac{j}{M}\right) \hat{y}_{\tau}(j) \quad (10f)$$

gde je

$$\hat{y}_{\tau}(j) = \frac{1}{n} \sum_{t=j+1}^T (\hat{v}_{t-1,\tau} \hat{v}_{t,\tau}), \quad (10g)$$

M proizvoljan broj koji je određen tako da $M \rightarrow \infty$, a w ponder koji zadovoljava standardne uslove za spektralne ocene (Gregory and Hansen, 1996), pri čemu je dugoročna varijansa $\hat{v}_{t,\tau}$ odredena sa $\hat{\sigma}_{\tau}^2 = y_{\tau}(0) + 2\hat{\lambda}_{\tau}$. Korigovani koeficijent autokorelacije se računa kao

$$\hat{\rho}_{\tau}^* = \sum_{t=1}^{T-1} (\hat{e}_{t,\tau} \hat{e}_{t+1,\tau} - \hat{\lambda}_{\tau}) / \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{t,\tau}^2 \quad (10i)$$

Na taj način, pristrasnost usled autokorelacije ne tretira se direktno, u modelu reziduala, već se nakon ocenjivanja modela vrši njihova korekcija. Tako dobijena statistika se onda ili transformiše u tau-t formu i tako se dobije Z_τ statistika (slično ADF testu),

$$Z_\tau(\tau) = (\hat{\rho}_\tau^* - 1)/s_\tau, \text{ gde je } s_\tau = \hat{\sigma}_\tau^2 / \sum_{t=1}^{T-1} \hat{e}_{t,\tau}^2 \quad (10j)$$

ili se normalizuje i množi brojem opservacija da bi se dobio Z_α statistika

$$Z_\alpha(\tau) = T(\hat{\rho}_\tau^* - 1). \quad (10k)$$

Zatim se definišu nove tri statistike kao minimalne vrednosti ADF, Z_τ i Z_α statistika u posmatranom uzorku

$$ADF^* = \min_{\tau \in T} ADF(\tau) \quad (10l)$$

$$Z_\tau^* = \min_{\tau \in T} Z_\tau(\tau) \quad (10m)$$

$$Z_\alpha^* = \min_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau) \quad (10n)$$

Kako je distribucija dobijenih statistika je nestandardna Gregori i Hansen (Gregory and Hansen, 1996) koriste metode simulacije da dobiju asimptotske distribucije statistika (10l) do (10n), na osnovu kojih se definišu kritične vrednosti za odbacivanje nulte hipoteze o statističkoj značajnosti kointegracije. Gregori i Hansen formalno izvode simulaciju samo za vrednosti statistika Z_τ^* i Z_α^* , dok su kritične vrednosti za ADF^* statistiku iste kao i za Z_τ^* . Kritične vrednosti zavise od veličine uzorka, broja regresora u relaciji, kao i relativne pozicije parametra τ u vremenskoj seriji.

Uvođenje strukturnog loma u model služi umanjivanju varijanse reziduala, koja može da usledi ili iz nestacionarnosti ili iz nekog drugog izvora varijabiliteta, kao što je strukturni lom. U tom smislu, moguće je da testiranje običnim DFR ili Engle-Grangerovim testom pokaže da su reziduali nestacionarni, a Gregori-Hansenov test da su oni stacionarni, što bi ukazivalo na opravdanost uključivanja strukturnog loma u okviru date kointegracione relacije. U okviru ovog rada, Gregori-Hansenov test primenićemo na osnovu sintakse *ghansen* u programskom paketu STATA³¹.

³¹ Korisnička sintaksa preuzeta sa adrese <http://fmwww.bc.edu/RePEc/bocode/g>

2.5.2. Ocenjivanje povezanosti zarada u dva sektora u okviru VAR modela

Ako su dve vremenske serije kointegrirane ispunjeni su uslovi za ispitivanje njihove dugoročne povezanosti u nivou serije u okviru VAR modela (Engle and Granger, 1987). Analiza u okviru VAR modela i na njoj zasnovan Grejndžerov test uzročnosti nam daju odgovor na pitanje koja od ove dve serije je "lider", tj. koja od ove dve serije utiče na formiranje druge serije.

Osnovna pretpostavka VAR modela je da je svaka varijabla određena sopstvenim prošlim vrednostima i prethodnim vrednostima ostalih varijabli u sistemu, tako da šokovi u svakoj varijabli proizvode vremenske efekte na sve druge varijable. Osnovni model stoga možemo napisati kao:

$$\begin{bmatrix} \ln(w_{i,t}) \\ \ln(w_{g,t}) \end{bmatrix} = \phi_1 \begin{bmatrix} \ln(w_{i,t-1}) \\ \ln(w_{g,t-1}) \end{bmatrix} + \dots + \phi_k \begin{bmatrix} \ln(w_{i,t-k}) \\ \ln(w_{g,t-k}) \end{bmatrix} + \varepsilon_t. \quad (11)$$

gde ϕ_1, \dots, ϕ_k predstavljaju matrice koeficijenata (red matrice je 2x2) kojima se ocenjuje efekat na zarade u sektoru prerađivačke industrije i sektoru države, istih ovih varijabli na docnjama $1, \dots, k$, dok ε_t predstavlja vektor (2x1) slučajnih grešaka. Red VAR modela (k) određuje se na osnovu testiranja značajnosti pojedinačnih docnji, vrednosti višedimenzionih informacionih kriterijuma, pri čemu se optimalni broj docnji pronalazi u minimalnoj vrednosti informacionog kriterijuma, kao i ispitivanja osnovnih pretpostavki modela odsustva autokorelacije u rezidualima modela, kao i normalnosti distribucije reziduala modela.

Autokorelacija u okviru VAR modela ispituje se Boks-Ljungovim višedimenzionim testom autokorelacije reziduala, dok se normalnost reziduala ispituje Lutkepolovim (Lutkepohl) testom, koji predstavlja višedimenzioni Žark-Bera test u kojem se standardne greške VAR modela najpre ortogonalizuju da bi postale nezavisne. U narednom koraku ocenjuju se asimetričnost i spljoštenost jednodimenzionih standardnih greški, a zatim se i dobijene vrednosti sabiraju čime se dobija višedimenziona mera normalnosti reziduala (Mladenović i Nojković, 2015).

Za ispitivanje robusnosti modela i smanjivanje greške VAR modela dodatno uvodimo, kao što je navedeno u jednačini (7) i prvu diferencu baznog indeksa potrošačkih cena (tj. inflaciju), kao i prvu diferencu indeksa industrijske proizvodnje. Za ocenu

parametara VAR modela mogu se koristiti metod običnih najmanjih kvadrata i metod maksimalne verodostojnosti (Mladenović i Nojković, 2015).

2.5.3. Uzročnost u VAR modelu

Na osnovu koeficijenata dobijenih u jednačini (11) moguće je oceniti koja od dve promenljive je egzogena, a koja endogena u odnosu na dati skup. Jedna vremenska serija x_t uzrokuje drugu vremensku seriju y_t , u smislu Grejndžera, ukoliko se „buduće vrednosti y_t mogu predvideti sa većom preciznošću na osnovu poznavanje prethodnih vrednosti za x_t nego bez njih, pod pretpostavkom da se ostale informacije ne menjaju“ (Mladenović i Nojković, 2015; str. 309). Sa druge strane, vremenska serija y_t ne uzrokuje vremensku seriju x_t ukoliko poznavanje prethodnih vrednosti y_t ne poboljšava predviđanje vrednosti x_t .

Uzročnost između zarada u sektoru državne administracije i sektoru prerađivačke industrije ispitujemo primenom Grejndžerovog testa uzročnosti. U ovom testu, nulta hipoteza tvrdi da zarade u sektoru državne administracije ne utiču na zarade u sektoru prerađivačke industrije, dok alternativna hipoteza tvrdi da ovaj uticaj postoji³². Ukoliko pretpostavimo da je red VAR modela 2, sam postupak zasniva se na oceni sledeće dve jednačine:

$$\ln(w_{i,t}) = \beta_0 + \beta_{11}\ln(w_{i,t-1}) + \beta_{12}\ln(w_{i,t-2}) + e_t \quad (12a)$$

$$\ln(w_{i,t}) = \beta_0 + \beta_{11}\ln(w_{i,t-1}) + \beta_{12}\ln(w_{i,t-2}) + \beta_{21}\ln(w_{g,t-1}) + \beta_{22}\ln(w_{g,t-2}) + e_t \quad (12b)$$

koje predstavljaju individualne jednačine iz VAR modela opisanog u jednačini (11), pri čemu se u prvoj od ove dve jednačine (12a) uvodi ograničenje da su koeficijenti uz prethodne vrednosti zarada u javnom sektoru (β_{21} i β_{22}) jednaki nuli. Grejndžerov test ocenjuje se na osnovu F statistike oblika

$$F_{T-7}^2 = \frac{(RSKO-RSKB)/2}{RSKB/(T-7)} \quad (12c)$$

³² Uzročnost i model sa korekcijom ravnotežne greške, zbog jednostavnosti, prikazujemo iz perspektive uticaja zarada u sektoru državne administracije na zarade u sektoru prerađivačke industrije, iako ćemo ispitivati uzročnost i vezu i obrnutom pravcu.

ili izraženo u hi kvadrat formi

$$\chi^2 = \frac{(T-7)(RSKO-RSKB)}{RSKB} \quad (12d)$$

pri čemu su RSKO i RSKB rezidualne sume kvadrata u modelu sa ograničenjem (12a) i u modelu bez ograničenja (12b), a T predstavlja veličinu uzorka. Ukoliko je dobijena vrednost F testa viša od kritične vrednosti za odbacivanje nulte hipoteze, usvaja se alternativna hipoteza koja navodi da zarade u sektoru državne administracije uzrokuju, u smislu Grejdžera, zarade u sektoru prerađivačke industrije.

2.5.4. Model sa korekcijom ravnotežne greške

Ukoliko rezultati testova kointegracije ukazuju na postojanje kointegracije između zarada u dva sektora i ukoliko se utvrdi da zarade u sektoru državne administracije uzrokuju, u smislu Grejdžera, zarade u sektoru prerađivačke industrije, to znači da postoji relevantna specifikacija modela sa korekcijom ravnotežne greške kojom se opisuje prilagođavanje zarada u sektoru prerađivačke industrije dugoročnoj ravnotežnoj relaciji između zarada u dva sektora. Model je predstavljen jednačinom (13):

$$\Delta \ln(w_{i,t}) = \alpha + \gamma_0 r_{t-1} + \gamma_{11} \Delta \ln(w_{i,t-1}) + \dots + \gamma_{1k} \Delta \ln(w_{i,t-k}) + \gamma_{21} \Delta \ln(w_{g,t-1}) + \dots + \gamma_{2k} \Delta \ln(w_{g,t-k}) + u_{i,t} \quad (13)$$

gde promenljiva r_{t-1} predstavlja rezidualne iz dugoročne ravnotežne veze između zarada u sektoru državne administracije i zarada u sektoru prerađivačke industrije koja je data u jednačini (8). Ova promenljiva, koja se naziva i ravnotežna greška, predstavlja odstupanje vrednosti zarada prerađivačke industrije od dugoročne ravnotežne veze sa zaradama u sektoru državne administracije u periodu $t-1$. Parametar γ_0 predstavlja koeficijent prilagođavanja, jer ukazuje na procenat zarada u sektoru prerađivačke industrije koji se u svakom periodu prilagođava putanji dugoročne ravnotežne veze između zarada u dva sektora. Ostale promenljive u modelu služe za opisivanje kratkoročne dinamike zarada, tj. ukazuju koliko se rast zarada u sektoru industrije prilagođava ranijim sopstvenim vrednostima i ranijim vrednostima zarada u sektoru državne administracije.

3. TRENDOVI U KRETANJU ZARADA I ZAPOSLENOSTI U PRIVATNOM I JAVNOM SEKTORU

3.1. Trendovi zaposlenosti i zarada u periodu 2014. - 2016. godina

3.1.1. Osnovni trendovi tržišta rada i zaposlenosti prema ARS

Tabela 3-1 pokazuje osnovne trendove na tržištu rada Srbije između 2014. i 2016. godine, prema podacima Ankete o radnoj snazi (ARS) u Srbiji. Stopa zaposlenosti je u tom periodu porasla za 5,2 procentnih poenta, a broj zaposlenih za oko 160.000 osoba. Rast stope zaposlenosti rezultirao je istovremenim smanjenjem stope nezaposlenosti i neaktivnosti za 3,9 i 1,4 procentnih poena, odnosno padom u broju nezaposlenih i neaktivnih za oko 120.000, uz istovremeno smanjenje broja osoba starih 15 i više godina za oko 80.000.

Tabela 3-1: Trendovi osnovnih kategorija na tržištu rada u periodu 2014 - 2016

	Ukupan broj			Učešće u ukupnoj populaciji 15+		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Zaposleni	2.559.441	2.574.159	2.719.403	42,0%	42,5%	45,2%
Nezaposleni	608.178	551.911	489.399	19,2%	17,7%	15,3%
Neaktivni	2.931.552	2.933.852	2.808.846	48,1%	48,4%	46,7%
Ukupno	6.099.171	6.059.922	6.017.648			

Izvor: Anketa o radnoj snazi.

Rast zaposlenosti najviše se duguje rastu broja zaposlenih za platu, za oko 110.000 (Tabela 3-2). U istom periodu, broj samozaposlenih i neplaćenih pomažućih članova porodice najpre je opao u 2015. godini (za oko 32.000 i 3.000 respektivno), a zatim porastao u 2016. godini (za oko 76.000, odnosno 9.000).

Tabela 3-2: Trendovi zaposlenosti na tržištu rada u periodu 2014 - 2016

	Ukupan broj			Učešće u ukupnoj zaposlenosti		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Samozaposleni	599.555	567.175	643.183	23,4%	22,0%	23,7%
Zaposleni za platu	1.747.959	1.797.812	1.858.270	68,3%	69,8%	68,3%
Neplaćeni pomažući članovi	211.926	209.172	217.950	8,3%	8,1%	8,0%
Zaposleni - ukupno	2.559.441	2.574.159	2.719.403			

Izvor: Anketa o radnoj snazi.

Sveukupno posmatrano ovi trendovi na tržištu rada nisu značajno izmenili strukturu zaposlenosti u periodu 2014. - 2016. godina (Tabela 3-2). Učešće osoba zaposlenih za platu ostalo je nepromenjeno - 68,3%, dok je učešće samozaposlenih i pomažućih članova porodice ostalo na oko 23,5% i 8% respektivno.

Prema podacima iz Ankete o radnoj snazi, rast zaposlenosti za platu od oko 110.000 osoba u stvari prikriva dva različita trenda u dva sektora: rast zaposlenosti u privatnom i pad zaposlenosti u javnom sektoru (Tabela 3-3). Broj osoba koje su zaposlene u privatnom sektoru porastao za oko 150.000, u približno istom obimu u obe godine (za oko 80.000 2015. godine i 70.000 2016. godine), dok se smanjenje zaposlenosti u javnom sektoru od 38,000 u najvećem delu odigralo u 2015. godini (pad od 35,000, u odnosu na pad od 3,000 osoba u 2016. godini). Ovi trendovi doveli su do značajne promene u strukturi zaposlenih za platu, jer je učešće radnika javnog sektora opalo sa 44,3% 2014. godine na 39,6% 2016. godine.

Tabela 3-3: Broj radnika i njihovo učešće u javnom i privatnom sektoru u periodu 2014 – 2016, svi radnici

	Ukupan broj			Učešće		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Privatni sektor	959.357	1.041.691	1.109.854	55,7%	58,8%	60,4%
Javni sektor	764.127	729.266	726.134	44,3%	41,2%	39,6%
Javna preduzeća	286.760	258.362	254.070	16,6%	14,6%	13,8%
Sektor države	477.366	470.904	472.064	27,7%	26,6%	25,7%

Izvor: Autorova kalkulacija na osnovu podataka iz Ankete o radnoj snazi.

Od ukupnog broja radnika u javnom sektoru oko dve trećine radi u sektoru države koji većinom čine radnici sektora državna administracija, obrazovanje i zdravstvo³³. Istovremeno oni čine 27,7% ukupno zaposlenih, naspram radnika u javnim preduzećima koji čine oko 16,6%. Sa druge strane, najveći deo pada u broju zaposlenih u javnom sektoru odlazi na javna preduzeća, gde je broj zaposlenih smanjen za oko 33,000, naspram svega 5,000 u sektoru države. Istovremeno, učešće zaposlenih u javnim preduzećima i u sektoru države u ukupnoj zaposlenosti se smanjilo za 2,8 i 2 procentna poena respektivno. U 2016. kao što je navedeno pad u javnom sektoru je značajno

³³ Za punu definiciju državnog sektora i javne administracije vidi prilog 2.

manji, pa se broj zaposlenih u javnim preduzećima smanjio za oko 4,000 dok je u sektoru države porastao za oko 1,000 radnika.

3.1.2. Uzorak za ocenu premije javnog sektora

Kao što je napomenuto u delu 2.1.2. iz uzorka za ocenu premije zarada javnog sektora isključuju se određene kategorije radnika, čije bi uključivanje moglo da unese pristrasnost u zaključivanju ili čije zarade nisu dostupne. Iz tih razloga isključene su sledeće kategorije radnika: samozaposleni, neplaćeni pomažući članovi porodice, neformalno zaposleni, poljoprivrednici i povremeni i sezonski radnici, osobe koje se nalaze na obrazovanju ili obuci, koje rade manje od 16 sati nedeljno, oni koji odbijaju da prijave svoje plate ili koji prijavljuju nulte zarade (najčešće se radi o radnicima preduzeća u stečaju), one koji navode kao sektor vlasništva "ostalo", osobe mlađe od 20 i starije od 64 godine, kao i ispitanici koji pripadaju prvom i ili poslednjem percentilu raspodele distribucije zarade i čije zarade, u isto vreme, imaju neobičan uticaj na regresione koeficijente (Cameron & Trivedi, 2010, str. 96).

Tabela 3-4: Broj radnika i njihovo učešće u javnom i privatnom sektoru u periodu 2014 - 2016, radnici koji ulaze u uzorak za ocenu premije zarada javnog sektora

	Ukupan broj			Učešće		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Privatni sektor	608,185	642,592	706,269	52.1%	54.7%	56.3%
Javni sektor	559,800	531,253	549,198	47.9%	45.3%	43.7%
Javna preduzeća	212,437	189,585	194,869	18.2%	16.2%	15.5%
Sektor države	347,363	341,669	354,329	29.7%	29.1%	28.2%

Izvor: Autorova kalkulacija na osnovu podataka iz Ankete o radnoj snazi.

Tabela 3-4 pokazuje strukturu radnika u privatnom i javnom sektoru u uzorku za ocenu premije zarada javnog sektora. Uprkos eliminisanju određenih kategorija radnika iz analize, učešća radnika privatnog i javnog sektora, kao i učešća radnika javnih preduzeća i sektora države, nisu se značajno promenila u odnosu na podatke prikazane u tabeli 3.3: Radnici u privatnom sektoru i dalje čine nešto više od polovine zaposlenih za platu, a srazmera u broju radnika u sektoru države i javnih preduzeća u okviru javnog sektora ostala je približno ista (dve trećine naspram jedne trećine u korist sektora države). Dodatno, slično podacima iz ukupnog uzorka, broj radnika u privatnom sektoru

raste, dok se broj radnika iz javnog sektora (i oba podsektora u okviru javnog sektora) smanjuje.

3.2. Karakteristike radnika u privatnom i javnom sektoru

Karakteristike radnika u 2014. godini

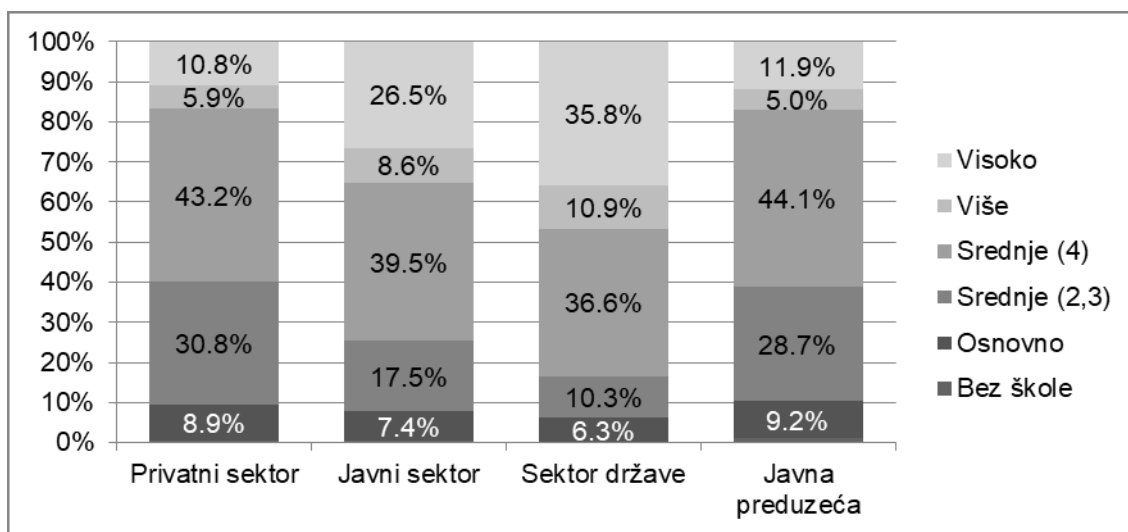
Tabele A2a i A2b u prilogu prikazuju deskriptivne statistike karakteristike radnika u privatnom i javnom sektoru, kao i upoređivanje radnika koji rade u dva podsektora javnog sektora. U odnosu na privatni sektor, javni sektor karakteriše veće učešće žena, osoba u braku, radnika koji žive u urbanim sredinama i Beogradu i Istočnoj Srbiji, dok radnici privatnog sektora češće žive u Zapadnoj Srbiji. Pored toga, radnici u javnom sektoru su prosečno stariji i imaju prosečno više radnog iskustva u odnosu na radnike iz privatnog sektora. U proseku, 2014. godine, radnici u javnom sektoru su imali oko 45 godina i 20 godina radnog iskustva, a radnici u privatnom sektoru oko 40 godina i 15 godina radnog iskustva.

Radnici u javnom sektoru su u proseku bolje obrazovani od radnika u privatnom sektoru (Slika 3-1). Dok je učešće radnika sa osnovnim obrazovanjem u formalnom privatnom i javnom sektoru približno isto (8,9% u privatnom i 7,4% u javnom sektoru), postoje velike razlike između sektora u učešću osoba sa srednjim, odnosno visokim obrazovanjem. Srednjoškolsko obrazovanje je zastupljenije u privatnom sektoru (74% radnika, naspram 57% u javnom sektoru), dok je više i visoko obrazovanje značajno zastupljenije u javnom sektoru (35,1%, naspram u 16,7% privatnom sektoru).

Razlike u obrazovnoj strukturi delimično određuju i razlike u strukturi zanimanja. U javnom sektoru, obzirom na značajno veće učešće osoba sa visokim obrazovanjem imamo i značajno više učešće menadžera (ISCO grupa 1), stručnjaka (2), tehničara (3) i službenika (4); dok je učešće trgovaca (5), zanatlija (7), rukovalaca mašinama (8) i značajno više u privatnom sektoru. Sa druge strane, javni sektor karakteriše i veće učešće radnika koji rade u osnovnim zanimanjima (Tabela A2a u prilogu).

U obe grupe udeo radnika sa skraćenim radnim vremenom je na zanemarljivom nivou (1,8% u privatnom i 0,8% u državnom sektoru), dok je udeo privremenih ugovora

znatno viši u privatnom sektoru (15,4% naspram 8,2% u javnom sektoru), što ukazuje na manju sigurnost posla u ovom sektoru.



Slika 3-1: Obrazovna struktura radnika u privatnom i javnom sektoru i podsektorima javnog sektora

Tabela A2b ukazuje na izražene razlike između radnika u sektoru države i javnih preduzeća. Žene predstavljaju skoro dve trećine radnika u sektoru države – 62%, dok je njihovo učešće u javnim preduzećima tek oko 28%. Regionalno, zaposlenost u javnim preduzećima zastupljenija je u Zapadnoj Srbiji, dok je zaposlenost u sektoru države nešto češća u Vojvodini. Radnici u javnim preduzećima takođe su stariji i imaju duže radno iskustvo za oko godinu dana u proseku.

Što se tiče drugih karakteristika, radnici u javnim preduzećima mnogo su sličniji radnicima u privatnom sektoru, nego radnicima u sektoru države. U javnim preduzećima radi svega 17% visoko obrazovanih ljudi, a čak oko 73% radnika ima srednju stručnu spremu. Sa druge strane u sektoru države, radnici sa visokim (i višim) obrazovanjem su podjednako često zastupljeni kao i radnici sa srednjim, pa je učešće obe grupe oko 47%. Ove razlike reflektuju se i na strukturu po zanimanjima, pa je u javnim preduzećima značajno manje učešće stručnjaka (ISCO grupa 2) i tehničara (3). Suprotno očekivanjima, udeo službenika (4) u javnim preduzećima je više nego u sektoru države. Sa druge strane veće učešće zanatlija (6) i rukovaoca mašinama (7), u javnim preduzećima je u skladu sa očekivanjima.

Konačno radnici sa skraćenim radnim vremenom i radnici sa ugovorima na određeno češće su zastupljeni u sektoru države nego u javnom preduzećima (skraćeno radno vreme: 2,5% naspram 0,8%; ugovor na određeno: 9,1 naspram 6,9%).

Promene u strukturi radnika nakon 2014. godine

Struktura radnika u privatnom sektoru se nije mnogo promenila tokom godina, što ukazuje na to da novi radnici u privatnom sektoru dolaze sa svih nivoa obrazovanja i zanimanja, pri čemu je došlo do neznatnog povećanja učešća rukovodaca mašinama (sa 16,5 na 17,3 odnosno 18,7% u 2015. i 2016. godini respektivno) i smanjenja broja tehničara (sa 12,1 na 10,4% u periodu 2014. – 2016.). Sa druge strane, najznačajnija promena je promena udela radnika koji rade po ugovoru na određeno, čije je učešće u privatnom sektoru porastao za skoro 4 procentna poena (sa 15,4 na 19,3% u 2015. godini, odnosno na 20,3% u 2016 godini), što ukazuje na to da je značajan udeo novih radnika zaposlen po osnovu ugovora lošijeg kvaliteta.

S druge strane, smanjenje radnika u javnom sektoru je rezultat smanjivanja broja zaposlenih sa svih nivoa obrazovanja, ali posebno onih sa dvogodišnjim ili trogodišnjim srednjim obrazovanjem (Tabela A2a), čije učešće je opalo sa 17,5% na 15,3% u 2015. godini odnosno na 14,8% u 2016. godini; a detaljnija analiza ukazuje na to da se ova promena dogodila u javnim preduzećima, dok je obrazovna struktura u sektoru države ostala nepromenjena.

Iako u manjoj meri nego u privatnom sektoru, i u javnom sektoru primetan je rast ugovora na određeno vreme (sa 8,2% 2014., na 11% 2016. godine), koja se dogodila u oba podsektora. Menadžeri u javnim preduzećima i u sektoru države, koji su bili suočeni sa zabranom novog zapošljavanja na neodređeno, u oba sektora pribegli su zapošljavanju na određeno koje je u ograničenoj meri bilo dozvoljeno (Tabele A2a i A2b u prilogu).

3.3. Trendovi zarada u privatnom i javnom sektoru

3.3.1. Trendovi prosečne zarade prema Anketi o radnoj snazi

Prema podacima ARS (uzorak za ocenu premije zarada javnog sektora) prosečne plate u Srbiji značajno su više u javnom sektoru nego u privatnom sektoru. U privatnom sektoru, u 2014. godini, prosečna zarada iznosila je 30.606 dinara, dok je prosečna zarada u javnom sektoru iste godine bila za 29.1% viša i iznosila je 39.501 dinara. Unutar javnog sektora, podsektor države imao je nešto više prosečne zarade - skoro 40.000 dinara, nego podsektor javnih preduzeća gde je prosečna zarada iznosila 38.720 dinara.

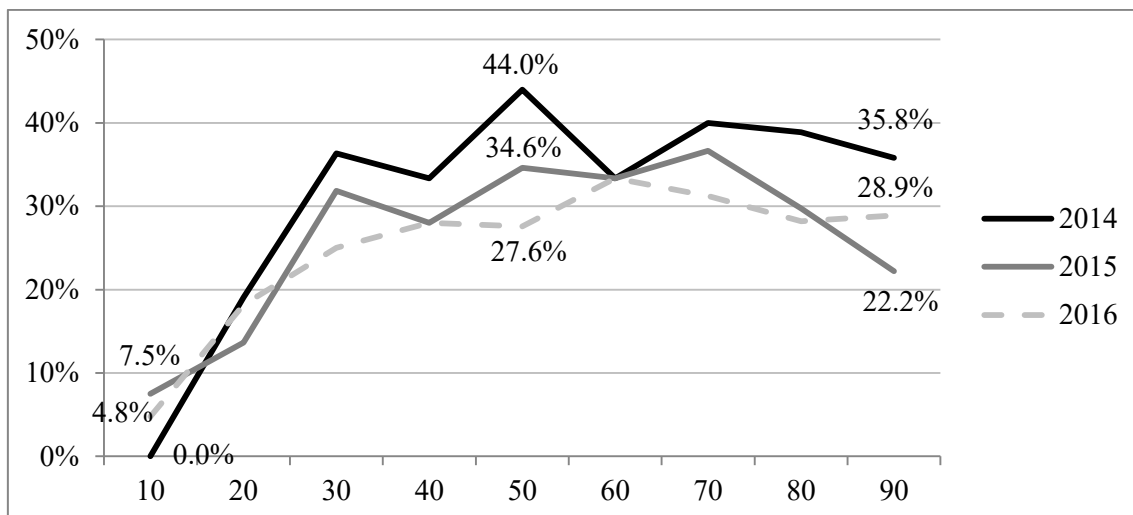
Tabela 3-5: Trendovi zarada u privatnom i javnom sektoru u periodu 2014 - 2016

	Prosečna mesečna zarada			Nominalna stopa rasta zarade			Razlika u odnosu na privatni sektor		
	2014	2015	2016	2015/14	2016/15	2016/15	2014	2015	2016
Privatni sektor	30.606	31.412	31.804	2,6%	1,2%	3.9%			
Javni sektor	39.501	38.462	39.399	-2,6%	2,4%	-0.3%	29,1%	22,4%	23,9%
Javna preduzeća	38.720	38.191	39.847	-1,4%	4,3%	2.9%	26,5%	21,6%	25,3%
Sektor države	39.979	38.613	39.152	-3,4%	1,4%	-2.1%	30,6%	22,9%	23,1%

Izvor: Autorova kalkulacija na osnovu podataka iz Ankete o radnoj snazi.

Posmatrajući po percentilima (Slika 3-2) najveća razlika u nekorigovanim mesečnim zaradama je na sredini distribucije zarada, gde se zarade oko medijane u dva sektora razlikuju za oko 40%. Nešto niža razlika je pri vrhu distribucije zarada (oko 35%), dok su najniže razlike na najnižim nivoima zarade, pa na desetom percentilu praktično nema razlike u zaradama. Ovakav trend delimično je svakako uslovljen minimalnom zaradom koja onemogućava veće razlike na dnu distribucije zarada između sektora.

U 2015. godini zarade u privatnom sektoru porasle su za 2,6%, dok je prosečna zarada u javnom sektoru, nakon fiskalne konsolidacije, u 2015. godini u javnom sektoru opala je za 2,6%, pri čemu je pad bio nešto viši u sektoru države (3,4%) nego što je bio u sektoru javnih preduzeća (1,4%). Kao posledica pada zarada u javnom i rasta u privatnom sektoru, razlika u prosečnim mesečnim zaradama u dva sektora smanjila se za 6,7 procentnih poena i u 2015. godini iznosila je 22,4% (Tabela 3-5).



Slika 3-2: Nekorigovana razlika u mesečnim zaradama između javnog i privatnog sektora

Činjenica da je prosečna zarada uprkos propisanoj meri smanjenja od 10% opala za samo 2,6% posledica je makar delimično činjenice da radnicima čija je zarada ispod 25.000 dinara (koji čine oko jedne petine ukupne zaposlenosti u javnom sektoru) zarada nije smanjena. Upravo iz tog razloga prilikom analize efekata fiskalne konsolidacije neophodno je koristiti i druge deskriptivne indikatore kretanja zarade osim prosečne zarade. Tabela 3-6 pokazuje promenu zarada u javnom i privatnom sektoru na različitim percentilima distribucije zarada, dok Slika 3-2 prikazuje visinu nekorigovanog jaza u mesečnim zaradama između sektora.

Prema podacima iz Ankete o radnoj snazi, zarade na nivou desetog percentila distribucije zarada su se povećale za oko 7,5%. Ovaj rezultat posledica je promene nivoa minimalne zarade do koje je došlo na prelazu iz 2014. u 2015. godinu, kada je minimalna cena po času rada podignuta sa 115 na 121 dinar, a prosečna minimalna zarada u toku godine porasla sa 20.010 na 21.054 dinar. Interesantno je da se ova promena ne očituje na desetom percentilu distribucije zarada u privatnom sektoru, što može biti posledica činjenice da poslodavci u privatnom sektoru u manjoj meri poštuju odredbu o promeni visine minimalne zarade ili se sporije prilagođavaju ovoj promeni.

Analiza zarada javnog sektora dalje pokazuje da su zarade na dvadesetom percentilu, koji iznosi 25.000 dinara ostale na istom nivou, što je u skladu sa merom smanjivanja zarada. Sa druge strane, stagnacija zarada u okviru javnog sektora je ostala i na nivou

tridesetog i četrdesetog i šezdesetog percentila. Medijalna zarada u javnom sektoru je opala za 2.8%, kao i zarade na 70., 80. i 90. percentilu koje su opale za 2.4, 4 i 7.9% respektivno. U isto vreme, zarade u privatnom sektoru iznad dvadesetog percentila porasle su u većem delu distribucije zarada, za između 2,3 i 4,8%, osim na 60. i 70. percentilu gde su stagnirale.

Tabela 3-6: Trendovi zarada na različitim nivoima distribucije zarada 2014 - 2016

Perc.	Javni sektor					Privatni sektor				
	Prosečna zarada			Stopa rasta		Prosečna zarada			Stopa rasta	
	2014	2015	2016	15/14	16/15	2014	2015	2016	15/14	16/15
10	20,000	21,500	22,000	7.5%	2.3%	20,000	20,000	21,000	0.0%	5.0%
20	25,000	25,000	26,000	0.0%	4.0%	21,000	22,000	22,000	4.8%	0.0%
30	30,000	30,000	30,000	0.0%	0.0%	22,000	22,750	24,000	3.4%	5.5%
40	32,000	32,000	32,000	0.0%	0.0%	24,000	25,000	25,000	4.2%	0.0%
50	36,000	35,000	37,000	-2.8%	5.7%	25,000	26,000	29,000	4.0%	11.5%
60	40,000	40,000	40,000	0.0%	0.0%	30,000	30,000	30,000	0.0%	0.0%
70	42,000	41,000	42,000	-2.4%	2.4%	30,000	30,000	32,000	0.0%	6.7%
80	50,000	48,000	50,000	-4.0%	4.2%	36,000	37,000	39,000	2.8%	5.4%
90	59,750	55,000	58,000	-7.9%	5.5%	44,000	45,000	45,000	2.3%	0.0%

Izvor: Autorova kalkulacija na osnovu podataka iz Ankete o radnoj snazi.

U 2015. godini, usled opisanih trendova kretanja zarada po sektorima, dolazi do povećanja razlika na najnižim zaradama, pa zarade postaju značajno više u javnom nego u privatnom sektoru (u 2014. razlika nije bila statistički značajna). Sa druge strane, u ostalim delovima distribucije zarade visina nekorigovane razlike opada, pa ona na medijani iznosi 34,6%, a na devetom decilu 22,2%.

U 2016. godini, u odnosu na 2015. godinu, prosečna zarada u javnom sektoru porasla je za 2,4%, uprkos najavljenom zamrzavanju plata do kraja 2017. godine, dok je u istom periodu rast zarada u privatnom sektoru iznosio 1,2%. To je dovelo do blagog rasta nekorigovanog jaza u zaradama između privatnog i javnog sektora, koji je u 2016. godini iznosio oko 23,9% (Tabela 3-5). Povećanje zarada u javnom sektoru rezultat je povećanja zarada na većem delu distribucije zarada u oba sektora (tabela 3.6). Slika 3-3 ukazuje na to da je prosečan rast nekorigovanog jaza rezultat različitih trendova na različitim nivoima distribucije zarada. Najveći rast nekorigovanog jaza ostvaren je na

najvišim zaradama, pa u 2016. godini ova razlika viša za 6,7 procentnih poena i iznosi 28.9%, dok je najviši pad jaza od 7 procentnih poena ostvaren na nivou medijalnih zarada, gde razlika sada iznosi 27,6%.

U okviru javnog sektora, povećanje zarada u sektoru države iznosilo je 1,4% i rezultat je najviše povećanja plata u sektoru obrazovanja i zdravstva sa početka 2016. godine. Rast prosečnih zarada u sektoru javnih preduzeća bio je još viši i iznosio je 4.3%, pa je prosečna zarada u javnim preduzećima u 2016. godini sustigla i prestigla prosečnu zaradu u sektoru države (Tabela 3-5).

3.3.2. Časovi rada i časovna zarada

Iako je učešće skraćenog radnog vremena u Srbiji dosta nisko (oko 1% radnika u uzorku za ocenu premije javnog sektora), prilikom izučavanja razlika u zaradama između javnog i privatnog sektora neophodno je uzeti u obzir i razlike u radnom vremenu, najviše usled činjenice da radnici u privatnom sektoru u proseku rade duže od radnika u javnom sektoru (Tabela 3-7). Dok radnici u privatnom sektoru u proseku u sve tri godine rade oko 44 sata nedeljno, u javnom sektoru radnici rade oko 41 sat, odnosno za oko 7% manje. Drugim rečima da bi zaradili prosečno nižu mesečnu zaradu, radnici u privatnom sektoru moraju da rade duži vremenski period.

Usled toga, razlika u časovnim zaradama između sektora još je izraženija nego razlika u prosečnim mesečnim zaradama između sektora, pa je, u 2014. godini, razlika u prosečnim časovnim zaradama iznosila je 37% dok je razlika u mesečnim zaradama iznosila oko 29% (Tabela 3-7). Usled relativne konstantnosti prosečnih časova rada, razlike prosečnim časovnim zaradama u narednim godinama reflektuju trendove razlika u mesečnim zaradama, pa u 2015. godini razlika u časovnim zaradama opada na 29,7%, odnosno na 31,4% u 2016. godini.

Tabela 3-7: Prosečna mesečna zarada, časovi rada i časovna zarada uz javnom i privatnom sektoru Srbije 2014 – 2016.

		Privatni sektor	Javni sektor	<i>razlika</i>	Javna preduzeća	Sektor države	<i>razlika</i>
Prosečna mesečna zarada	2014	30,606	39,501	29.1%	38,720	39,979	3.3%
	2015	31,412	38,462	22.4%	38,191	38,613	1.1%
	2016	31,804	39,399	23.9%	39,847	39,152	-1.7%
Prosečni časovi rada	2014	43.9	40.9	-6.9%	41.8	40.3	-3.4%
	2015	44.0	40.9	-7.0%	41.7	40.5	-3.0%
	2016	43.9	40.7	-7.2%	41.6	40.3	-3.1%
Prosečna časovna zarada	2014	154.6	211.9	37.0%	203.3	217.2	6.8%
	2015	158.6	205.8	29.7%	200.7	208.6	3.9%
	2016	160.9	211.4	31.4%	209.9	212.3	1.2%

Unutar javnog sektora, radnici u javnim preduzećima češće u proseku rade oko sat vremena duže nego radnici u sektoru države. Radnici u javnim preduzećima su prosečno radili oko 41,7 sati u tri posmatrane godine, dok je prosek sektora države nešto iznad 40 sati. Iz te perspektive, opažamo i nešto više razlike u časovnim, nego u mesečnim zaradama između podsektora javnog sektora.

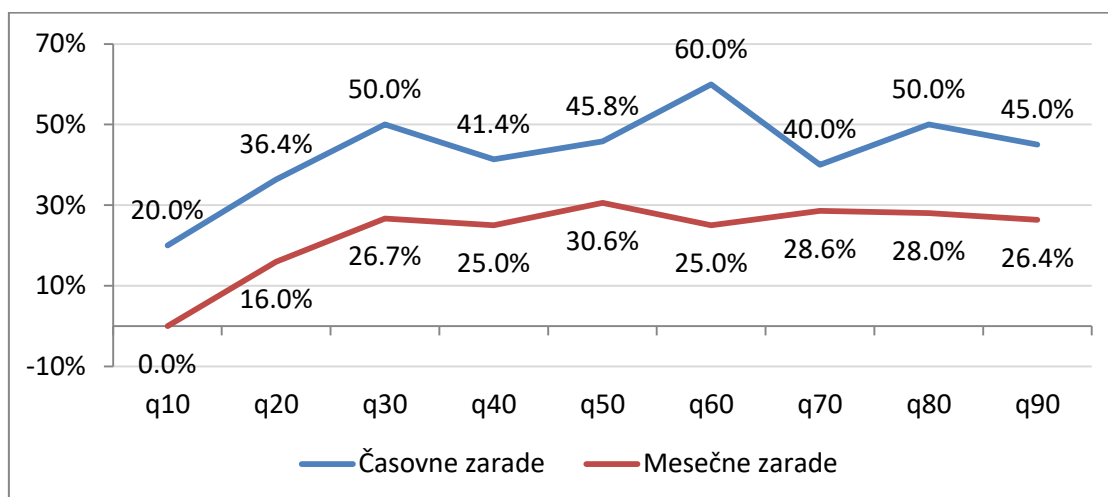
Tabela 3-8: Prosečna časovna zarada na različitim nivoima distribucije zarada

Perc.	Javni sektor					Privatni sektor				
	Prosečna zarada			Stopa rasta		Prosečna zarada			Stopa rasta	
	2014	2015	2016	15/14	16/15	2014	2015	2016	15/14	16/15
10	108.7	114.1	119.6	5.0%	4.8%	90.6	92.4	99.6	2.0%	7.8%
20	135.9	135.9	135.9	0.0%	0.0%	99.6	104.2	108.7	4.5%	4.3%
30	163.0	163.0	163.0	0.0%	0.0%	108.7	113.2	118.1	4.2%	4.3%
40	169.1	168.5	173.9	-0.4%	3.2%	119.6	119.6	126.8	0.0%	6.1%
50	190.2	190.2	195.7	0.0%	2.9%	130.4	135.9	135.9	4.2%	0.0%
60	217.4	217.4	217.4	0.0%	0.0%	135.9	141.3	152.2	4.0%	7.7%
70	228.3	217.4	228.3	-4.8%	5.0%	163.0	163.0	163.0	0.0%	0.0%
80	271.7	250.0	271.7	-8.0%	8.7%	181.2	181.2	190.2	0.0%	5.0%
90	315.2	298.9	307.1	-5.2%	2.7%	217.4	228.3	226.4	5.0%	-0.8%

Izvor: Autorova kalkulacija na osnovu podataka iz Ankete o radnoj snazi.

Tabela 3-8 prikazuje časovne zarade u javnom privatnom sektoru na različitim decilima distribucije zarada. Rezultati ukazuju na slične trendove kao i trendovi mesečnih zarada (Tabela 3-6). Zarade u javnom sektoru, su porasle na prvom decilu, opale na najvišim zaradama dok su na ostatku distribucije konstantne, dok u privatnom sektoru opažamo rast na gotovo čitavoj distribuciji zarada. Slično tome, u 2016. godini zarade rastu na svim nivoima distribucije zarada u oba sektora.

Sa druge strane, usled razlika u časovima rada, razlike između časovnih zarada između sektora mnogo su izraženije nego razlike u mesečnim zaradama. U proseku razlike u časovnim zaradama su više nego razlike u mesečnim zaradama za oko 20 procentnih poena, s tim što su ove varijacije nešto izraženije na 60. percentilu, gde nekorigovana razlika dostiže i 60%, a nešto manje izražene na 40., 50., i 70. percentilu.



Slika 3-3: Nekorigovana razlika u mesečnim i časovnim zaradama između javnog i privatnog sektora (2014)

Interesantno je da duže radno vreme češće opažamo na najnižim zaradama u privatnom sektoru i to posebno u prva dva decila gde radnici rade u proseku oko 48 sati nedeljno (Tabela 3-9). Da bi zaradili zarade koje su u visini minimalne zarade ili tek nešto iznad minimalne zarade radnici u privatnom sektoru često rade duže od uobičajenog nedeljnog radnog vremena od 40 sati, što ukazuje na izrazito nepovoljan položaj ovih radnika. Na višim nivoima zarade u privatnom sektoru, prekovremeno radno vreme je manje izraženo. Sa druge strane, radnici u javnom sektoru, na celoj distribuciji zarada u proseku rade približno oko 40 časova nedeljno.

Tabela 3-9: Analiza časovnih zarada na različitim nivoima distribucije zarada

Perc.	Javni sektor			Privatni sektor		
	Časovna zarada	Časovi rada	Mesečna zarada	Časovna zarada	Časovi rada	Mesečna zarada
10	108.7	40	20.000	90,6	48	20.000
20	135.9	40	25.000	99,6	48	22.000
30	163.0	40	30.000	108,7	44	22.000
40	169.1	45	35.000	119,6	40	22.000
50	190.2	40	35.000	130,4	40	24.000
60	217.4	40	40.000	135,9	48	30.000
70	228.3	40	42.000	163,0	40	30.000
80	271.7	40	50.000	181,2	48	40.000
90	315.2	40	58.000	217,4	40	40.000

4. REZULTATI OCENJIVANJA PREMIJE ZARADA JAVNOG SEKTORA

4.1. Ocena premije 2014., 2015. i 2016. godine³⁴

Tabele A3a i A3b u prilogu predstavljaju ocene jednačina zarada (1) i (1a) odvojeno za 2014, 2015. i 2016. godinu. Ocene su dobijene uz pomoć metoda običnih najmanjih kvadrata (ONK), uz korišćenje robusnih klaster standardnih grešaka (Cameron & Trivedi, 2010, p. 84). Rezultati pokazuju očekivane znake svih determinanti zarada. Za sve tri godine plate su, ceteris paribus, veće za muškarce nego za žene, veće za radnike sa višim nivoima obrazovanja i dužim radnim iskustvom i koji rade u višim zanimanjima. Dodatno, više zarade imaju oni koji rade sa skraćenim radnim vremenom, u poređenju sa punim radnim vremenom; kao i radnici koji rade na neodređeno u poređenju sa radnicima koji rade na određeno. Plate su, takođe u skladu sa očekivanjima, veće u Beogradu nego u drugim regionima, kao i za radnike iz urbanih, u poređenju sa ostalim naseljima. Konačno, negativni koeficijenti za uzrast ukazuju na niže plate za starije radnike koji rade sa istim nivoom radnog iskustva (s obzirom da je radno iskustvo već uključeno u specifikaciju).

Kako su u fokusu ove disertacije razlike u zaradama između muškaraca i žena njih analiziramo nešto detaljnije. Koeficijenti u tabeli A3a ukazuju na pozitivnu premiju zarada u javnom sektoru. U 2014. godini, pre nego što su uvedene mere fiskalne konsolidacije zarada premija zarada je iznosila 17,3%³⁵, da bi nakon uvođenja mera ona pala za oko 6 procentnih poena na 11,3% u 2015. godini i ostala na sličnom nivou i u 2016 godini - 11,1%. Posmatrano po podsektorima (Tabela A3b), u 2014. godini premija zarada bila je viša za sektor javnih preduzeća - 19,4%, nego za sektor države gde je iznosila 15,4%. Nakon uvedenih mera fiskalne konsolidacije, u skladu sa prethodno opisanim kretanjima zarada u podsektorima, u sektoru javnih preduzeća premija je opala za 3,6 procentnih poena (p.p.) na 15,8%, dok je premija u sektoru države opala za 7,8 p.p. na 7,8%. Poredeći (95 procentne) intervale poverenja ocena, pad je bio statistički značajan za ukupan javni sektor i za sektor države, dok za sektor javnih preduzeća promena premije zarada nije bila statistički značajna. Razlika između

³⁴ Rezultati iz ovog poglavlja delimično su objavljeni u Vladisavljević (2017b)

³⁵ Koeficijent iz jednačine zarada u kojoj su zarade logaritmovane približno je jednak ceteris paribus procentualnoj razlici u zaradama između sektora (prema Cameron & Trivedi, 2010).

premija podsektora nakon fiskalne konsolidacije praktično je udvostručena: u 2014. godini ona je iznosila 3,8 p.p., a u 2015. godini čak 8 p.p. Povećavanje razlike u premiji javnog sektora nastavljeno je i u 2016. godini: dok je premija zarade za javna preduzeća uvećana - na 16,8%, premija zarada u sektoru države nastavila je da pada i iznosi 6.7%. Na taj način razlika premija zarada između podsektora uvećana je na čak 10 p.p., pa su razlike između podsektora u okviru javnog sektora nadmašile razliku između sektora države i privatnog sektora.

Trendovi opisani u jednačini zarada opisuju premiju zarada javnog sektora, koja predstavlja korigovanu razliku u zaradama dva sektora, a čiji se trendovi razlikuju od trendova u prosečnoj mesečnoj zaradi (Tabela 3.5), usled razlika u karakteristikama radnika između sektora, kao i usled činjenice da su zarade u jednačini definisane kao časovne zarade. Da bismo bolje razumeli oba trenda i razloge odstupanja između vrednosti u nastavku prikazujemo rezultat Blajnder-Ohaka dekompozicije kojom se sumiraju trendovi nekorigovanih i korigovanih razlika u prosečnim zaradama između sektora.

4.1.1. Blajnder-Ohaka dekompozicija zarada

Kao što je navedeno u odeljku 3, u okviru Blajnder-Ohaka dekompozicije ukupna razlika u časovnim zaradama između javnog i privatnog sektora deli se na dva dela: 1) deo koji se može objasniti razlikama u karakteristikama na tržištu rada – *objašnjeni deo* i 2) deo koji se ne može objasniti ovim razlikama – *neobjašnjeni deo*, koji se naziva i *korigovana razlika u zaradama*, a koji predstavlja ocenu premije zarada javnog sektora.

Tabela 4-1 prikazuje osnovne rezultate Blajnder-Ohaka dekompozicije u tri analizirane godine. U 2014. godini nekorigovana razlika u časovnim zaradama iznosila je približno 32.1%. Skoro polovina ovih razlika ($0,149 / 0,321 = 46,4\%$) može se pripisati činjenici da radnici u javnom sektoru imaju bolje karakteristike na tržištu rada (obrazovanje, radno iskustvo itd.). Kada korigujemo za ove razlike, ono što ostaje je neobjašnjeni deo, kojim ocenjujemo premiju zarade javnog sektora koja kao i u Tabeli A2 iznosi 17,3%. Drugim rečima, da radnici u javnom i privatnom sektoru imaju iste karakteristike: isti

nivo obrazovanja, isto radno iskustvo, istu strukturu zanimanja itd., njihova razlika u zaradama iznosila bi 17,3%

U 2015. godini, nekorigovana razlika u zaradama pada na 28,0%, što predstavlja smanjenje od 4,1 p.p. Poredeći intervale poverenja za ocene nekorigovane razlike u zaradama, možemo reći da je njen pad statistički značajan. Razlika u karakteristikama između sektora nešto je izraženija u 2015. godini, što zajedno sa smanjenom nekorigovanim razlikom dovodi do toga da ona sada čini približno 60% razlike u zaradama između sektora ($0,167/0,28 = 59,6\%$). S obzirom na nešto višu razliku u karakteristikama pad korigovane razlike u zaradama (tj. premije zarada javnog sektora) izraženiji je od nekorigovane razlike u zaradama i iznosi 6 p.p., a sama premija u 2015. godini iznosi 11,3%. U 2016. godini, trendovi u kretanju komponenti razlike u zaradama su približno isti: nekorigovana razlika iznosi 28,4%, dok korigovana razlika iznosi 11,1%. Slično 2015. godini u 2016. godini objašnjeni deo razlike predstavlja približno 60% razlike u zaradama ($0,173 / 0,284 = 60,9\%$).

Tabela 4-1: Osnovni rezultati Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u privatnom i javnom sektoru

	2014	2015	2016
Javni sektor (prosek ln časovne zarade)	5.274***	5.255***	5.284***
Privatni sektor (prosek ln časovne zarade)	4.952***	4.975***	5.000***
Nekorigovana razlika u zaradama	0.321***	0.280***	0.284***
Objašnjeni deo razlike	0.149***	0.167***	0.173***
Neobjašnjeni deo razlike (premija zarada)	0.173***	0.113***	0.111***

Napomena: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

U prethodnom delu izlaganja rekli smo da se razlikama u karakteristikama radnika privatnog i javnog sektora na tržištu rada može objasniti oko polovina razlika u njihovim zaradama. U nastavku teksta govorimo o karakteristikama koje u najvećoj meri određuju ovu razliku. Kako je objašnjeni deo razlike u karakteristikama, u okviru Blajnder-Ohaka dekompozicije, u stvari ponderisana suma razlika u karakteristikama, moguće je prikazati doprinos svake varijable iz jednačine zarada objašnjenom delu razlike. U nastavku prikazujemo detaljno doprinos svake od determinanti zarada objašnjenom delu razlike u zaradama između javnog i privatnog sektora, koje radi

lakšeg prikazivanja i sumiranja prikazujemo u formi gde grupišemo efekte kategorijskih varijabli (Tabela 4-2).

Kao što je ranije pomenuto, radnici u javnom sektoru, u poređenju sa radnicima u privatnom sektorom su više obrazovani, imaju duže radno iskustvo, češće rade u bolje plaćenim zanimanjima i imaju niži udeo privremenih ugovora (tabela A2a). Kako su ove karakteristike povezane sa višim zaradama (Tabela A3a), deo razlike u prosečnim zaradama između sektora može se objasniti činjenicom da zaposleni u javnom sektoru u proseku imaju veću vrednost za svoje poslodavce zbog njihovih boljih karakteristika.

Tabela 4-2 ukazuje na to da se najveći deo objašnjenog dela razlika u zaradama između sektora može objasniti razlikama u zanimanju. Radnici u javnom sektoru imaju veće učešće stručnjaka (grupa ISCO 2), tehničara (3) i menadžera (1), koji su u proseku više plaćeni, kao i manje učešće radnika u uslugama, zanatlija i rukovaoca mašinama koji su u proseku manje plaćeni (Tabela A4a u Prilogu). Sveukupno, usled razlika u strukturi zanimanja nekorigovana razlika u zaradama viša je za 7,9 p.p. nego što bi bila da su strukture zarada u dva sektora istovetne (Tabela 4-2).

Tabela 4-2: Detaljna Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u privatnom i javnom sektoru, objašnjeni deo varijabiliteta, grupisane karakteristike

	2014	2015	2016
Pol (žene = 1)	-0.006***	-0.005***	-0.007***
Godine starosti	-0.016***	-0.014***	-0.016***
Tip naselja (gradsko = 1)	0.002***	0.002***	0.003***
Region	0.000	-0.002	0.002
Obrazovanje	0.051***	0.058***	0.059***
Radno iskustvo	0.031***	0.036***	0.037***
Zanimanje	0.079***	0.080***	0.085***
Skraćeno radno vreme	0.002***	0.000	0.001***
Ugovor na određeno	0.006***	0.011***	0.009***
<i>Ukupno</i>	<i>0,149***</i>	<i>0,167***</i>	<i>0,173***</i>

Napomena: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Dodatno, značajan procenat nekorigovanih razlika u zaradama može se objasniti razlikama u obrazovanju i radnom iskustvu. Radnici u javnom sektoru imaju značajno

više učešće radnika sa višim i visokim obrazovanjem, kao i prosečno više godina radnog staža (Tabela A2a). Kako radnici sa višim obrazovanjem i više godina radnog iskustva imaju i više zarade (Tabela A3a), oni su vredniji svojim poslodavcima i stoga imaju više zarade. Sveukupno, usled razlika u obrazovnoj strukturi i u dužini radnog iskustva nekorigovana razlika u zaradama viša je za 5,1 i 3,1 p.p. respektivno nego što bi bila da su radnici u dva sektora imaju isto obrazovanje i radno iskustvo (Tabela 4-2).

Dodatno, javni sektor karakteriše i veće učešće ugovora na neodređeno, skraćenog radnog vremena i rada u gradskim sredinama, što su karakteristike koje su takođe povezane sa višim zaradama. Da nema razlika u ovim karakteristikama nekorigovana razlika bi bila niža za 0,6, 0,2 i 0,6 p.p. respektivno. Sa druge strane, javni sektor karakteriše i veće učešće žena, kao i starijih radnika. Kako diskriminacija prema ženama i više godine starosti (*ceteris paribus* kontrolisano za radno iskustvo) donose niže zarade, nekorigovana razlika u zaradama između sektora bila bi još viša (za 0,6 i 1,6 p.p.), da dva sektora imaju isto učešće žena i jednake godine starosti (Tabela 4-2).

U 2015. godini, kao što je već rečeno, ukupan objašnjeni deo razlika u zaradama između sektora je porastao (sa 14,9 na 16,7%, iako ta razlika sveukupno posmatrano nije statistički značajna, Tabela A4a). Povećanje objašnjenog varijabiliteta dolazi od manjeg učešće radnika sa dvo ili trogodišnjom srednjom školom, kao i dužeg prosečnog radnog staža u javnom sektoru, usled čega je poboljšan kvalitet radnika u javnom sektoru. Sa druge strane, došlo je i do povećanja udela radnika sa privremenim ugovorima u privatnom sektoru što je smanjilo kvalitet radnika u ovom sektoru³⁶. Na taj način razlike u karakteristikama radnika između sektora u 2015. su snažnije nego u 2014. godini.

U 2016. godini ne dolazi do značajnijih promena u karakteristikama radnika u odnosu na 2016. godinu. Ukupno posmatrano, objašnjeni deo razlike u zaradama je nešto izraženiji i ukupno iznosi 17,3%, a povećanje objašnjenog dela³⁷ posledica je nešto

³⁶ Iako je povećanje procenta objašnjenog varijabiliteta usled poboljšanja obrazovne strukture i dužeg radno iskustvo veoma izražen (za 0,7 i 0,5 procentnih poena), on nije proizveo statistički značajan efekat, što se može videti iz tabele A4a, poredeći visinu promene i visinu standardnih grešaka uz ove koeficijente. Sa druge strane, niža ocena standardne greške komponente koja se odnosi na učešće ugovora na određeno vreme, dovodi do toga da je povećanje procenta objašnjenog varijabiliteta (za 0,5 p.p.) statistički značajno.

³⁷ Na osnovu visine koeficijenata i standardnih grešaka (Tabela A4a) može se utvrditi da iako promena koeficijenta za objašnjeni deo nije značajna u odnosu na 2015. godinu, kumulirana promena u periodu 2014. – 2016. jeste statistički značajna na nivou 0,1.

lošije strukture zanimanja u privatnom sektoru. U celokupnom periodu opažamo smanjeno učešće menadžera (ISCO grupa 1) i tehničara (grupa 3), kao i povećano rukovalaca mašinama (grupa 8) i elementarnih zanimanja (grupa 9).

Neobjašnjeni deo – Razlike u koeficijentima jednačina privatnog i javnog sektora

Kada od nekorigovane razlike u zaradama oduzmemo objašnjeni deo razlike u zaradama, ono što ostaje je tzv. neobjašnjeni deo, koji predstavlja jednu ocenu premije zarada u javnom sektoru. Kao što je objašnjeno u delu 2.3, ukoliko se u Blajnder-Ohaka dekompoziciji kao referentni koeficijenti koriste ocene iz modela u kojem se nalaze svi radnici, a u koju je uključena varijabla koja označava pripadnost sektoru (Tabela A3a), neobjašnjeni deo jaza biće jednak koeficijentu u toj regresionoj jednačini uz varijablu koja označava pripadnost sektoru. Drugim rečima, ocena premije zarada javnog sektora iz jednačine zarada i Blajnder-Ohaka dekompozicije biće identične. S obzirom da smo korigovali deo razlika koji se duguje razlikama u karakteristikama između radnika, premija predstavlja razliku u zaradama između sektora "za isti posao" (u meri u kojoj podaci koji se nalaze u modelu omogućavaju ovo poređenje), a za 2014. godinu ona je ocenjena na 17,4%.

Neobjašnjeni deo jaza duguje se razlikama u nagibima koeficijenata uz objašnjavajuće promenljive u odvojenim jednačinama javnog i privatnog sektor, kao i razlikama u konstantama u kojima je sumiran efekat razlika u neopaženim karakteristikama, tj. karakteristikama koje nismo uključili u model. Tabela A4b prikazuje detaljnu dekompoziciju neobjašnjenog dela razlike u zaradama, dok se u Tabeli 4-3, kao i ranije ove razlike grupišu radi preglednijeg prikaza.

Slično situaciji kod objašnjenog dela razlike najveći deo neobjašnjenog dela varijabiliteta duguje se razlikama u koeficijentima za zanimanja (10,7%), obrazovanje (9,7%) i radno iskustvo (7,1%). Radnici u privatnom sektoru koji rade u grupama službenici (ISCO grupa 4), usluge (5), zanatlije (7) i rukovaoci mašinama (8), imaju manje koeficijente u jednačini zarada nego radnici u javnom sektoru (Tabela A5). Imajući u vidu da konstante u jednačinama zarada se ne razlikuju statistički značajno, ovi koeficijenti ukazuju na to da radnici pomenutih grupa zanimanja (4, 5, 7 i 8) imaju ceteris paribus više zarade u javnom nego u privatnom sektoru. Dodatno, i visoko i

srednje obrazovanje, kao i duže radno iskustvo se, u odnosu na osnovno obrazovanje i manje radnog iskustva plaćaju više u javnom nego u privatnom sektoru (Tabela A5), što predstavlja dodatni pokretač većih zarada u javnom sektoru.

Sa druge strane, koeficijenti uz gradska naselja su značajno viši u privatnom nego u javnom sektoru, dok su „penali“ koji se plaćaju na rad na određeno značajno viši u javnom nego u privatnom sektoru. Ove dve razlike u koeficijentima, smanjuju premiju zarada u javnom sektoru za 2,5 i 0,9 p.p. respektivno. Sličan efekat imaju i razlike u konstantama modela (smanjuju premiju za 4,9 p.p.), koje se prema modelu duguju izostavljenim varijablama, međutim ovaj efekat nije statistički značajan zbog većih standardnih grešaka ove komponente neobjašnjene razlike u zaradama.

Tabela 4-3: Detaljna Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u privatnom i javnom sektoru, neobjašnjeni deo varijabiliteta, grupisane karakteristike

	2014	2015	2016
Pol (žene = 1)	-0.007	-0.005	-0.013**
Godine starosti	0.001	0.001	-0.000
Tip naselja (gradsko = 1)	-0.025**	0.001	0.008
Region ¹	-0.003	-0.001	0.000
Obrazovanje	0.097***	0.093***	0.054***
Radno iskustvo	0.072**	0.014	0.018
Zanimanje	0.107***	0.073***	0.045***
Skraćeno radno vreme	-0.001	-0.001	-0.001
Ugovor na određeno	-0.009***	-0.007***	-0.012***
Konstanta	-0.059	-0.056	0.013
<i>Ukupno</i>	0.173***	0.113***	0.111***

Napomena: ¹ Primenjena je transformacija u kontrastna odstupanja; *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Drugim rečima, glavni razlog za premiju zarada u javnom sektoru u Srbiji u 2014. godini su više zarade za više nivoe obrazovanja i radnog iskustva, kao i za „niža“ zanimanja kao što su službenici (ISCO grupa 4), usluge (5), zanatlije (7) i rukovaoci mašinama, koji zarađuju više u javnom sektoru.

Smanjenje premije u javnom sektoru u 2015. godini, nakon uvedene fiskalne konsolidacije, posledica je smanjenja razlika u koeficijentima (Tabela A5). Najznačajnije mesto među njima je smanjivanje razlika u zaradama za više radno

iskustvo, čiji je doprinos ukupnoj premiji pao sa 7,1% na statistički neznačajne vrednosti u 2015. i 2016. godini. Ovaj rezultat duguje se svakako dizajnu politike koji je zaštitio najniže zarade u javnom sektoru, koje su često karakteristične za početak karijere.

Pored toga, doprinos razlike u koeficijentima za različita zanimanja takođe je smanjen (iako ne značajno), sa 10,7 na 7,3% 2015. godine i dodatno na 4,5% 2016. godine. Detaljna analiza pojedinačnih zanimanja (Tabele A4b i A5), ukazuju da je do ovih promena došlo zbog smanjivanja koeficijenata za praktično sve grupe zanimanja (osim zanatlija). Najizraženija promena je bila za koeficijente grupe zanimanja 2 (Stručnjaci), koji su u 2015. i 2016. značajno viši u privatnom sektoru, dok u 2014. godini nije bilo razlike, kao i za grupu zanimanja 4 (Službenici) koji su u 2014. godini imali više zarade u javnom sektoru, dok su 2016. godine njihove zarade iste kao u privatnom sektoru. Koeficijenti za obrazovanje ostali su slični 2015. godine, ali se njihov doprinos premiji smanjio u 2016. godini na 5,4%, usled gubitka značajnosti razlika u koeficijentima za srednjoškolsko i više (ali ne i visoko) obrazovanje.

Razlika u koeficijentima za rad u gradskim oblastima nije statistički značajna u 2015. i 2016. godini, dok se u 2016. godini opaža da je razlika u zaradama između polova značajno viša u javnom nego u privatnom sektoru.

Razlike u karakteristikama radnika javnih preduzeća i sektora države

Tabela 4-4 prikazuje osnovne rezultate Blajnder-Ohaka dekompozicije primenjene na razliku zarada unutar javnog sektora, tj. razliku u zaradama između javnih preduzeća i sektora države. Rezultati su nešto drugačiji od ocena prikazanih u Tabeli A3b, gde je za ocenu premije korišćen celokupan uzorak (uključujući i privatni sektor), dok se u Blajnder-Ohaka dekompoziciji kao referentni koeficijenti koriste koeficijenti iz jednačine zarada javnog sektora. Uprkos nešto drugačijim koeficijentima, osnovni zaključci analize se ne menjaju.

U 2014. godini prosečne zarade u proseku su bile više u sektoru države za oko 7,2%. Međutim, kao što je već navedeno u delu 3.2. radnici u sektoru države imaju značajno bolje karakteristike na tržištu rada, pre svega bolju obrazovnu strukturu i strukturu

zanimanja. Stoga, kada se razlika u zaradama između sektora države i javnih preduzeća koriguje za razlike u karakteristikama na tržištu rada, trend se menja i dolazimo do pozitivne premije za rad u javnim preduzećima u odnosu na sektor države od 2,9%. Drugim rečima, bolje karakteristike radnika u sektoru države ne samo da u potpunosti objašnjavaju razliku u prosečnim zaradama između sektora, već su te razlike u toj meri izražene da su zarade "za isti posao" (u meri u kojoj uspevamo da kontrolišemo za sve relevantne karakteristike) više u sektoru javnih preduzeća nego u sektoru države.

Nakon fiskalne konsolidacije, razlika u nekorigovanim zaradama opada, najpre na 4,7%, a zatim i na statistički neznačajnih 1,8%. Kako je objašnjeni deo varijabiliteta konstantan, smanjenje razlike u nekorigovanim zaradama se u stvari prelilo na povećanje premije za rad u javnim preduzećima na 6,7% u 2015. godini, odnosno 9,8% u 2016. godini.

Tabela 4-4: Osnovni rezultati Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u sektoru države i javnim preduzećima

	2014	2015	2016
Javna preduzeća (prosek ln časovne zarade)	5.229***	5.225***	5.272***
Sektor države (prosek ln časovne zarade)	5.301***	5.272***	5.290***
Nekorigovana razlika u zaradama	-0.072***	-0.047***	-0.018
Objašnjeni deo razlike	-0.101***	-0.114***	-0.115***
Neobjašnjeni deo razlike (premija zarada)	0.029**	0.067***	0.098***

Napomena: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Tabela 4-5 detaljno analizira efekte razlika u strukturi zaposlenih na razliku u zaradama između sektora države i javnih preduzeća, (po grupama karakteristika, detaljna dekompozicija objašnjenog dela razlike u zaradama prikazana je u Tabeli A6a). Najznačajnija prednost radnika sektora države jeste u njihovoj boljoj obrazovnoj strukturi, koje se ogleda u značajno većem učešću radnika sa visokim obrazovanjem (46 naspram 17% u sektoru javnih preduzeća) i značajno manje učešću radnika sa niskim i srednjoškolskim obrazovanjem (Tabela A2b). Ukupno posmatrano, da je obrazovna struktura radnika u oba sektora ista razlika u nekorigovanim zaradama bila bi za 10.4 p.p. niža (Tabela 4-5).

Radnici u sektoru države imaju i povoljniju strukturu zanimanja (Tabela A2b): oni značajno češće rade kao stručnjaci (ISCO grupa 2), tehničari (grupa 3), dok sa druge strane imaju i značajno veće učešće osnovnih zanimanja (grupa 9). Ukupno posmatrano bolja struktura zanimanja kreira razliku od 5,2% u zaradama između dva podsektora javnog sektora, a detaljna analiza ukazuje da se ovi efekti sastoje od efekata većeg učešća stručnjaka i tehničara u sektoru države, koji dovodi do viših prosečnih zarada u sektoru države; i većeg učešća zanatlija i rukovodilaca mašinama u javnim preduzećima, koji dovodi do viših prosečnih zarada u sektoru javnih preduzeća (Tabela A6a u prilogu). Dodatno, bolje karakteristike radnika sektora države uključuju i više učešće radnika sa skraćenim radnim vremenom, radnika koji rade u gradskim oblastima i prosečno niže godine starosti. Ove karakteristike kreiraju nekorigovanu razliku od 0,3%, 0,4% i 0,6% respektivno.

Tabela 4-5: Detaljna Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u javnim preduzećima i sektoru države, objašnjeni deo varijabiliteta, grupisane karakteristike

	2014	2015	2016
Pol (žene = 1)	0.046***	0.039***	0.043***
Godine starosti	-0.006**	-0.003**	-0.002**
Tip naselja (gradsko = 1)	-0.004**	-0.005***	-0.007***
Region	-0.003	0.002	0.005***
Obrazovanje	-0.104***	-0.109***	-0.109***
Radno iskustvo	0.020***	0.016***	0.014***
Zanimanje	-0.052***	-0.051***	-0.056***
Skraćeno radno vreme	-0.003***	-0.004***	-0.003***
Ugovor na određeno	0.004**	0.001	0.000
<i>Ukupno</i>	-0.101***	-0.114***	-0.115***

Napomena: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Sa druge strane, radnici u javnim preduzećima imaju, u proseku nešto više od dve godine radnog iskustva više nego radnici u sektoru države. Kako je viši stepen radnog iskustva povezan sa višim zaradama, radnici u javnim preduzećima su, u pogledu ove karakteristike, korisniji za svoje poslodavce i "zaslužuju" više zarade, što kreira razliku od oko 2% u zaradama. Sličan efekat je usled nešto nižeg ugovora na određeno (0,4%), ali usled većeg učešća žena u sektoru države. Kako su žene u proseku, usled

diskriminacije, niže plaćene nego muškarci, ova činjenica kreira dodatnu razliku u podsektorima od oko 4,6%.

Da rezimiramo, radnici u sektoru države, su 2014. godine za 7,2% više zarade nego radnici u sektoru javnih preduzeća. Ova razlika uslovljena je činjenicom da radnici u sektoru države imaju bolju obrazovnu strukturu i strukturu zanimanja (kao i više mlađih radnika, radnika koji rade sa skraćenim radnim vremenom i u gradskim oblastima. Sa druge strane, radnici u javnim preduzećima su češće muškarci, imaju u proseku više radnog iskustva i češće rade na neodređeno, što kreira razliku u korist javnih preduzeća. Uzimajući obe grupe faktora u obzir, radnici u sektoru države bi, zahvaljujući svojim karakteristikama, trebali da imaju više zarade za 10.1%. Međutim njihove zarade su "samo" 7,2% više u odnosu na radnike iz javnih preduzeća, na osnovu čega dolazimo do premije zarada za radnike javnih preduzeća od 2.9%.

Objašnjeni deo razlika u zaradama nije se značajno izmenio u 2015. i 2016. godini. Najznačajnije promene, iako ne statistički značajne dogodile su se u pogledu efekata regiona, koji postaje statistički značajan 2016. godine, ukazujući da radnici u javnim preduzećima češće rade u regionima u kojima su zarade više (pre svega u Beogradu); kao i gubljenje "prednosti" javnih preduzeća u pogledu većeg broja ugovora na neodređeno vreme. Stoga se smanjivanje nekorigovane razlike u zaradama između sektora u potpunosti prelilo na premiju rada u javnim preduzećima, koja u odnosu na sektor države iznosi 6,7% u 2015. godini, odnosno 9,8% u 2016. godini.

Razlike u koeficijentima jednačina zarada javnih preduzeća i sektora države

Za razliku od premije zarada u javnom sektoru (u odnosu na privatni sektor), premija zarada javnih preduzeća u odnosu na sektor države, ne može se objasniti razlikama u koeficijentima nagiba, tj. načinu na koji ova dva podsektora nagrađuju bolje karakteristike na tržištu rada, kao što su viši nivo obrazovanja, više radno iskustvo ili bolje zanimanje. Nasuprot tome, koeficijenti nagiba za bolja zanimanja su viši u sektoru države nego u sektoru javnih preduzeća, a taj efekat je statistički značajan za menadžere (ISCO grupa 1), stručnjake (2), tehničare (3), službenike (4) i uslužne delatnosti (5) (Tabela A7). Ova razlika u koeficijentima ne može da objasni premiju zarada u javnim

preduzećima; nasuprot tome, ona zapravo ukazuje da bi premija trebalo da bude u korist sektora države, a ne javnih preduzeća.

Na taj način celokupna premija zarada javnih preduzeća (u odnosu na sektor države) pripisuje se razlikama u konstantama (Tabela 4-6), koje u okviru Blajnder-Ohaka dekompozicije predstavljaju efekat izostavljenih (ili neopaženih varijabli). Drugim rečima, zarada za bazičnu grupu³⁸ u regresiji sektora države je značajno niža nego zarada za istu grupu u javnim preduzećima i te razlike, koje su posledica izostavljenih (tj. neopaženih) karakteristika u modelu, su osnovni uzročnik premije zarada u javnim preduzećima. Viša konstanta i manji nagibi ukazuju na to da je uslovna distribucija zarada u javnim preduzećima manje raspršena nego u sektoru države: u javnim preduzećima, usled više plate za bazičnu grupu, razlike između nižih i viših zarada manje su izražene.

Tabela 4-6: Detaljna Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u sektoru države i javnih preduzeća, neobjašnjeni deo varijabiliteta, grupisane karakteristike

	2014	2015	2016
Pol (žene = 1)	-0.004	-0.010	-0.007
Godine starosti	-0.004	-0.002	0.001
Tip naselja (gradsko = 1)	-0.03	0.007	-0.007
Region ¹	0.001	-0.000	0.004
Obrazovanje	0.021	0.111***	0.051*
Radno iskustvo	-0.000	0.047	-0.024
Zanimanje	-0.104***	-0.134***	-0.106***
Skraćeno radno vreme	-0.002	0.000	0.001
Ugovor na određeno	-0.001	0.001	-0.010
Konstanta	0.151**	0.045	0.194***
<i>Ukupno</i>	0.029**	0.067***	0.098***

Napomena: ¹ Primenjena je transformacija u kontrastna odstupanja; *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Nakon fiskalne konsolidacije, u 2015. godini, premija zarada javnih preduzeća raste na 6,7% u 2015. i 9,8% u 2016. godini. Kod objašnjavanja premije u ove dve godine značajno mesto dobijaju i koeficijenti uz obrazovanje (Tabela 4-6), koji su značajno viši

³⁸ Radi se o muškarcima iz ruralnih predela, sa osnovnim obrazovanjem, koji obavljaju osnovna zanimanja, ali rade puno radno vreme, sa ugovorom na neodređeno, uz odsustvo prethodnog radnog iskustva i prosečne starosti.

(marginalno za 2016. godinu) u javnom sektoru. Ostale determinante u 2015. i 2016. godini ostaju iste: koeficijenti uz zanimanje su i dalje značajno viši u sektoru države, a značajnu igru u objašnjavanju premije igra i efekat izostavljenih (tj. neopaženih varijabli), koji je posebno izražen u 2016. godini.

4.1.2. Ostali metodi dekompozicije zarada u proseku

Kao što je već ranije naglašeno osim Blajnder-Ohaka dekompozicije zarada razvijene su i druge metode dekompozicije zarada. U ovoj disertaciji, kao testove robusnosti rezultata dobijenih u Blajnder-Ohaka dekompoziciji koristimo dve dekompozicije tzv. JMP dekompoziciju (John, Murphy & Peirce, 1991) i Nopo dekompoziciju (Nopo, 2008).

John Murphy Peirce (JMP) dekompozicija

Za razliku od Blajnder-Ohaka dekompozicije JMP dekompozicija razlaže ukupnu razliku u zaradama na tri komponente: *Q - razlika u opaženim karakteristikama*, koja slično objašnjenom delu Blajnder-Ohaka dekompozicije predstavlja razliku u zaradama do koje dolazi usled razlika u karakteristikama dva sektora; deo *P - razlika u opaženim cenama (koeficijentima)* do koje dolazi zbog različitog nagrađivanja određenih karakteristika u dva sektora i koja predstavlja ocenu premije javnog sektora, kao i deo *U - razlika u neopaženim karakteristikama i cenama (koeficijentima)*, a koji se računa kao razlika u distribuciji reziduala. Kao što navedeno u poglavlju 2.3 neobjašnjeni deo razlike u zaradama u Blajnder-Ohaka dekompoziciji posledica je razlike u koeficijentima kao i razlike u neopaženim karakteristikama, tako da suštinski predstavlja sumu komponente P i U. Na taj način ocena prema JMP dekompoziciji predstavlja „čistiju“ ocenu premije zarada jer su eliminisane razlike u neopaženim karakteristikama, a koje su sadržane u razlikama u distribuciji reziduala. Pretpostavka JMP dekompozicije je da neopažene razlike jesu posledica razlika u distribucijama reziduala.

Tabela 4-7 ukazuje na to da ocene premije javnog sektora ne variraju značajno usled uključivanja razlika u distribucijama reziduala između sektora. Polazeći od iste

nekorigovane razlike u zaradama, prema očekivanjima dobijamo slične ocene razlike u zaradama do koje dolazi usled razlika u opaženim karakteristikama radnika, koje se tek na treću decimalu razlikuju (za 0,1%) u odnosu na ocene dobijene Blajnder-Ohaka (BO) dekompozicijom. Do ovih razlika dolazi zbog toga što su referenti koeficijenti u BO dekompoziciji koeficijenti iz zajedničkog modela u kojem učestvuju svi radnici, dok su u JMP dekompoziciji u pitanju prosečni koeficijenti iz odvojenih modela zarada javnog i privatnog sektora. Dodatno Tabela 4-7 ukazuje na to da su i ocene premije javnog sektora uz pomoć dve kompozicije veoma slične, usled toga što razlike u rezidualima ne mogu da objasne razlike u visini zarada u dva sektora.

Tabela 4-7: Poređenje rezultata JMP i Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u javnom i privatnom sektoru

	Blajnder-Ohaka dekompozicija			JMP dekompozicija		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Nekorigovana razlika u zaradama	0,321	0,280	0,284	0,321	0,280	0,284
Q – Razlika u opaženim karakteristikama (objašnjeni deo)	0,149	0,167	0,173	0,148	0,168	0,174
P – Razlika u opaženim cenama (neobjašnjeni deo)	0,173	0,113	0,111	0,173	0,112	0,110
U – Razlika u neopaženim karakteristikama i cenama				0,000	0,000	0,000

Tabela 4-8 ukazuje na to da BO i JMP dekompozicija daju slične rezultate i kada se uzme u obzir ocenjivanje premije zarada u javnom sektoru u odnosu na sektor države. Ocenjene vrednosti premije javnog sektora (kolona P) nešto su više u odnosu na ocene dobijene BO dekompozicijom, ali osnovni zaključci o razlikama između sektora se ne menjaju. Poređenje detaljnih dekompozicija objašnjenog dela takođe ukazuje na slične rezultate dva metoda (Tabela A8).

Tabela 4-8: Poređenje rezultata JMP i Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u sektoru države i javnim preduzećima

	Blajnder-Ohaka dekompozicija			JMP dekompozicija		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Nekorigovana razlika u zaradama	-0.072	-0.047	-0.018	-0.072	-0.047	-0.018
Q – Razlika u opaženim karakteristikama (objašnjeni deo)	-0.101	-0.114	-0.115	-0.114	-0.116	-0.123
P – Razlika u opaženim cenama (neobjašnjeni deo)	0.029	0.067	0.098	0.042	0.069	0.106
U – Razlika u neopaženim karakteristikama i cenama				0.000	0.000	0.000

Nopo dekompozicija

Nopo dekompozicija (Nopo, 2008) predstavlja alternativnu, neparametarsku dekompoziciju čija ocena se ne zasniva na regresionoj analizi, već na metodama uparivanja. U okviru ove dekompozicije ukupna neorigovana razlika u zaradama deli se na četiri komponente. Najpre se određuju radnici u javnom i privatnom sektoru čije karakteristike na tržištu rada nisu uporedive, i deo razlika u zaradama koji se duguje toj neuporedivosti (Δp za radnike u privatnom i Δj za radnike u javnom sektoru).

Zatim se na uzorku radnika čije su karakteristike uporedive razlika u prosečnim zaradama deli na dva dela: Δx – deo koji se duguje razlikama u karakteristikama, koji se računa kao razlika zarada koje bi osobe u javnom sektoru zarađivale da rade u privatnom sektoru i zarada koje ostvaruju radnici u privatnom sektoru i Δo – neobjašnjeni deo jaza, koji se računa kao razlika između zarada osoba u javnom sektoru i zarada koje bi osobe u javnom sektoru zarađivale da rade u privatnom sektoru, a koji predstavlja ocenu premije zarada javnog sektora

U prvom koraku, stoga, sprovedeno je uparivanje radnika iz javnog i privatnog sektora. Rezultati ukazuju da ukoliko ovaj postupak bazira na savršenom uparivanju (eng. *perfect matching*) diskretnih karakteristika radnika koje inače koristimo u svim

specifikacijama³⁹, da u proseku za sve tri godine 26,8% radnika u javnom i 37,8% radnika u privatnom sektoru nije uporedivo sa radnicima u suprotnom sektoru.

Iako usled neparametarske prirode postupka nema potrebe koristiti logaritamsku transformaciju zarada, da bismo poredili rezultate dobijene u okviru Nopo dekompozicije i Blajnder-Ohaka dekompozicije, ostajemo pri poređenju logaritamskih zarada. Tabela 4-9 prikazuje poređenje ove dve dekompozicije, dok je celokupan postupak prikazan u tabeli A9 u prilogu i objašnjen u delu 2.3.

Rezultati ukazuju na to da je od ukupne nekorigovane razlike između privatnog i javnog sektora u 2014. godini od 32,1%, oko 12,5% (0,040 / 0,321) dolazi usled činjenice da radnici u javnom i privatnom sektoru nisu uporedivi. Detaljna analiza ukazuje na to da veći deo ove razlike nastaje usled razlika u prosečnim vrednostima zarada radnika privatnog sektora u uporedivom i neuporedivom delu uzorka, dok su ove razlike u javnom sektoru manje izražene (Tabela A9 u prilogu, red 11 i 12). Dodatno, u oba sektora zarade su više u delu uzorka koji je uporediv sa drugim sektorom, nego u delu uzorka koji nije uporediv sa drugim sektorom. Razlika u zaradama u uporedivom delu uzorka stoga značajno je niža nego u ukupnom uzorku (28,2% naspram 32,1%), pa deo nekorigovane razlike u zaradama možemo objasniti neuporedivošću radnika.

Unutar uzorka uporedivih radnika, kao što je objašnjeno formira se varijabla koja predstavlja zaradu koji bi radnici u privatnom sektoru zarađivali da rade u javnom sektoru, na osnovu zarada „sintetičkih osoba“ iz javnog sektora čije karakteristike u potpunosti odgovaraju osobama iz privatnog sektora. Do razlike između ove zarade i prosečne zarade u privatnom sektoru dolazi usled različitih „nagrada“ radnika, te stoga ona predstavlja ocenu premije zarada javnog sektora. Sa druge strane, do razlika između formirane varijable i prosečne vrednosti zarada javnog sektora dolazi usled razlika u karakteristikama radnika, pa ona predstavlja objašnjeni deo razlike u zaradama.

³⁹ Pol, bračni status, godine starosti, regionalnu pripadnost (NUTS 2 nivo), tip naselja (gradsko ili ostalo), nivo obrazovanja, radno iskustvo (i kvadrat radnog iskustva), zanimanje (prema ISCO klasifikaciji), tip ugovora (na neodređeno ili na određeno), kao i tip rada (puno radno vreme ili skraćeno radno vreme). Kako su dve karakteristike u specifikaciji numeričkog tipa: godine starosti i godine radnog iskustva, ove varijable se rekodiraju na 5 grupa: za godine starosti (15/24=1) (25/34=2) (35/44=3) (45/54=4) (55/64=5); i za radno iskustvo (0/2=1) (3/9=2) (10/19=3) (20/29=4) (30+=5).

Ocena premije javnog sektora prema Nopo dekompoziciji iznosi 16,8%, a dela koji može da bude objašnjen razlikama radnika u okviru uzorka uporedivih radnika iznosi 11,3%⁴⁰ (Tabela 4-9), čime je učešće objašnjenog dela iz Blajnder-Ohaka dekompozicije smanjeno sa 46,4% na 35,2%. Poredeći rezultate sa Blajnder-Ohaka dekompozicijom jasno je da je razlika koja je nastala usled neuporedivosti radnika (od 4%) u značajno većoj meri bila sadržana u okviru objašnjenog dela varijabiliteta, dok se ocenjene vrednosti premije zarada javnog sektora razlikuju se za svega 0,5 p.p.

Tabela 4-9: Poređenje rezultata Nopo i Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u javnom i privatnom sektoru

	Blajnder-Ohaka dekompozicija			Nopo dekompozicija		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Nekorigovana razlika u zaradama	0,321	0,280	0,284	0,321	0,280	0,284
Razlika usled neuporedivosti uzoraka - ukupno				0,040	0,044	0,045
Razlika u uporedivom delu uzorka				0,282	0,236	0,239
Δx – objašnjeni deo (Razlika u opaženim karakteristikama)	0,149	0,167	0,173	0,113	0,114	0,118
Δo – Neobjašnjeni deo (premija zarada)	0,173	0,113	0,111	0,168	0,123	0,121

Slična situacija opaža se i u 2015. i 2016. godini, pri čemu je ocenjena vrednost dela razlike u zaradama do koje dolazi usled neuporedivosti radnika u dva sektora nešto izraženija (0,045). Sa druge strane, u okviru uporedivog dela, ocenjena premija zarada javnog sektora je za 1 p.p. viša u obe godine odnosu na ocenu iz Blajnder-Ohaka dekompozicije (12,3 i 12,1%). Stoga je i ocenjeni pad vrednosti premije zarada javnog sektora je nešto niži: za razliku od BO dekompozicije gde je pad iznosi 6 p.p., kod Nopo dekompozicije pad iznosi 4,5 p.p. Intervali poverenja ukazuju na to da je ova razlika statistički značajna.

⁴⁰ Ocene komponenti dekompozicije unutar uzorka moguće je praviti i iz „perspektive“ radnika u javnom i privatnom sektoru, uzimajući njihove hipotetičke distribucije zarada da rade u drugom sektoru. Da bi bili u skladu sa rezultatima Blajnder-Ohaka dekompozicije, za koju uzimamo „neutralne“ referentne koeficijente (iz modela koji se ocenjuje na celom uzorku) u ovoj situaciji prikazujemo prosečne vrednosti koeficijenata za komponente dobijene nakon analize iz „perspektive“ radnika oba sektora, a koje su prikazane u Tabeli A9.

Istovetnu analizu sprovodimo i za razlike u zaradama između sektora države i javnih preduzeća (Tabela 4-10, Tabela A10 u Prilogu). U prvom koraku, nakon uparivanja radnika iz dva podsektora javnog sektora u proseku za sve tri godine oko 48% radnika u sektoru države i oko 50% radnika u sektoru javnih preduzeća nije uporedivo sa radnicima u suprotnom podsektoru. Rezultati ukazuju na to da je od ukupne nekorigovane razlike između sektora države i javnih preduzeća u 2014. godini, koja iznosila 7,2%, oko 1,7% dolazi usled činjenice da radnici u ova dva podsektora nisu uporedivi. Kao i kod analize zarada između sektora, u oba sektora zarade su više u delu uzorka koji je uporediv sa drugim podsektorom, nego u delu uzorka koji nije uporediv. Razlika u zaradama u uporedivom delu uzorka stoga značajno je niža nego u ukupnom uzorku (5,5% naspram 7,2%), pa deo nekorigovane razlike u zaradama možemo objasniti neuporedivošću radnika u podsektorima.

Unutar uzorka uporedivih radnika, ocenjeni deo razlike u zaradama koji nastaje usled razlika u karakteristikama radnika u dva podsektora iznosi 7,3%, što je veće od ukupne razlike zarada u uporedivom delu uzorka. Usled toga, zarade u uporedivom delu uzorka su ceteris paribus više u javnim preduzećima za 1,7%⁴¹ (Tabela 4-10). Poredeći rezultate sa Blajnder-Ohaka dekompozicijom jasno je da je razlika koja je nastala usled neuporedivosti radnika (od 4%) u značajno većoj meri bila sadržana u okviru objašnjenog dela varijabiliteta, pa je i ocenjena vrednost premije za rad u javnim preduzećima niža 1 p.p.

U 2015. i 2016. godini, smanjena je vrednost nekorigovane razlike u zaradama, pri čemu je ocenjena vrednost dela razlike u zaradama do koje dolazi usled neuporedivosti radnika u dva sektora nešto izraženija (2,6% i 3,2% respektivno). Kao rezultat ova dva faktora vrednost razlike u uporedivom delu uzorka je značajno niža u 2015. godini, dok u 2016. godini ova razlika u korist javnih preduzeća. U okviru uporedivog dela, ocenjena premija zarada javnih preduzeća viša je za 0,5 odnosno 2 p.p. u 2015. i 2016. godini respektivno, u odnosu na ocenu BO dekompozicije. Stoga je i ocenjeni rast

⁴¹ Kao i ranije, da bi bili u skladu sa rezultatima Blajdner-Ohaka dekompozicije, za koju uzimamo „neutralne“ referentne koeficijente (iz modela koji se ocenjuje na celom uzorku) i u ovoj situaciji prikazujemo prosečne vrednosti koeficijenata za komponente dobijene nakon analize iz „perspektive“ radnika oba podsektora, a koje su prikazane u Tabeli A10.

premije usled fiskalne konsolidacije viši: za razliku od BO dekompozicije gde iznosi 3,8 p.p., kod Nopo dekompozicije iznosi iznosi 5,6p.p.

Tabela 4-10: Poređenje rezultata Nopo i Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u sektoru države i javnim preduzećima

	Blajnder-Ohaka dekompozicija			Nopo dekompozicija		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Nekorigovana razlika u zaradama	-0,072	-0,047	-0,018	-0,072	-0,047	-0,018
Razlika usled neuporedivosti uzoraka - ukupno				-0,017	-0,026	-0,032
Razlika u uporedivom delu uzorka				-0,055	-0,021	0,014
Δx – objašnjeni deo (Razlika u opaženim karakteristikama)	-0,101	-0,114	-0,115	-0,073	-0,094	-0,104
Δo – Neobjašnjeni deo (premija zarada)	0,029	0,067	0,098	0,017	0,073	0,118

4.1.3. Efekti selekcije radnika u sektor na ocenu premije javnog sektora

Hekmanov model

Tabele A11a i A11b u prilogu prikazuju rezultate ocenjivanja jednačine zarada Hekmanovim modelom odvojeno za muškarce i za žene. Ocenjivanje je sprovedeno korišćenjem metoda maksimalne verodostojnosti kojim se istovremeno ocenjuju jednačine selekcije i zarada. Ocenjeni koeficijenti u jednačini selekcije ukazuju na to da je verovatnoća za rad u javnom sektoru, ceteris paribus viša za: ispitanike sa višim nivoom obrazovanja (kod muškaraca) i nižim nivoom zanimanja (kod žena); zatim za radnike sa više radnog iskustva i u ostalim naseljima. dok radnici sa skraćenim radnim vremenom češće rade u javnom, a radnici sa ugovorima na određeno češće rade u privatnom sektoru (oba pola), kao i uz regionalne razlike koje variraju u zavisnosti od pola i godine.

Dodatno, ocenjene vrednosti koeficijenata uz instrumentalne varijable potvrđuju hipoteze postavljene u delu 2.3. Roditeljstvo i veći broj članova porodice povećavaju

verovatnoću za rad u javnom sektoru, ukazujući na veću pretpostavljenu stabilnost zaposlenja u javnom sektoru. Brak smanjuje verovatnoću da muškarci rade u javnom sektoru, dok je kod žena efekat obrnut, pa bivanje u braku povećava verovatnoću rada u javnom sektoru. Rezultati ukazuju na to da, kada su u braku, žene više naginju stabilnom poslu, dok se muškarci češće odlučuju za privatne poslove. Konačno, efekti statusa glave domaćinstva su nekonzistentni, jer su negativni u 2014. godini i pozitivni u 2015. i 2016. godini (za 2016. godinu samo za muškarce), što može biti posledica i načina registrovanja glave domaćinstva u ARS⁴².

U donjem delu tabela A11a i A11b u koloni IMR prikazan je efekat selekcije na zarade. U svim specifikacijama efekat je statistički značajan i ukazuje na to da su zarade pod uticajem (samo)selekcije radnika u javni i privatni sektor. Drugim rečima, izbor javnog ili privatnog sektora nije slučajan, a verovatnoća izbora rada u jednom od sektora je u korelaciji sa rezidualima iz jednačine zarada.

Ostali koeficijenti ocenjivanja modela zarada zadržavaju očekivane znakove: časovne zarade su više u gradskim sredinama, u Beogradu u odnosu na druge regione, za više nivo obrazovanja i više godina radnog iskustva, za viša zanimanja, kao i za radnike sa skraćenim radnim vremenom i radnike koji rade na neodređeno vreme.

Nakon ocenjivanja vrednosti inverza Milsovog racija (IMR) u Hekmanovom modelu, ova varijable je kao dodatna objašnjavajuća promenljiva uključena u Blajnder-Ohaka dekompoziciju, kojom se ispituju razlike u zaradama između javnog i privatnog sektora. Ovako definisana dekompozicija odgovara Njuman-Ohaka dekompoziciji u kojoj se efekti selekcije tretiraju kao efekti izostavljene promenljive (Neuman & Oaxaca, 2004).

Uprkos korelaciji između reziduala jednačine zarada i efekata selekcije, ocenjena vrednost premije javnog sektora ne menja se u velikoj meri, iako je za sve godine nešto niža (za 0,4; 0,6 i 0,4 p.p. u 2014., 2015. i 2016. godini respektivno), nego u ocenama u kojima IMR nije uključen (Tabela 4-11).

⁴² Prva osoba u domaćinstvu koja odgovara često je najstarija osoba u domaćinstvu ili osoba koja je u tom trenutku prisutna.

Tabela 4-11: Poređenje rezultata Njuman-Ohaka i Blajnder-Ohaka dekompozicije razlika zarada u javnom i privatnom sektoru

	Blajnder-Ohaka dekompozicija			Njuman-Ohaka dekompozicija		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Nekorigovana razlika u zaradama	0,321	0,280	0,284	0,321	0,280	0,284
Objašnjeni deo (Razlika u opaženim karakteristikama)	0,149	0,167	0,173	0,152	0,172	0,176
Neobjašnjeni deo (premija zarada)	0,173	0,113	0,111	0,169	0,107	0,107

Detaljna dekompozicija objašnjenog dela razlika u zaradama ukazuje na to da, iako efekti selekcije imaju tek neznatan uticaj na premiju zarada javnog sektora, oni na značajan način utiču na efekte ostalih karakteristika na razliku u zaradama između sektora (Tabela 4-12). Na osnovu efekata selekcije, tj. na osnovu razlike u IMR, kreira se razlika u zaradama između sektora od 2,3%, 3,4% i 2,4% respektivno za 2014., 2015. i 2016. godinu.

Tabela 4-12: Poređenje rezultata Njuman-Ohaka i Blajnder-Ohaka dekompozicije, objašnjeni deo varijabiliteta, grupisane karakteristike

	Blajnder-Ohaka dekompozicija			Neuman-Ohaka dekompozicija		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Pol (žene = 1)	-0,006***	-0,005***	-0,007***	-0,006***	-0,005***	-0,007***
Godine starosti	-0,016***	-0,014***	-0,016***	-0,015***	-0,013***	-0,015***
Tip naselja (gradsko = 1)	0,002***	0,002***	0,003***	0,002***	0,002***	0,003***
Region	0,000	-0,002	0,002	-0,001	-0,003**	0,001
Obrazovanje	0,051***	0,058***	0,059***	0,049***	0,056***	0,057***
Radno iskustvo	0,031***	0,036***	0,037***	0,024***	0,026***	0,031***
Zanimanje	0,079***	0,080***	0,085***	0,067***	0,063***	0,072***
Skraćeno radno vreme	0,002***	0,000	0,001***	0,002***	0,000	0,001***
Ugovor na određeno	0,006***	0,011***	0,009***	0,006***	0,011***	0,009***
IMR				0,023**	0,034***	0,024***
<i>Ukupno</i>	<i>0,149***</i>	<i>0,167***</i>	<i>0,173***</i>	<i>0,152***</i>	<i>0,172***</i>	<i>0,176***</i>

Napomena: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

S obzirom na to da visina premije zarada javnog sektora ostaje relativno nepromenjena, uvođenje dodatne varijable i njeni značajni efekti kompenzovani su smanjivanjem efekata pre svega zanimanja, kao i radnog iskustva, pri čemu se isti trendovi opažaju u sve tri godine. Ovaj rezultat ukazuje na to da efekti rada u boljim zanimanjima i sa višim radnim iskustvom na zarade delimično mogu da se objasne efektima selekcije u sektore, pri čemu efekti selekcije ne utiču na samu visinu premije.

Selmlog model

Kao što je rečeno u odeljku 2.3. pristrasnost koeficijenata u regresionoj jednačini može nastati ne samo zbog selekcije radnika u privatni ili javni sektor, već i zbog činjenice da za jedan veliki deo uzorka, koji predstavlja potencijalnu radnu snagu uopšte i ne opažamo zarade. Ukoliko izbor u radnu snagu nije slučajan, ocene koeficijenata iz regresione jednačine su pristrasne.

Struktura uzorka u kojoj imamo više od dve grupe koje mogu kreirati pristrasnost usled selekcije, zahteva primenu nešto složenije procedure od one koju je predložio Hekman, a koju su razvili Burginjon i njegovi saradnici (Bourguignon, et al, 2007). Kao što je već opisano u delu 2.3., ova procedura se sastoji u istovremenom ocenjivanju multinominalnog logit modela, u kojem se definišu determinante selekcije u jedan od tri sektora, i jednačine zarada u kojima se kao dodatne objašnjavajuće promenljive uvode tri varijable koje predstavljaju funkciju verovatnoće rada u tri sektora.

Tabela A12 u prilogu prikazuje ocene multinominalnog logit modela, u kojem su osnovna grupa za poređenje ne-zaposleni⁴³. Iz te perspektive znak koeficijenata ukazuje na to koje varijable povećavaju odnosno smanjuju verovatnoću rada u privatnom odnosno javnom sektoru, u odnosu na situaciju kada osoba nije zaposlena⁴⁴. U setu instrumentalnih varijabli, roditeljstvo, brak i status glave domaćinstva povećavaju verovatnoću rada i u javnom i privatnom sektoru, iako nisu u svim godinama statistički značajni. Sa druge strane, efekti broja članova domaćinstva u najvećem broju slučajeva

⁴³ Neaktivni i nezaposleni koji ulaze u uzorak za ocenu (detaljnije o uzorku za ocenu efekata selekcije vidi deo 2.3.)

⁴⁴ Koeficijenti u multinominalnom logit modelu ne predstavljaju marginalne efekte varijabli. Iako je njihovo računanje moguće, kako marginalni efekti nisu u fokusu disertacije oni nisu prikazani.

nisu značajni (Tabela A12 u prilogu). Dodatno, život u gradskim naseljima povećava verovatnoću rada kako u javnom tako i u privatnom sektoru kod žena, dok i kod muškaraca i kod žena veće godine starosti povećavaju verovatnoću za rad u javnom i smanjuju verovatnoću za rad u privatnom sektoru⁴⁵. Konačno, viši nivoi obrazovanja povećavaju verovatnoću rada u oba sektora.

Tabela A13 u prilogu prikazuje ocene koeficijenata jednačine zarada sa efektima selekcije. Koeficijenti u redovima ne-zaposlenost, privatni i javni sektor ukazuju na to da postoji sistematsko delovanje ovih varijabli na visinu zarade. Ostali koeficijenti u jednačinama zarada imaju očekivane vrednosti: zarade su više za radnike sa višim obrazovanjem, zanimanjima i sa dužim radnim iskustvom, više u gradskim sredinama uz standardno pozitivne efekte skraćenog radnog vremena i rada na neodređeno.

Nakon ocenjivanja selmlog modela, varijable kojima se kontrolišu efekti selekcije dodajemo u Blajnder-Ohaka dekompoziciju, kao dodatne objašnjavajuće promenljive u duhu onoga što je predloženo u Njuman-Ohaka dekompoziciji (Neuman & Oaxaca, 2004). Tabela 4-13 prikazuje ocenu premije zarada javnog sektora prema Blajnder-Ohaka dekompoziciji i prema dekompoziciji u koju su uključene dodatne objašnjavajuće promenljive za sektorsku selekciju. Analiza ukazuje da ocenjene vrednosti premije se ne razlikuju u velikoj meri u odnosu na situaciju kada nisu uključene dodatne objašnjavajuće promenljive, iako su, slično Njuman-Ohaka dekompoziciji ocenjene vrednosti premije zarada nešto niže.

Tabela 4-13: Poređenje rezultata Blajnder-Ohaka i selmlog dekompozicije razlika zarada u javnom i privatnom sektoru

	Blajnder-Ohaka dekompozicija			Selmlog dekompozicija		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Nekorigovana razlika u zaradama	0,321	0,280	0,284	0,321	0,280	0,284
Objašnjeni deo (Razlika u opaženim karakteristikama)	0,149	0,167	0,173	0,151	0,169	0,176
Neobjašnjeni deo (premija zarada)	0,173	0,113	0,111	0,171	0,110	0,107

⁴⁵ Za razliku od ocena kod Hekmanovog modela gde su bili uključeni i starost i radno iskustvo, u ovom modelu nije uključeno radno iskustvo, s obzirom da radno iskustvo ne opažamo za radnike koji su van radne snage.

Dodatno, efekti dodatnih objašnjavajućih promjenljivih u okviru Blajnder-Ohaka dekompozicije nisu statistički značajni u 2014. i 2015. godini, dok u 2016. godini, kreiraju 2,7% nekorigovane razlike u zaradama između sektora, pri čemu se ti efekti kompenzuju smanjenjem uticaja obrazovanja na razliku u zaradama između sektora.

Tabela 4-14: Poređenje rezultata Blajnder-Ohaka i Selmlog dekompozicije, objašnjeni deo varijabiliteta, grupisane karakteristike

	Blajnder-Ohaka dekompozicija			Selmlog dekompozicija		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Pol (žene = 1)	-0,006***	-0,005***	-0,007***	-0.006***	-0.005***	-0.007***
Godine starosti	-0,016***	-0,014***	-0,016***	-0.011*	-0.009*	-0.021***
Tip naselja (gradsko = 1)	0,002***	0,002***	0,003***	0.002***	0.002***	0.003***
Region	0,000	-0,002	0,002	0.001	-0.002	0.002
Obrazovanje	0,051***	0,058***	0,059***	0.044***	0.055***	0.044***
Radno iskustvo	0,031***	0,036***	0,037***	0.028***	0.033***	0.034***
Zanimanje	0,079***	0,080***	0,085***	0.079***	0.079***	0.084***
Skraćeno radno vreme	0,002***	0,000	0,001***	0.002***	0.001	0.001***
Ugovor na određeno	0,006***	0,011***	0,009***	0.006***	0.011***	0.009***
IMR				0.006	0.004	0.027***
<i>Ukupno</i>	<i>0,149***</i>	<i>0,167***</i>	<i>0,173***</i>	<i>0,151***</i>	<i>0,169***</i>	<i>0,176***</i>

Napomena: *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

4.2. Premija javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada

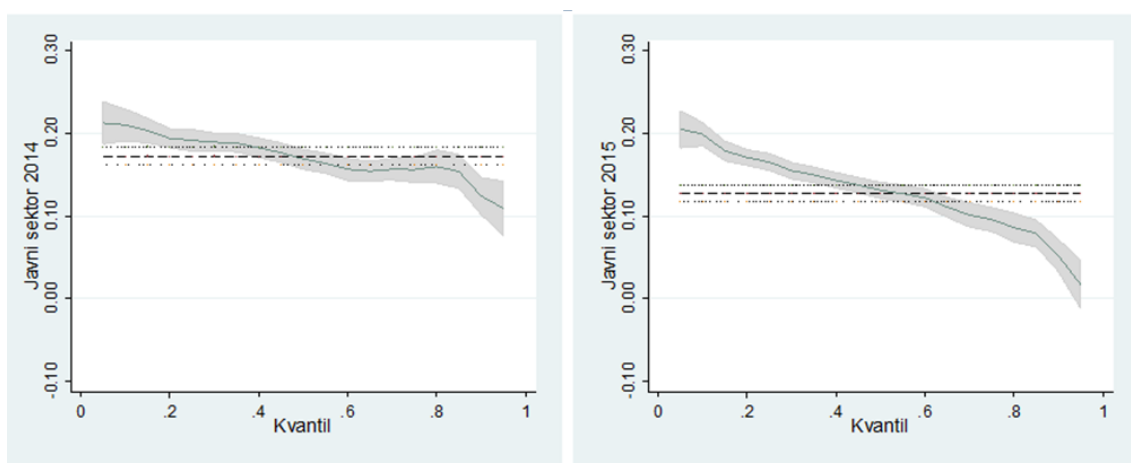
U okviru prethodnog dela (deo 4.1) akcentat je bio na izučavanju prosečne vrednosti premije javnog sektora i njenih promena u 2015. i 2016. godini. Međutim, kako je pomenuto u uvodu, postoje najmanje dva razloga zbog kojih premiju zarada javnog sektora i njene promene treba istražiti i na različitim delovima raspodele zarada. Prvi razlog je činjenica da je u velikom broju radova pokazano da se premija zarada u javnom sektoru razlikuje u zavisnosti od visine zarada (npr. Bargain & Melly, 2008; Depalo et al., 2015; Lucifora and Meurs, 2006; Melly, 2005), pri čemu je premija zarada tipično najviša na dnu, a najniža (a često i neznčajna ili negativna) na vrhu raspodele zarada. Drugo, smanjenje zarada u javnom sektoru je projektovano tako da su najniže zarade, tj. zarade ispod 25.000 dinara, bile izuzete od smanjenja zarada, dok je za najviše zarade, tj. zarade iznad 60.000 dinara, smanjenje zarada praktično zamenilo do tada aktuelni "solidarni porez", koji je prestao da postoji.

U delu 3-2 pokazali smo da nekorigovane razlike u časovnim zaradama ne prikazuju očekivani obrazac premije zarada javnog sektora, već da su razlike najviše na sredini distribucije zarada, da su nešto niže na vrhu, a najniže na dnu distribucije zarada (Slika 3-3). Ova situacija posledica je činjenice da te vrednosti ne uzimaju u obzir činjenicu da radnici u javnom i privatnom sektoru se razlikuju u karakteristikama na tržištu rada. Korišćenjem tehnika kvantilne regresije upravo smo u mogućnosti da korigujemo za razlike u karakteristikama i odgovorimo na pitanje koliko iznosi razlika u zaradama, kada se ostale karakteristike drže statistički konstantnim.

Premija zarada javnog sektora

Slika 4-1 prikazuje rezultate ocenjivanja premije zarada javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada metodom uslovne kvantne regresije, počev od 5. do 95. percentila distribucije zarada (isprekidana linija pokazuje ocenu i interval poverenja na osnovu metoda običnih najmanjih kvadrata). Pun model ocenjivanja jednačina zarada metodom uslovne kvantilne regresije (koeficijenti i standardne greške) za 2014., 2015. i 2016. godinu prikazan je u tabelama A14a do A14c u prilogu. Dodatno, tabela A15a u prilogu prikazuje intervale poverenja koeficijenata uz veštačku varijablu kojom se

označava pripadnost javnom ili privatnom sektoru, a koje koristimo da bismo poredili ocenjene koeficijente između godina, ali i koeficijente na različitim nivoima distribucije zarada. U Tabeli 4-15 u osnovnom tekstu prikazujemo samo razliku i značajnost razlike između godina na različitim nivoima zarada. Zbog ograničenog prostora, rezultati u tabelama Tabela 4-15, A14a do A14c i A15a su prikazani tako da pokazuju ukupno 9 tačaka, počevši od 10. i završavajući sa 90. percentilom raspodele zarada, sa intervalima od 10 percentilnih poena.



Slika 4-1: Premija zarada javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada u 2014. i 2015. godini

Rezultati ukazuju na teorijski očekivani obrazac premije zarada u javnom sektoru na različitim nivoima raspodele zarada u 2014. godini (Slika 4-1, levi panel). Premija je najviša na dnu raspodele zarada, gde na 10. percentilu iznosi 21,0%. Medijalna premija iznosi 16,9%, i statistički je značajno niža u odnosu na premiju na 10. percentilu, i nešto niža od premije ocenjene metodom najmanjih kvadrata (17,3%). Premija je najniža na 90. percentilu distribucije zarada gde iznosi 12,4%, što je nivo koji je značajno niži od ocenjenog koeficijenta za medijalnu zaradu (Tabela 4-15 i A15a u dodatku)⁴⁶.

Slika 4-1, desni panel, prikazuje vrednosti premije zarada u javnom sektoru u 2015. godini i ukazuje da je, usled efekta fiskalne konsolidacije očekivani obrazac premije javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada – najviša premija na niskim, najniža na visokim zaradama – postao još izraženiji. S obzirom na to da fiskalna

⁴⁶ Testiranje statističke značajnosti između koeficijenata vrši se upoređivanjem 95% intervala poverenja (tabela A15a u dodatku). Koeficijenti se značajno razlikuju ukoliko je donja granica intervala poverenja jednog koeficijenta veća od gornje granice drugog intervala poverenja.

konsolidacija nije obuhvatila zarade do 25.000 dinara koje predstavljaju drugi decil distribucije zarada (Tabela 3-5 i Tabela 3-6), promene na niskim nivoima zarada, očekivano, nisu statistički značajne i posledica su rasta zarada u privatnom sektoru. Sa druge strane, od 30. percentila pa do kraja distribucije zarada, opažamo značajno smanjenje premije zarada javnog sektora. Pad premije na srednjim delovima distribucije zarada iznosio je između 3 i 4 procentnih poena, na 70. percentilu 5,5; dok je na vrhu distribucije zarada, na 80. i 90. percentilu, premija smanjena za oko 7 procentnih poena (Tabela 4-15).

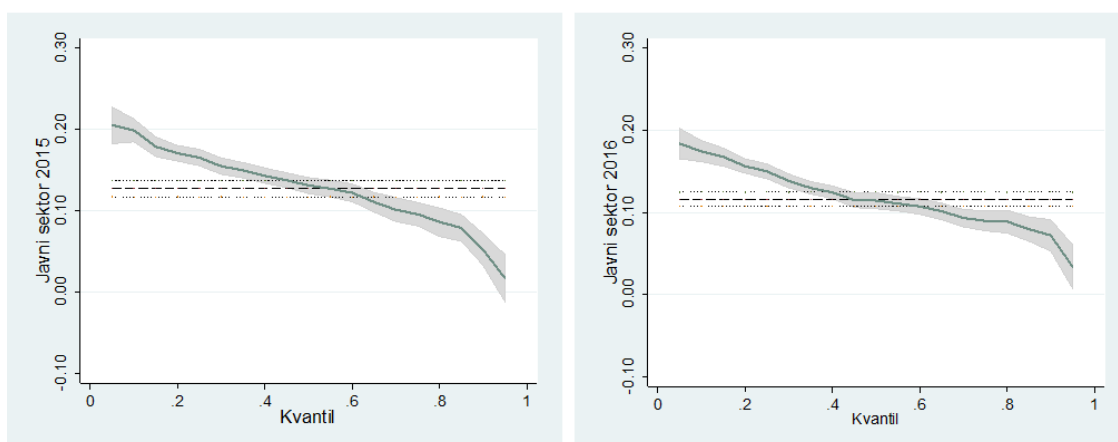
U 2015. godini, nakon fiskalne konsolidacije, ocenjena vrednost premije na 10. percentilu iznosi 19,9% i značajno je niža od medijalne premije koja iznosi 13,1%, pri čemu je medijalna premija u 2015. nešto viša od prosečne premije dobijene u Blajnder-Ohaka dekompoziciji od 11,3% (Tabela 4-1). Konačno, premija na 90. percentilu iznosi 5,3% i značajno je niža od medijalne premije (Tabela A15a u prilogu).

Tabela 4-15: Razlika u vrednosti premije zarada u javnom sektoru na različitim nivoima distribucije zarada

Javni sektor	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2014	0.210	0.194	0.190	0.183	0.169	0.157	0.157	0.160	0.124
2015	0.199	0.171	0.155	0.143	0.131	0.122	0.102	0.086	0.053
<i>Razlika</i>	<i>0.011</i>	<i>0.023</i>	<i>0.035</i>	<i>0.040</i>	<i>0.038</i>	<i>0.035</i>	<i>0.055</i>	<i>0.074</i>	<i>0.071</i>
Značajnost (95%)	-	-	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.
2015	0.199	0.171	0.155	0.143	0.131	0.122	0.102	0.086	0.053
2016	0.175	0.156	0.138	0.124	0.114	0.107	0.093	0.089	0.072
<i>Razlika</i>	<i>0.024</i>	<i>0.015</i>	<i>0.017</i>	<i>0.019</i>	<i>0.017</i>	<i>0.015</i>	<i>0.009</i>	<i>-0.003</i>	<i>-0.019</i>
Značajnost (95%)	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Slika 4-2 i Tabela 4-15 porede rezultate premije javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada u 2015. i 2016. godini (isprekidana linija pokazuje ocenu i interval poverenja na osnovu metoda običnih najmanjih kvadrata). Iako slika 4-2 ukazuje na to da razlike između premija na dnu i vrhu distribucije zarada nešto ujednačenije, promene u vrednosti premije na različitim tačkama distribucije zarada ne prelaze 2 p.p. (Tabela 4-15), pri čemu nisu statistički značajne (Tabela A15b u prilogu). Ocenjene vrednosti premije zarada na 10. percentilu, medijani i 90. percentilu distribucije zarada u 2016.

godini su 17,5%, 11,4% i 7,2% respektivno, a razlike između ovih koeficijenata i dalje su statistički značajne (Tabela A15b u prilogu).



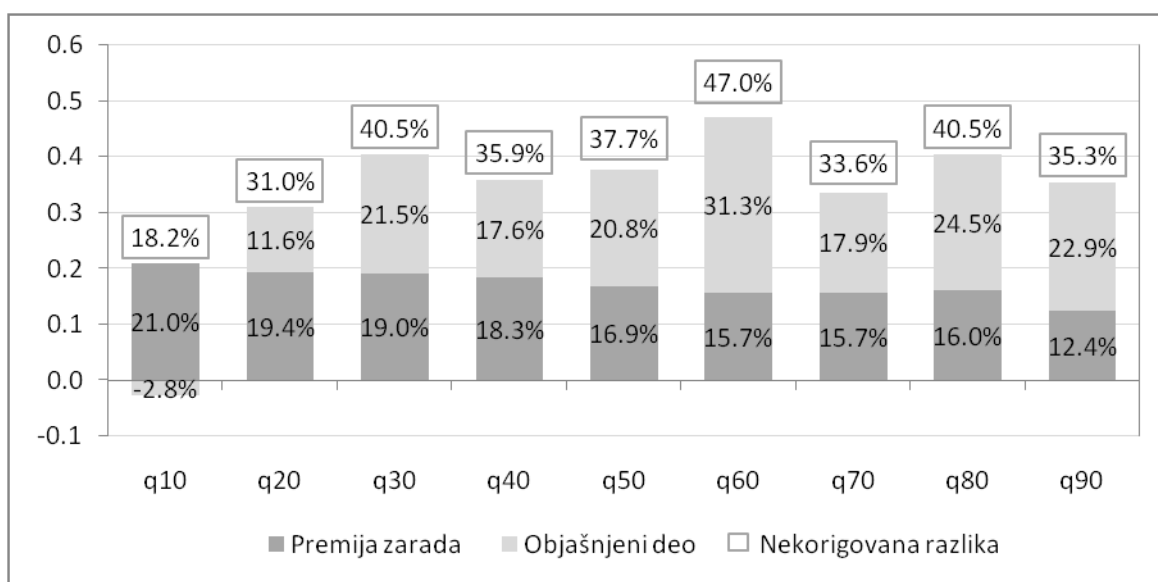
Slika 4-2: Premija zarada javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada u 2015. i 2016. godini

Neobjašnjeni i objašnjeni deo varijabiliteta u kontekstu kvantilne regresije

Iako teorijski očekivan, opaženi obrazac premije javnog sektora nije u skladu sa distribucijom nekorigovanih razlika u zaradama između sektora na različitim nivoima distribucije zarada (opisanih u delu 3.3.), ali kao i ranije može biti objašnjen razlikama u karakteristikama radnika na različitim nivoima distribucije zarada. Slika 4-3 prikazuje nekorigovane razlike u zaradama između sektora i ocene premije javnog sektora (iz regresionog modela), i objašnjeni deo razlike koji dobijamo kao razliku između ove dve vrednosti.

Iako objašnjeni deo razlike dobijamo posredno, njegovu validnost i strukturu dobijenu na ovaj način ispitujemo analizirajući razlike karakteristika radnika u javnom i privatnom sektoru na različitim percentilima distribucije zarada. Kako je Blajnder-Ohaka dekompozicija ukazala na to da su najrelevantnije karakteristike za objašnjavanje razlike u zaradama između sektora zanimanje, obrazovanje i radno iskustvo, fokusiramo se na njihovo ispitivanje. Tabela A16a u prilogu pokazuje strukturu radnika u javnom i

privatnom sektoru na 3 tačke distribucije zarada oko 10., 50. i 90. percentila⁴⁷. Na dnu distribucije zarada (10. percentil), suprotno trendovima u opštoj populaciji, radnici u privatnom sektoru u proseku imaju bolje karakteristike od radnika u javnom sektoru. Oni imaju niže učešće radnika sa niskim nivoom obrazovanja (10,2% naspram 26,7% u privatnom sektoru), kao i značajno niže učešće osnovnih zanimanja (8,7% naspram 49,8% u javnom sektoru) i više učešće zanatlija i rukovodilaca mašinama. Usled boljih karakteristika radnika u privatnom sektoru, na 10. percentilu nekorigovana razlika u zaradama od 18,2% je manja od korigovane zarade, koja iznosi 21%. Uzimajući u obzir rezultate iznete u delu 3-3, možemo reći da radnici u privatnom sektoru, da bi dosegli nivo minimalne zarade, pored toga što rade duže na svom poslu, moraju, u proseku, imati i nešto bolje kvalifikacije. Na taj način, iako je minimalna zarada istovetna za sve, radnici u privatnom sektoru se nalaze u lošijem položaju.



Slika 4-3: Nekorigovana razlika u zaradama između sektora i premija zarada javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada u 2014. godini

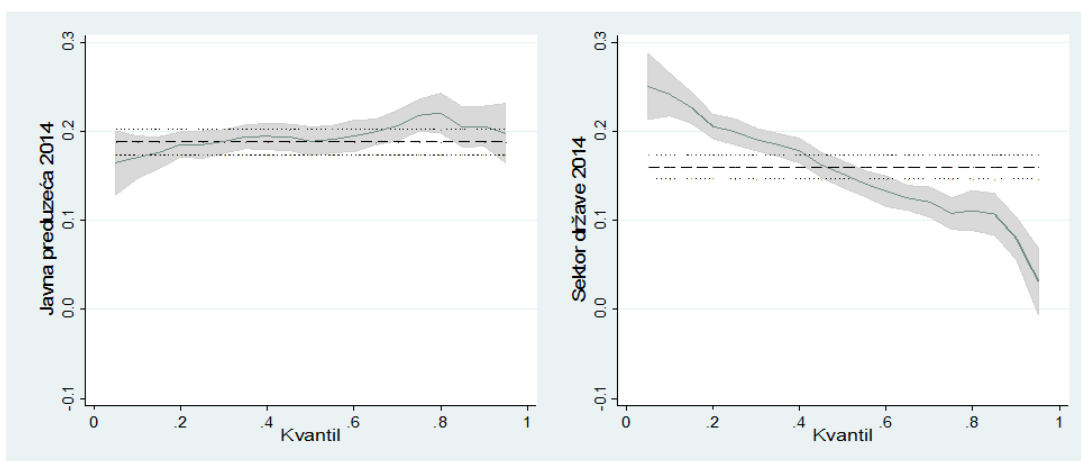
Sa druge strane, na 50. i 90. percentilu karakteristike radnika u javnom sektoru su, kao i u opštoj populaciji značajno bolje nego radnika u privatnom. Radnici sa srednjim i visokim zaradama u javnom sektoru imaju značajno više učešće visokog obrazovanja nego radnici u privatnom sektoru (medijana 47,2% naspram 11,8%, 90. percentil: 67,3%

⁴⁷ Ove karakteristike su ispitivane rangiranjem radnika prema zaradi u sopstvenom sektoru i uzimanjem u obzir prosečnih karakteristika radnika koji se nalaze u intervalu od ± 4 percentila od date tačke. Tako za 10. percentil posmatramo karakteristike radnika koji se nalaze između 6. i 14. percentila, za medijanu između 46. i 54. percentila, a za 90. percentil između 86. i 94. percentila.

naspram 43,6%), značajno bolju strukturu zanimanja, posebno uzevši u obzir učešće stručnjaka (ISCO grupa 2). Usled ovakvog trenda deo nekorigovane razlike u zaradama može se objasniti boljim karakteristikama radnika u javnom sektoru i stoga su ocenjene vrednosti premije zarada niže nego vrednosti nekorigovanih razlika⁴⁸.

Premija zarada u javnim preduzećima i sektoru države

Slika 4-4 ukazuje na to da su 2014. godine postojale upečatljive razlike u obrascima premije zarada na različitim nivoima zarada u javnim preduzećima i sektoru države (u odnosu na privatni sektor). Za sektor države opaža se teoretski očekivani obrazac: visoka premija na dnu i niska premija na vrhu distribucije zarada (Slika 4-4, desni panel). U ovom sektoru premije na 10., 50. i 90. percentilu distribucije zarada, ocenjene na 24,1%; 15,2% i 7,9% (Tabela 4-16), statistički značajno se razlikuju jedne od drugih (Tabela A15a u prilogu). Sa druge strane, za javna preduzeća premija zarada se ne razlikuje u zavisnosti od položaja u distribuciji zarada, jer premije na 10., 50. i 90. percentilu, ocenjene na 17,0%; 18,9% i 20,5% (Tabela 4-16), nisu statistički značajno različite jedna od druge (Tabela A15a u prilogu 1). Stoga, opaženi obrazac smanjivanja premije javnog sektora sa rastom nivoa zarada sa slike 4-1, rezultat je više izraženog obrazaca u državnom sektoru i konstantne premije kod javnih preduzeća.



Slika 4-4: Premija zarada javnih preduzeća i sektora države na različitim nivoima distribucije zarada u 2014. godini

⁴⁸ Slični nalazi važe i za 2015. godinu i 2016. godinu, sa minimalnim razlikama u učešću različitih grupa radnika. Zbog ograničenog prostora stoga prikazujemo samo podatke za 2014. godinu.

Poređenje intervala poverenja za premije u sektoru države i javnih preduzeća (Tabela A15a u prilogu 1, sumirano u tabeli 4-16) ukazuje na to da je, u odnosu na rad u privatnom sektoru, premija za rad u sektoru države viša nego kod javnih preduzeća na najnižem nivou zarada (10. percentil) za oko 7 procentnih poena (24,1% u sektoru države naspram 17% kod javnih preduzeća). Dok između 20. i 40. percentila razlike u premijama nisu statistički značajne, počevši od medijane pa do najviših zarada, premija je viša za sektor javnih preduzeća nego za sektor države. Na nivou medijane razlika u premijama iznosi 3,7 procentnih poena, i ona postepeno raste sa visinom zarade, pa je najviša na najvišim zaradama gde iznosi 12,6 procentnih poena (na 90. percentilu). Stoga, razlika u prosečnim premijama od 3,8 procentnih poena u 2014. godini (Tabela A3 u prilogu) predstavlja rezultat viših premija u javnim preduzećima na višim nivoima zarada koje su umanjene činjenicom da u donjem delu distribucije zarada nema razlike (20. – 40. percentil) i da su zarade više u sektoru države na (10. percentil).

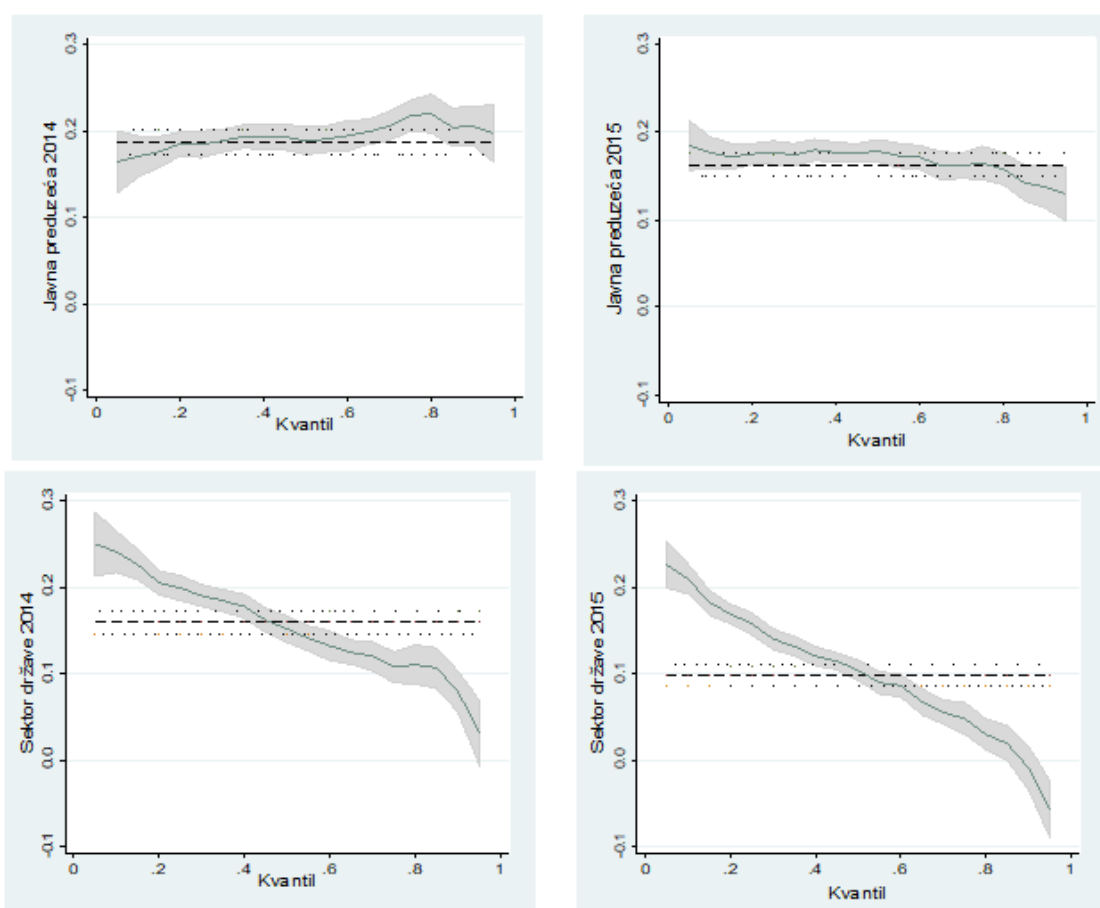
Tabela 4-16: Razlika u vrednosti premije zarada u javnim preduzećima i sektoru države na različitim nivoima distribucije zarada (2014-2015)

Javna preduzeća	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2014	0.170	0.185	0.188	0.194	0.189	0.195	0.206	0.220	0.205
2015	0.176	0.175	0.174	0.177	0.179	0.171	0.162	0.158	0.138
<i>Razlika</i>	<i>-0.006</i>	<i>0.010</i>	<i>0.014</i>	<i>0.017</i>	<i>0.010</i>	<i>0.024</i>	<i>0.044</i>	<i>0.062</i>	<i>0.067</i>
Značajnost (95%)							znač.	znač.	znač.
Sektor države	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2014	0.241	0.205	0.190	0.178	0.152	0.133	0.120	0.111	0.079
2015	0.210	0.169	0.140	0.120	0.104	0.086	0.056	0.030	-0.009
<i>Razlika</i>	<i>0.031</i>	<i>0.036</i>	<i>0.050</i>	<i>0.058</i>	<i>0.048</i>	<i>0.047</i>	<i>0.064</i>	<i>0.081</i>	<i>0.088</i>
Značajnost (95%)		znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.
JP - SD (2014)	<i>-0.071</i>	<i>-0.02</i>	<i>-0.002</i>	<i>0.016</i>	<i>0.037</i>	<i>0.062</i>	<i>0.086</i>	<i>0.109</i>	<i>0.126</i>
Značajnost (95%)	znač.				znač.	znač.	znač.	znač.	znač.
JP - SD (2015)	<i>-0.034</i>	<i>0.006</i>	<i>0.034</i>	<i>0.057</i>	<i>0.075</i>	<i>0.085</i>	<i>0.106</i>	<i>0.128</i>	<i>0.147</i>
Značajnost (95%)			znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.

Rezultati u delu 4.1, ukazali su na to da je srednji pad premije je bio jači za sektor države (8 procentnih poena) nego za javna preduzeća (4,1 procentna poena, pad nije bio značajan značajna). Imajući ovu razliku u vidu, podsektori pokazuju slične trendove kao odgovor na mere fiskalne konsolidacije, s obzirom na to da je najveći pad zarada za oba

podsektora bio na vrhu distribucije zarada a najniži (ili neznačajan) na dnu distribucije zarada (Tabela 4-16).

Sa druge strane, kod javnih preduzeća pad zarada bio je značajan samo u najvišem delu distribucije zarada - na 70. percentilu pad je bio 4,4%, odnosno oko 6% na 80. i 90. percentilu (Tabela 4-16). Uprkos tome, ni u 2015. godini, premije zarada na dnu distribucije (17,6%) i na vrhu distribucije (13,8%) ne razlikuju se statistički značajno (Tabela A15a). Usled ovakvog trenda, premija na najvećem delu distribucije zarada (osim na 10. i 20. percentilu) značajno su više u javnim preduzećima nego u sektoru države.



Slika 4-5: Premija zarada javnih preduzeća (gornji panel) i sektora države (donji panel) na različitim nivoima distribucije zarada u 2014. i 2015. godini

U 2016. godini, premija zarada za javna preduzeća stagnira na celoj distribuciji zarada, dok u sektoru države nastavlja da se smanjuje na donjem i srednjem delu distribucije

zarada (Tabela 4-17), gde je od 10. percentila do medijane nastavila da se smanjuje, najvećim delom usled rasta zarada u privatnom sektoru. Posmatrajući razlike u premijama u između dva podsektora u 2016. godini, vidimo da one postaju još izraženije sa značajnim varijacijama - od 4,8% na 20. percentilu do čak 18,4% na 90. percentilu.

Tabela 4-17: Razlika u vrednosti premije zarada u javnim preduzećima i sektoru države na različitim nivoima distribucije zarada (2015-2016)

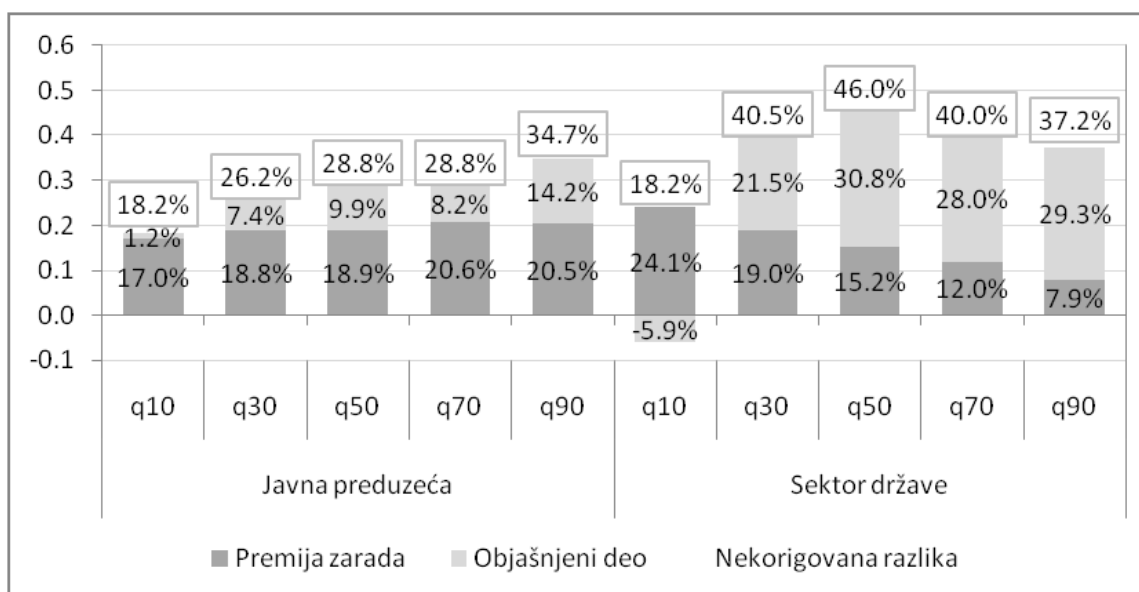
Javna preduzeća	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2015	0.176	0.175	0.174	0.177	0.179	0.171	0.162	0.158	0.138
2016	0.178	0.185	0.184	0.174	0.171	0.17	0.165	0.169	0.175
<i>Razlika</i>	-0.002	-0.01	-0.01	0.003	0.008	0.001	-0.003	-0.011	-0.037
Značajnost (95%)									
Sektor države	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2015	0.21	0.169	0.14	0.12	0.104	0.086	0.056	0.03	-0.009
2016	0.171	0.137	0.105	0.081	0.068	0.056	0.038	0.025	-0.009
<i>Razlika</i>	0.039	0.032	0.035	0.039	0.036	0.03	0.018	0.005	0
Značajnost (95%)	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.				
JP - SD (2015)	-0.034	0.006	0.034	0.057	0.075	0.085	0.106	0.128	0.147
Značajnost (95%)			znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.
JP - SD (2016)	0.007	0.048	0.079	0.093	0.103	0.114	0.127	0.144	0.184
Značajnost (95%)		znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.

Neobjašnjeni i objašnjeni deo varijabiliteta u kontekstu kvantilne regresije podsektora

Slično analizi premije zarada celokupnog javnog sektora, pokazuje se da trendovi premije podsektora na prate u potpunosti trendove nekorigovanih razlika u zaradama, što u većoj meri važi za sektor države nego za sektor javnih preduzeća. Slično diskusiji kod ukupnog javnog sektora detaljnije prikazujemo obrazovnu strukturu, strukturu zanimanja i prosečno radno iskustvo oko 10., 50. i 90. percentila zarada, kako bismo objasnili razlike između nekorigovanih zarada i premije javnog sektora (Tabela A16b).

Na 10. decilu distribucije zarada nekorigovana razlika u zaradama u odnosu na privatni sektor iznosi 18,2% za oba podsektora. Uprkos nešto lošijoj obrazovnoj strukturi, radnici u javnim preduzećima, na ovom nivou zarada, ukupno posmatrano nešto su kvalitetniji od radnika u privatnom sektoru, pre svega zahvaljujući manjem učešću radnika u uslugama i većem učešću tehničara i službenika, kao i dužem radnom iskustvu

(za oko 6 godina, Tabela A16b). Usled toga 1,2% od 18,2% razlika u zaradama može se pripisati boljim kvalifikacijama radnika u javnim preduzećima (Slika 4-6). Sa druge strane, radnici u sektoru države imaju značajno lošiju strukturu zanimanja pre svega usled višeg učešća osnovnih zanimanja, ali i usled većeg učešća osnovnog obrazovanja (Tabela A16b). Usled toga, razlike u karakteristikama između radnika privatnog sektora i sektora države ne mogu da objasne razlike u zaradama; nasuprot, kada uzmemo u obzir činjenicu da su radnici u privatnom sektoru kvalifikovaniji, premija zarada za rad u sektoru države raste na 24.1% (Slika 4-6).



Slika 4-6: Nekorigovana razlika u zaradama između privatnog sektora i podsektora javnog sektora (javna preduzeća i sektor države) i premija zarada na različitim nivoima distribucije zarada u 2014. godini

Na 50. i 90. percentilu radnici u sektoru države imaju značajno bolje karakteristike na tržištu rada u odnosu na radnike iz privatnog sektora (Tabela A16b). Ove prednosti ogledaju se pre svega u višem učešću radnika sa visokim obrazovanjem (za oko 40 procentnih poena), visokom učešću radnika iz ISCO grupe 2 – Stručnjaci (slično za oko 40 procentnih poena) i dužem radnom stažu (za oko 5 godina). Usled toga, 30 procentnih poena nekorigovane razlike između radnika sektora države i privatnog sektora može se pripisati razlikama u karakteristikama, pa su ocenjene vrednosti premije (15,2% i 7,9%) u velikoj meri niže nego nekorigovane razlike u zaradama (od 46% i 37,2%, Slika 4-6).

Sa druge strane, radnici javnih preduzeća imaju nešto bolje karakteristike nego radnici u privatnom sektoru na 50. i 90. percentilu distribucije zarada, ali su ove razlike značajno manje nego kod sektora države. Usled toga je i korekcija nekorigovane zarade značajno niža i iznosi 9,9 i 14,2 procentna poena respektivno. Dok je na 50. percentilu osnovna prednost radnika javnih preduzeća je veće učešće radnika iz ISCO grupa 3 (Tehničari) i 4 (Službenici), osnovna prednost radnika na najvišim zaradama je u njihovom dužem radnom iskustvu.

5. ANALIZA EFEKATA FISKALNE KONSOLIDACIJE KROZ PANEL PODATKE

U ovom delu disertacije koristimo činjenicu da su podaci iz ARS organizovani u formi rotirajućeg panela, koji nam omogućuju da analiziramo status na tržištu rada i visinu zarade za iste ispitanike iz istog kvartala različitih godina. Usled činjenice da se ponavljana ispitivanja odvijaju samo na poduzorku ukupnog uzorka, panel uzorak za ocenu efekata fiskalne konsolidacije značajno je manji od ukupnog uzorka za ocenu premije zarada javnog sektora.

Tabela 5-1 prikazuje promene statusa na tržištu rada između 2014. i 2015. godine i između 2015. i 2016. godine. U kolonama tabele nalazi se status na tržištu rada u 2014. (2015.) godini, koji je ograničen na radnike koji su u uzorku za ocenu premije zarada javnog sektora, tj. radnike javnog i privatnog sektora. U redovima tabele nalazi se status ovih osoba u 2015. (2016.) godini koji je podeljen na šest grupa: neaktivnost, nezaposlenost, samozaposlenost, rad u javnom sektoru, rad u formalnom privatnom sektoru, kao i neformalna zaposlenost.

Panel uzorak obuhvata 3.023 radnika koji su 2014. godine radili u javnom i 3.199 radnika koji su 2014. godine radili u privatnom sektoru (ukupno oko 42% ukupnog uzorka za ocenu premije zarada javnog sektora) i 4.313 radnika koji su 2015. godine radili u javnom i 4.817 radnika koji su 2015. godine radili u privatnom sektoru (oko 50% ukupnog uzorka).

Tabela 5-1 ukazuje na to da su tranzicije iz zaposlenosti u oba sektora niske. Tranzicije su, očekivano, usled veće sigurnosti posla, niže u javnom nego u privatnom sektoru u obe godine. Osobe koje su u 2014. godini radile u javnom sektoru u 92,0% situacija nastavljaju da rade u ovom sektoru u 2015. godini, dok isto važi za 85,6% radnika u privatnom sektoru. Slični efekti se opažaju za radnike iz 2015. godine: 92,9% radnika iz javnog i 88,6% iz privatnog ne menja sektor rada u 2016. godini.

U obe godine, najveći deo tranzicija iz javnog sektora je u neaktivnost (3,7% radnika iz 2014. godine i 3% radnika iz 2015. godine), zatim u privatni sektor (2,6% i 2,3%), dok

su prisutne i tranzicije u nezaposlenost (1% i 1,2%) i neformalnu ekonomiju (0,7 i 0,5%). Sa druge strane, najveći deo tranzicija iz privatnog sektora je u nezaposlenost (5,7% radnika iz privatnog sektora 2014. godine i 3,7% 2015. godine) i neaktivnost (4,7% i 3,4%), a zatim u neformalnu zaposlenost (2,4% i 2,3%) i javni sektor (1,6% i 2%). Za oba sektora, tranzicije u samozaposlenost su veoma retke.

Tabela 5-1: Promene statusa na tržištu rada ispitanika koji se nalaze u uzorku za ocenu premija zarada javnog sektora (u %)

	2014-2015		2015-2016	
	Javni sektor	Privatni sektor	Javni sektor	Privatni sektor
Neaktivnost	3,7	4,7	3,0	3,4
Nezaposlenost	1,0	5,7	1,2	3,7
Samozaposlenost	0,0	0,0	0,0	0,1
Javni sektor	92,0	1,6	92,9	2,0
Privatni sektor	2,6	85,6	2,3	88,6
Neformalna zaposlenost	0,7	2,4	0,5	2,3
Uzorak	3.023	3.199	4.313	4.817

Interesantno je i da su prelasci iz javnog sektora u formalni privatni sektor nešto češći nego prelasci u obrnutom smeru. Ova razlika nešto je veća u godini u kojoj je došlo do fiskalne konsolidacije, kada je iz javnog sektora u privatni prešlo 2,6% radnika, a u suprotnom pravcu 1,6% radnika, što može biti posledica upravo manje motivacije za rad u javnom sektoru nakon smanjivanja zarada.

Ispitivanje efekata fiskalne konsolidacije na promene na tržištu rada

Kao što je navedeno u delu 2-5, ocenjujemo tri modela. U modelu 1 ocenjujemo da li je promena zarada predložena u fiskalnoj konsolidaciji odgovara stvarnoj promeni zarada koja se dogodila između 2014. i 2015. godine. Sa druge strane, u modelu 2 i 3 ocenjujemo da li je promena zarada koja je predložena u okviru fiskalne konsolidacije uticala na to da radnici pređu iz javnog sektora u privatni sektor ili u neaktivnost. S obzirom na to da je smanjivanje zarada izvršeno u javnom sektoru, kako bi se ispitali efekti fiskalne konsolidacije, dodatno ograničavamo uzorak samo na one pojedince koji su radili u javnom sektoru u 2014. godini.

5.1. Efekti fiskalne konsolidacije na promenu zarada

U ovom delu teksta koristimo metod običnih najmanjih kvadrata kako bismo ocenili da li postoji efekat smanjenja zarade, predviđenog na osnovu fiskalne konsolidacije, na stvarnu promenu zarada u javnom sektoru. Kao što je navedeno u poglavlju 1, za zarade više od 60.000 dinara, smanjivanje zarada od 10 procenata zapravo je zamenilo solidarni porez, pa je, u zavisnosti od konkretne visine zarada u ovom delu distribucije, došlo do smanjivanja/povećavanja zarada. U tom smislu nije moguće egzaktno modelirati jednostavnom funkcijom smanjivanje zarada koje su 2014. godine iznosile više od 60.000 dinara, pa njih izostavljamo iz analize⁴⁹. Dodatno izostavljamo iz analize i radnike koji 2014. godine imaju zaradu ispod minimalne zarade za puno radno vreme od 20.000 dinara⁵⁰. Konačno, iz uzorka eliminišemo i radnike koji su u jednom od dva perioda prijavili svoju zaradu kao intervalnu zaradu, s obzirom na to da u ovoj fazi korišćenje imputiranih zarada može dovesti do pogrešne ocene modela. Ova smanjivanja dovode do toga da je uzorak za ocenu ovog modela 921 ispitanik.

Kao što je već prethodno objašnjeno, smanjivanje zarada bilo je različito za zarade iznad 25.000 i ispod 27.778 dinara, i zarade iznad 27.778 dinara. Usled toga podelili smo varijablu smanjenja zarada na dve varijable (Δz_{fk_1} i Δz_{fk_2}), od kojih svaka opisuje smanjenje zarade u odgovarajućem delu distribucije zarada u skladu sa pravilima opisanim u delu 2-5. Dodatno, imajući u vidu rezultate poglavlja 4, u analizi odvojeno posmatramo efekte smanjenja zarada u javnim preduzećima i u sektoru države uvodeći interakciju varijable smanjivanja zarada sa podsektorima i ispitujući odvojeno model za javna preduzeća i sektor države.

Tabela 5-2 prikazuje rezultate ocenjivanja modela u kojem stvarnu promenu u zaradama između 2014. i 2015. godine dovodimo u vezu sa vrednošću promene koja je trebalo da usledi prema merama fiskalne konsolidacije. Rezultati u koloni 1 prikazuju ocenjivanje modela u kojem javni sektor tretiramo kao jedinstvenu celinu. Rezultati ukazuju na to da nezavisna varijabla koja označava smanjivanje zarada između 25.000 i 27.778 dinara nije statistički značajna, verovatno usled malog uzorka ispitanika koji imaju zaradu u ovom intervalu (svega 60). Sa druge strane, koeficijent za zarade iznad 27.778 dinara je

⁴⁹ Na ovaj način eliminiše se 6% ispitanika sa najvišim zaradama

⁵⁰ Na ovaj način dodatno se eliminiše 4% uzroka ispitanika

značajan i iznosi 0,821. Uzimajući u obzir visinu standardne greške koeficijenta izračunati 95% interval poverenja ove ocene iznosi (-0.621; -1.021), što znači da obuhvata teorijsku vrednost od 1. Drugim rečima, u proseku podaci pokazuju da se smanjivanje zarada odvijalo prema pretpostavljenom planu, pri čemu je za svaki dinar smanjenja prema fiskalnoj konsolidaciji zarada smanjena u proseku za 0,82 dinara.

Tabela 5-2: Efekti smanjenja zarada predviđenog na osnovu fiskalne konsolidacije na realnu promenu zarada

	1	2	3	4
	Javni sektor	Javna preduzeća	Sektor države	Javni sektor, interakcija
Smanjenje zarada koje su između 25.000 do 27.777 dinara	-0.398 (0.671)	-0.995 (1.237)	0.144 (0.540)	0.282 (0.538)
* Javna preduzeća				1.480 (1.283)
Smanjenje zarada većih od 27.778 dinara	0.821*** (0.102)	0.636*** (0.190)	0.883*** (0.116)	0.937*** (0.110)
* Javna preduzeća				-0.389*** (0.150)
Konstanta	1.361*** (0.284)	1.683*** (0.547)	1.108*** (0.303)	1.332*** (0.283)
Broj opservacija	921	324	597	921
Korigovani koeficijent determinacije	0.060	0.032	0.073	0.07

Robusne standardne greške u zagradi; *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

Rezultati u kolonama 2-4 ukazuju na to da postoje značajne razlike između podsektora u načinu na koji je sprovedena mera fiskalne konsolidacije. Najpre u kolonama 2 i 3 vršimo ocenjivanje modela zasebno za sektor javnih preduzeća i sektor države. Rezultati ukazuju da je koeficijent uz nezavisnu promenljivu koja ukazuje na smanjenje zarada u sektoru države bilo viši, pri čemu je za svaki dinar smanjenja prema fiskalnoj konsolidaciji zarada u sektoru države smanjena za 0,88 dinara, a u sektoru javnih preduzeća za 0,63 dinara. U koloni 4 eksplicitno testiramo hipotezu o razlikama između sektora, koja ukazuje na to da kada se sektori zajedno modeliraju, smanjenje zarade u javnim preduzećima statistički je značajno niže nego u sektoru države (b=-0.389; p<0,01).

Konačno važno je napomenuti da ocenjivanje svakog od četiri modela ukazuje na niske vrednosti koeficijenta determinacije, koje se kreću u rasponu od 0,3 za model kod javnih preduzeća do 0,073 za model u sektoru države. Uprkos činjenici da se radi o anketnim podacima koji sa sobom nose greške merenja niske vrednosti koeficijenta determinacije ukazuju na to da, iako su mere štednje u proseku sprovedene na način na koji je to bilo propisano u fiskalnoj konsolidaciji, u oba podsektora je postojao veliki varijabilitet u primeni mere.

5.2. Efekti smanjenja zarada u javnom sektoru na tranzicije na tržištu rada

Efekte fiskalne konsolidacije na tranzicije na tržištu rada ocenjujemo u dva odvojena modela: 1) model prelaska iz javnog u privatni sektor i 2) model prelaska iz javnog sektora u neaktivnost⁵¹. Zbog malog učešća prelazaka iz javnog sektora u neformalnu zaposlenost i samozapošljavanje (Tabela 5-1) ove prelaske dodajemo prelascima iz javnog sektora u formalni privatni sektor. U oba modela uključujemo i efekte kovarijata zarada koje smo uključivali i u regresioni model prilikom ocene premije zarada javnog sektora: pol, godine starosti, tip naselja, regionalne veštačke promenljive, nivo obrazovanja, radno iskustvo, zanimanje, radno vreme i tip ugovora.

Kako su korelati istovremeno i u korelaciji sa visinom zarada, pa nužno i sa smanjenjem zarade (jer je ono definisano kao funkcija visine zarade), model ocenjujemo sa i bez kovarijata, da bismo proverili robusnost rezultata i kontrolisali eventualne efekte endogenosti. Dodatno, proveravamo robusnost nalaza tako što uključujemo u uzorak samo osobe koje su 2014. godine prijavile tačne iznose zarada, ograničavajući uzorak kao i ranije na osobe koje imaju zaradu između 20.000 i 60.000 dinara.

Model tranzicije iz javnog u privatni sektor

Najpre ispitujemo efekte smanjenja zarada na prelazak iz javnog u privatni sektor između 2014. i 2015. godine, u odnosu na ostanak u javnom sektoru. U skladu sa

⁵¹ Teorijski posmatrano, prelazak u nezaposlenost nije uslovljen istim mehanizmima kao i prelazak u neaktivnost tako da u ovoj situaciji, ispitanike koji su prešli iz javnog sektora u nezaposlenost izostavljamo iz analize.

hipotezom iznetom u poglavlju 1, viši nivo smanjenja zarada bi trebalo da poveća verovatnoću prelaska radnika u privatni sektor, jer radnici koji su radili u javnom sektoru 2014. godine imaju manju motivaciju za rad u ovom sektoru 2015. godine s obzirom na to da im je plata smanjena.

Suprotno očekivanjima, efekti varijable smanjenje zarada ukazuju na negativan efekat ove varijable na tranzicije u privatni sektor (Tabela 5-3). Rezultat je robustan na uključivanje kovarijata (puna specifikacija Tabela A17 u prilogu), kao i korišćenje samo ispitanika sa tačnim iznosima zarada iz 2014. godine (Tabela 5-3).

Tabela 5-3: Efekti smanjenja zarada predviđenog na osnovu fiskalne konsolidacije na prelazak u privatni sektor

	1	2	3	4
	Bez kovarijata	Sa kovarijatima ¹	Tačni iznosi, bez kovarijata	Tačni iznosi, kovarijati ¹
Smanjenje zarada	-0.115*** (0.025)	-0.132*** (0.038)	-0.139*** (0.034)	-0.180*** (0.048)
Uzorak	2,461	2,403	1,511	1,481
Pseudo R kvadrat	0.027	0.156	0.040	0.149

Robusne standardne greške u zagradi; *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

¹ U toku modeliranja iz modela su izostavljeni godine starosti, tip naselja i obrazovanje usled statističke neznačajnosti. Rezultati ocena efekata kovarijata nalaze se u tabeli A17 u prilogu.

Kako je smanjenje zarada u visokoj korelaciji sa visinom zarade, moguće je da je ovaj rezultat posledica činjenice da radnici sa nižim zaradama imaju višu verovatnoću prelaženja sa jednog na drugi posao. Da bismo proverili ovo objašnjenje, neophodno je da, kao dodatnu objašnjavajuću promenljivu u model, uvedemo visinu zarade iz 2014. godine, pored varijable smanjenje zarada. Kako je visina zarade u visokoj korelaciji sa visinom smanjenja zarade, kontinuelnu varijablu smanjenje Δz_{fk} zarade menjamo veštačkom varijablom, da bismo izbegli efekte multikolinearnosti dve varijable. Na taj način, modifikujemo model (6c) i ocenjujemo sledeći model:

$$\Pr(\Delta s) = G(\beta * I(\Delta z_{fk}) + \gamma * z_{14} + \theta X) + u \quad (6d)$$

gde je $I(\Delta z_{fk})$ veštačka varijabla koja uzima vrednost 1 ukoliko je za radnika predviđeno smanjenje zarade u okviru fiskalne konsolidacije (tj. ako je zarada viša od 25.000 dinara), a vrednost 0 ukoliko je za radnika predviđeno izuzeće iz smanjenja zarade (tj. ako je zarada bila niža od 25.000 dinara), varijabla z_{14} predstavlja iznose

zarada iz 2014. godine, koeficijent γ efekat visine zarade na tranzicije na tržištu rada, a ostale oznake kao u modelu 6c. U skladu sa očekivanjima da radnici sa nižim zaradama imaju češće tranzicije u drugi sektor očekujemo da će koeficijent γ biti negativan, a koeficijent β pozitivan jer očekujemo da će smanjenje zarada doprineti verovatnoći prelaska u drugi sektor.

Tabela 5-4: Efekti smanjenja zarada predviđenog na osnovu fiskalne konsolidacije na prelazak u privatni sektor (alternativna specifikacija sa visinom zarade)

	5	6	7	8
	Bez kovarijata	Sa kovarijatima ¹	Tačni iznosi, bez kovarijata	Tačni iznosi, kovarijati ¹
Smanjenje zarada (veštačka varijabla)	-0.036 (0.161)	-0.178 (0.175)	-0.181 (0.222)	-0.322 (0.233)
Visina zarade	-0.024*** (0.008)	-0.022** (0.010)	-0.022* (0.012)	-0.023* (0.014)
Uzorak	2,461	2,403	1,511	1,481
Pseudo R kvadrat	0.032	0.155	0.045	0.145

Robusne standardne greške u zagradi; *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

¹ U toku modeliranja iz modela su izostavljeni godine starosti, tip naselja i obrazovanje usled statističke neznačajnosti. Rezultati ocena efekata kovarijata nalaze se u tabeli A17 u prilogu.

Rezultati u tabeli 5-4 potvrđuju hipotezu da niža zarada povećava verovatnoću prelaska u drugi sektor, dok veštačka varijabla kojom je označeno smanjenje zarade u javnom sektoru gubi statističku značajnost. Ukupno posmatrano, rezultati dve analize ukazuju na to da smanjenje zarada u javnom sektoru nije povećalo verovatnoću prelaska iz javnog sektora u privatni.

Model tranzicije iz javnog sektora u neaktivnost

Hipoteza vezano za efekte smanjivanja zarada na neaktivnost ima sličnu liniju rezonovanja, kao i prethodna hipoteza. Niže zarade u javnom sektoru mogu da dovedu do toga da zarada u javnom sektoru padne ispod nivoa rezervacione nadnice radnika, što može usloviti nižu motivaciju za rad i povlačenje sa tržišta rada. Ispitivanje ove hipoteze ukazuje na to da, slično kao i kod efekata smanjenja zarada na prelazak u privatni sektor, u pitanju suprotan trend (Tabela 5-5). Međutim za razliku od prethodnog modela, negativni efekti nisu statistički značajni na nivou 0,05.

Tabela 5-5: Efekti smanjenja zarada predviđenog na osnovu fiskalne konsolidacije na prelazak u neaktivnost

	1	2	3	4
	Bez kovarijata	Sa kovarijatima ¹	Tačni iznosi, bez kovarijata	Tačni iznosi, kovarijati ¹
Smanjenje zarada	-0.046* (0.024)	-0.042 (0.037)	-0.053* (0.031)	-0.040 (0.046)
Uzorak	2,495	2,495	1,527	1,527
Pseudo R kvadrat	0.004	0.267	0.006	0.243

Robusne standardne greške u zagradi; *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

¹ U toku modeliranja iz modela su izostavljeni tip naselja i obrazovanje usled statističke neznačajnosti. Rezultati ocena efekata kovarijata nalaze se u tabeli A18 u prilogu.

Kao i ranije, ocenjujemo alternativnu specifikaciju koju proširujemo efektima visine zarada, a kontinuelnu varijablu kojom ocenjujemo efekte smanjenja zarada menjamo veštačkom varijablom (Tabela 5-6), a rezultati potvrđuju da nema efekata smanjenja zarada na tranziciju iz javnog sektora u neaktivnost. Dodatno, za razliku od prethodnog modela, visina zarade ne utiče na verovatnoću tranzicije u neaktivnost.

Tabela 5-6: Efekti smanjenja zarada predviđenog na osnovu fiskalne konsolidacije na prelazak u neaktivnost (alternativna specifikacija sa visinom zarade)

	5	6	7	8
	Bez kovarijata	Sa kovarijatima ¹	Tačni iznosi, bez kovarijata	Tačni iznosi, kovarijati ¹
Smanjenje zarada (veštačka varijabla)	0.011 (0.145)	-0.023 (0.182)	-0.094 (0.193)	-0.197 (0.242)
Visina zarade	-0.010 (0.007)	-0.009 (0.008)	-0.007 (0.009)	-0.000 (0.012)
Uzorak	2,495	2,495	1,527	1,527
Pseudo R kvadrat	0.005	0.268	0.006	0.247

Robusne standardne greške u zagradi; *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1

¹ U toku modeliranja iz modela su izostavljeni tip naselja i obrazovanje usled statističke neznačajnosti. Rezultati ocena efekata kovarijata nalaze se u tabeli A18 u prilogu.

Rezultati u okviru ovog poglavlja nedvosmisleno ukazuju da hipoteza tri nije potvrđena. Smanjivanje zarada u javnom sektoru nije prouzrokovalo povećanje verovatnoće prelaska u privatni sektor ili neaktivnost, naspram ostanka u javnom sektoru. Ovi rezultati mogu se objasniti činjenicom da je, uprkos smanjivanju zarada u javnom sektoru, premija zarada javnog sektora ostala pozitivna, ali i usled veće sigurnosti posla u javnom sektoru.

Konačno, treba naglasiti i važno ograničenje ove analize a koje se sastoji u niskom broju tranzicija iz javnog sektora. Ukupno posmatrano, tranzicije iz javnog sektora u neaktivnost čine oko 4%, dok tranzicije iz javnog sektora u privatni sektor čine 3% ukupnog broja ispitanika koji su radili u javnom sektoru u 2014. godini. Relativno nizak broj opservacija u kategorijama, može smanjiti efikasnost ocena u probit modelu (Cameron & Trivedi, 2010).

6. OCENA MEĐUSOBNOG UTICAJA ZARADA U JAVNOM I PRIVATNOM SEKTORU

6.1. Deskriptivna statistika i jednodimenziona analiza serija zarada

Kao što je već rečeno, koristimo zarade u sektoru državne administracije (sektor O) i zarade u sektoru prerađivačke industrije (sektor B), kao predstavnike zarada u javnom odnosno privatnom sektoru. Deskriptivna statistika zarada u dva sektora, kao i dodatnih varijabli koje će biti korišćene u analizi međuzavisnosti zarada, indeksa industrijske proizvodnje i indeksa potrošačkih cena, u periodu januar 2009. - decembar 2017. godine prikazana je u tabeli 6-1. U proseku, u ovom periodu radnici u sektoru državne administracije imaju za oko 13.300 dinara više zarade u odnosu na radnike u sektoru prerađivačke industrije. Ovde treba istaći, da su ovde u pitanju prosečne zarade u dva sektora, te da jaz između ova dva sektora, delimično može biti i posledica razlika u karakteristikama radnika, kao što su obrazovni nivo, godine radnog iskustva, različitih zanimanja ili regionalne raspodele poslova i drugih faktora.

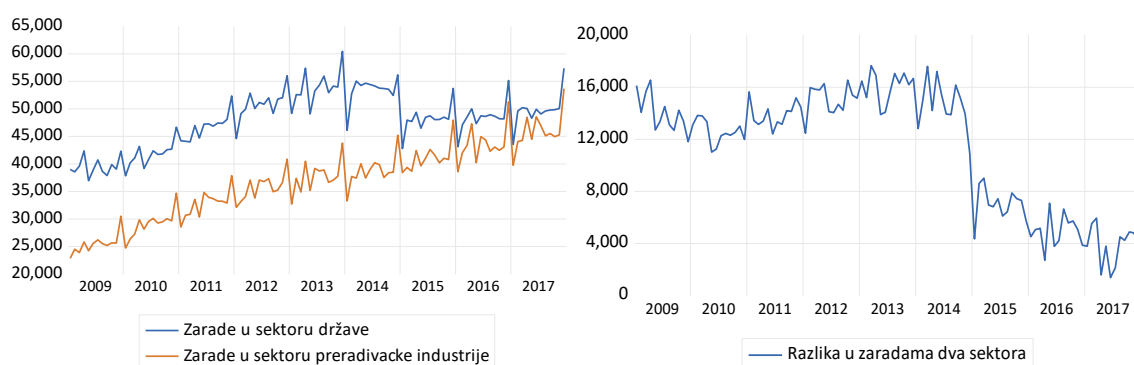
Tabela 6-1: Deskriptivna statistika zarada u sektoru države i prerađivačke industrije (jan 2009. - dec 2017.)

	N	Sredina	Std. Dev.	Medijana	Min	Max	JB	P (JB)
Zarade - sektor državne administracije	108	48,050	5,215	48,576	36,964	60,447	2.726	0.256
Zarade - sektor prerađivačke industrije	108	36,697	6,838	37,453	22,872	53,688	1.791	0.408
Indeks industrijske proizvodnje (2015 = 100)	108	98.9	8.9	99.1	79.2	118.3	1.922	0.383
Indeks potrošačkih cena (2006 = 100)	108	166.4	21.1	176.6	125.4	191.5	12.439	0.002

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD.

Slika 6-1 levo prikazuje kretanje plata u sektoru države i plata u sektoru prerađivačke industrije u periodu od januara 2009. godine do decembra 2017. godine. Na grafikonu se jasno uočava da su zarade u sektoru države više nego u sektoru prerađivačke industrije u celom posmatranom periodu. Uočljiv je i trend smanjivanja jaza između dva sektora, koji je otpočeo drastičnim padom razlike usled smanjivanja zarada u javnom sektoru za 10% početkom 2015. godine, u sklopu mera fiskalne konsolidacije.

Nakon smanjivanja zarada u javnom sektoru, razlika u zaradama smanjila se sa oko 14.700 dinara (odnosno 27,5% zarada u sektoru državne administracije), koliko je iznosila prosečno 2014. godine, na oko 7.000 dinara (14,5%) koliko je iznosila prosečno 2015. godine. Dalji trendovi ukazuju na to da ta razlika postaje još niža (Slika 6-1 desno): oko 5.000 dinara (10,2%) u 2016. godini i oko 3.800 dinara (7,7%) u 2017. godini, usled zabrane povećavanja zarada u javnom sektoru koja je bila na snazi do kraja 2017. godine.

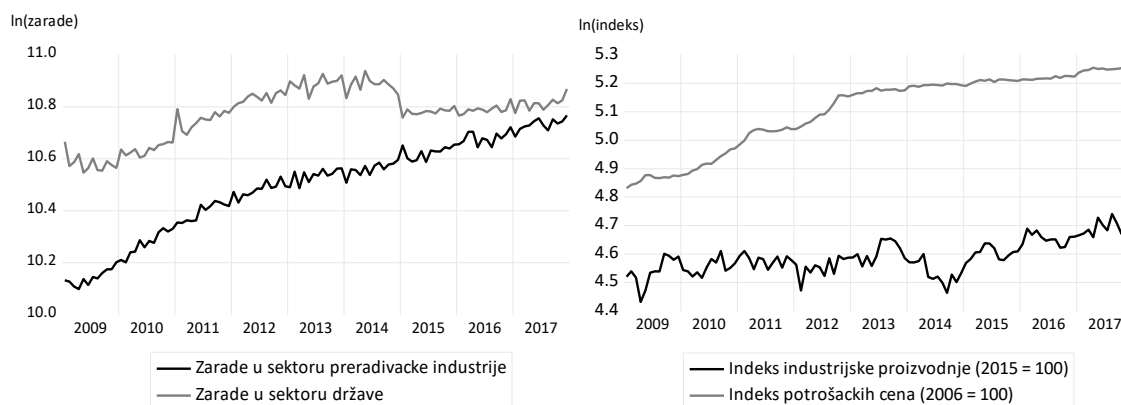


Slika 6-1: Kretanje zarada u sektoru države i prerađivačke industrije (levo) i njihova razlika (desno)

Kao što je već navedeno, prilikom ispitivanja međuzavisnosti zarada u dva sektora biće korišćene još dve varijable, a to su indeks industrijske proizvodnje, kojim se obuhvataju efekti trendova ekonomskih aktivnosti na zarade u privatnom sektoru i indeks potrošačkih cena kojim se obuhvataju inflatorni efekti na zarade.

Serije zarada, kao i indeksa industrijske proizvodnje, poseduju sezonsku komponentu, pa pre nego što se pristupi daljoj analizi neophodno je izvršiti njihovo desezoniranje. Desezoniranje vršimo uz pomoć metoda pokretnih proseka primenom programskog paketa Eviews. U skladu sa preporukama u literaturi (npr. Evropska Komisija, 2014) da bismo ispitali međuzavisnost posmatranih serija najpre logaritmujemo zarade u oba sektora, kao i indeks industrijske proizvodnje i indeks potrošačkih cena.

Plate u sektoru države, pored pomenutog smanjenja zarada, koji je doveo do trajnog loma u nivou serije (tj. jednokratnog loma u prvoj diferenci), karakteriše još nekoliko jednokratnih lomova u seriji (januar 2011, maj 2013, januar 2014).



Slika 6-2: Vremenske serije koje će biti korišćene u analizi (desezonirane, logaritmovane)

Ispitivanje stacionarnosti vremenskih serija zarada

Testiranje prisustva jediničnog korena proširenim Diki-Fulerovim testom (tabela C-1 i C-3 u prilogu 3) ukazuje na prisustvo jediničnog korena u obe serije zarada (sektor državne administracije: $ADF(t, 2) = -0.602 > ADF^{0,05}(t, 2, 105) = -3.453$; sektor prerađivačke industrije: $ADF(t, 2) = -1.698 > ADF^{0,05}(t, 2, 105) = -3.453$). Kod testiranja jediničnog korena za zarade u sektoru države uključene su i četiri veštačke promenljive, kojima se kontroliše efekat četiri jednokratna loma u prvoj diferenci (januar 2011, maj 2013, januar 2014, januar 2015), a koje ne menjaju raspodelu i kritične vrednosti ADF testa (Mladenović i Nojković, 2015, str. 225). Kako je model koji ispituujemo ADF (3) model, u testiranje su uključene i četiri docnje pomenutih veštačkih promenljivih.

Dalje testiranje proširenim Diki-Fulerovim testom ukazuje na to da su prve diference obe serije stacionarne (sektor državne administracije: $ADF(t, 1) = -14.765 < ADF^{0,05}(t, 1, 105) = -3.453$; sektor prerađivačke industrije: $ADF(t, 1) = -13.754 > ADF^{0,05}(t, 1, 105) = -2.889$). Slično testiranju u nivou serije, kod zarada u sektoru države, uključene su i četiri veštačke promenljive kojima se kontroliše efekat jednokratnih lomova, kao i tri docnje ovih promenljivih, usled činjenice da se radi o ADF (2) modelu (tabela C-2 i C-4 u prilogu 3).

6.2. Kointegracija između zarada u privatnom i javnom sektoru

6.2.1. Ocenjivanje kointegracije u uslovima strukturnog loma

Činjenica da postoji strukturni lom u seriji zarada u sektoru države, koji je izazvan smanjenjem zarada u sektoru države, zahteva primenu Gregori-Hansen-ovog testa kointegracije (Gregory & Hansen, 1996). Rezultati testiranja sve tri statistike: ADF, Z_τ i Z_α prikazani su za tri opisane varijante testa: promenu konstante, promenu konstante i trenda i promenu nagiba u kointegracionoj relaciji (Tabela 6.2). Prilikom primene testa Bajesov informacijski kriterijum sugerise da ne treba koristiti docnje reziduala prilikom ocene statistika ni u jednoj od tri specifikacije strukturnog loma.

Tabela 6-2: Gregori-Hansenov test stacionarnosti reziduala iz regresije povezanosti plata u sektoru prerađivačke industrije i plata u sektoru države

Tip strukturnog loma	Statistika	Vrednost statistika	τ - vremenski trenutak najniže vrednosti statistike	Kritična vrednost za odbacivanje H_0		
				1%	5%	10%
Konstanta	DFR	-7.52	2015m1	-5.13	-4.61	-4.34
	Z_τ	-7.53	2014m11	-5.13	-4.61	-4.34
	Z_α	-71.02	2014m11	-50.07	-40.48	-36.19
Konstanta i trend	DFR	-7.53	2015m1	-5.45	-4.99	-4.72
	Z_τ	-7.53	2014m11	-5.45	-4.99	-4.72
	Z_α	-70.94	2014m11	-57.28	-47.96	-43.22
Promena nagiba	DFR	-7.84	2015m1	-5.47	-4.95	-4.68
	Z_τ	-8.72	2014m11	-5.47	-4.95	-4.68
	Z_α	-83.91	2014m11	-57.17	-47.04	-41.85

Izvor: Sopstvena kalkulacija na osnovu podataka ankete RAD. Napomena: Procedura za određivanje kritičnih vrednosti data je u originalnom radu Gregorija i Hansena (Gregory & Hansen, 1996)

Svi primenjeni testovi nedvosmisleno ukazuju na stacionarnost reziduala (svi testovi su značajni na nivou 0,01), tj. ukazuju na to da su zarade u sektoru državne administracije i sektoru prerađivačke industrije kointegrirane. U najvećem broju situacija vremenski trenutak najnižeg koeficijenta je januar 2015. godine, koji označava trenutak smanjenja zarada.

6.2.2. Drugi metodi ispitivanja kointegracije

Dinamički metod najmanjih kvadrata

Kao proveru robusnosti dobijenog rezultata kointegracione veze primenjujemo i ostale opisane metode za ocenu kointegrisanosti veze zarada u sektoru prerađivačke industrije i sektoru državne administracije. Pored Gregori-Hansen-ovog testa korišćen je i dinamički ONK metod (Stock and Watson, 1993). Tabela 6-3 pokazuje ocenu kointegracione jednačine metodom dinamičkog ONK modela.

U model zarada u sektoru prerađivačke industrije je, pored zarada u sektoru države uključena i veštačka promenljiva TLOM1517, koja uzima nenulte vrednosti počevši od januara 2015. godine, a ocenjene vrednosti koeficijenata slične su vrednostima dobijenim u ONK modelu.

Tabela 6-3: Ocena kointegracione jednačine između zarada u sektoru prerađivačke industrije i sektora države u dinamičkom ONK modelu

Zarade u sektoru prerađivačke industrije (ln)	Koeficijent
Konstanta	-2.602
Zarade u sektoru države (ln)	1.208
Trajni lom (2015:01 – 2017:12)	0.241

Uzorak: 2009M03 2017M11.

Tabela 6-4 prikazuje rezultate testiranja Diki-Fulerovog testa reziduala iz dinamičkog ONK modela. Reziduali iz ove jednačine su normalno raspoređeni ($JB = 2,67$; $p > 0,2$) i nisu autokorelisani ($Q_6 = 9,89$; $p > 0,1$; $Q_{12} = 11,39$, $p > 0,5$). Testiranje nulte hipoteze o tome da su reziduali nestacionarni, ukazuje na to da treba odbaciti nultu hipotezu i prihvatiti alternativnu da su reziduali stacionarni, a zarade u dva sektora kointegrirane. Kritična vrednost za odbacivanje nulte hipoteze, za dve promenljive u modelu, kao i ranije dobija se prema formuli $-3.3377 - 5.967/T - 8.98/T^2$ i za uzorak obima 108 iznosi -3.394^{52} , a dobijena vrednost DFR testa je niža od nje i iznosi $-4,339$.

⁵² Ukoliko uzmemo u obzir da se u analizi ocenjuje i slobodan član, možemo da kažemo da se u modelu nalaze tri parametra. U tom slučaju kritična vrednost DF testa reziduala određuje se prema formuli $3.7429 - 8.352/T - 13.41/T^2$ i za uzorak obima 108 iznosi -3.821 . I u tom slučaju dobijena vrednost DFR testa je niža od kritične vrednosti, pa sa većom sigurnošću možemo da zaključimo da su serije zarada kointegrirane.

Tabela 6-4: Diki-Fulerov test stacionarnosti reziduala iz regresije povezanosti plata u sektoru prerađivačke industrije i sektoru države (dinamički ONK metod)

Δ Reziduali iz kointegracione jednačine	Koeficijent	St.greška	T statistika
Konstanta	0.001	(0.003)	0.434
Reziduali iz kointegracione jednačine (-1)	-0.362	(0.083)	-4.339
Δ Reziduali iz kointegracione jednačine (-1)	-0.270	(0.091)	-2.972

Uzorak: 2009M05 2017M11.

Konačno postojanje kointegracije, Hansenovim testom nestabilnosti. Vrednost Hansenove CI statistike (broj stohastičkih trendova) iznosi 0,01 i nije značajna ($p > 0,02$), tako da i Hansenov test ukazuje na to da su vremenske serije zarada u sektoru države i prerađivačke industrije kointegrirane.

6.3. VAR model i model sa korekcijom ravnotežne greške

6.3.1. VAR model

U prethodnom delu rada, nakon detaljnog ispitivanja kointegracione veze ustanovljeno je da su plate u sektoru države i sektoru prerađivačke industrije kointegrirane. Na taj način pokazano je da su ispunjeni uslovi za ispitivanje povezanosti nivoa ove dve serije u okviru VAR modela, jer dve vremenske serije sa jediničnim korenom mogu biti analizirane u okviru VAR modela ukoliko su kointegrirane (Mladenović i Nojković, 2015).

U tabeli C-5 u prilogu 3 dati su rezultati ocenjivanja VAR modela u koji su najpre uključene samo varijable zarada u sektoru države i sektoru prerađivačke industrije (kolona VAR2). U okviru VAR modela, uključene su tri docnje varijabli zarada⁵³, veštačke promenljive za jednokratne strukturne lomove u januaru 2011., i januaru 2015. godine, kao i trend komponenta. Robusnost modela ispitivana je dodavanjem inflacije (kolona VAR2-Inflacija), rasta indeksa industrijske proizvodnje (kolone VAR2-IIP) kao egzogeni promenljivih; kao i zajedničkim uključivanjem ove dve varijable (VAR 2 -

⁵³ Svi informacioni kriterijumi ukazuju na to da treba uključiti tri docnje, dok analiza reziduala ukazuje na odsustvo autokorelacije u rezidualima modela, kao i na normalnost njihove raspodele.

Inflacija, IIP)⁵⁴. Švarcov kriterijum sugeriše da od testiranih modela najbolju specifikaciju ima model bez uključivanja dodatnih egzogenih promenljivih (VAR2), dok Akaikeov kriterijum sugeriše bolju specifikaciju modela u kojem je uključena i inflacija i rast indeksa industrijske proizvodnje (VAR2 – Inflacija, IIP). Vrednosti informacionih kriterijuma takođe daju različite ocene kvaliteta pojedinačnih modela zarada u sektoru države i prerađivačke industrije, ukazujući na moguću relevantnost ovih varijabli u modeliranju.

Glavni zaključci VAR modela ne menjaju je se u zavisnosti od specifikacije. Analiza ukazuje na to da zarade u sektoru prerađivačke industrije utiču na zarade u sektoru države, jer druga docnja zarada prerađivačke industrije ima statistički značajan efekat na nivo serije zarada u sektoru države (VAR2: $t=2,32$, $p<0,01$). dok sa druge strane nema dokaza o uticaju zarada u sektoru države na zarade u sektoru prerađivačke industrije. Ovaj rezultat je potvrđen i u Grejndžerovom testu uzročnosti u kojem plate u sektoru prerađivačke industrije značajno utiču na zarade u sektoru države, dok obrnuto ne važi (VAR 2, Država => Industrija: $\chi^2(3)=0,753$; $p>0,1$; Industrija => Država $\chi^2(3) = 9,999$; $p<0,01$). Kao i ranije, ovaj rezultat prisutan je u svim testiranim modelima (Tabela 6-5).

Tabela 6-5: Grejndžerov test uzročnosti

Model	Pravac uzročnosti	Hi kvadrat	Stepeni slobode	Znač.
VAR 2	Država → Industrija	0.753	3	0.861
	Industrija → Država	9.999	3	0.019
VAR2 - Inflacija	Država → Industrija	0.091	3	0.993
	Industrija → Država	12.591	3	0.006
VAR2 - IIP	Država → Industrija	0.261	3	0.967
	Industrija → Država	12.401	3	0.006
VAR2 - Inflacija, IIP	Država → Industrija	0.208	3	0.976
	Industrija → Država	14.149	3	0.003

Na taj način pokazano je da promene zarada u javnom sektoru na dugi rok ne utiču na promene zarada u privatnom sektoru, dok zarade u privatnom sektoru utiču na kretanje zarada u javnom sektoru. Drugim rečima, dugoročna povezanost između zarada u dva

⁵⁴ Informacioni kriterijumi i nakon uključivanja dodatnih objašnjavajućih promenljivih, sugerišu uključivanje tri docnje, a testiranje normalnosti i autokorelacije u rezidualima ukazuje na to da su pretpostavke modela ispunjene.

sektora duguje se činjenici da se zarade u sektoru države dugoročno prilagođavaju kretanju zarada u privatnom sektoru.

6.3.2. Model sa korekcijom ravnotežne greške

Ukoliko su dve vremenske serije kointegrirane onda postoji njihova reprezentacija u okviru modela sa korekcijom ravnotežne greške (Mladenović i Nojković, 2015). Kao što je istaknuto u prethodnom delu disertacije, ispitivanje uzročnosti, u smislu Grejndžera, ukazalo je na to da zarade u sektoru prerađivačke industrije određuju zarade u sektoru državne administracije. Kako su zarade u sektoru prerađivačke industrije „lider“, a zarade u sektoru države se prilagođavaju njihovom kretanju, ponovo ocenjujemo kointegracionu jednačinu tako da ocenjujemo zavisnost zarada u sektoru države od zarada u sektoru prerađivačke industrije (za razliku od Tabele 6-4a, gde smo ocenjivali ovu povezanost u suprotnom pravcu). Tabela 6-6 ukazuje na to da promena zarada u sektoru prerađivačke industrije od 1% uzrokuje promenu zarada u sektoru države od 0,747%.

Tabela 6-6: Ocena kointegracione jednačine između zarada u sektoru prerađivačke industrije i sektora države u dinamičkom ONK modelu

Zarade u sektoru države (ln)	Koeficijent
Konstanta	-2.991
Zarade u sektoru prerađivačke industrije (ln)	0.747
Trajni lom (2015:01 – 2017:12)	-0.177

Uzorak: 2009M01 2017M12.

Sa druge strane, uočavamo da je trajni lom u kretanju zarada sektora državne administracije u periodu od 2015 do 2017. godine prouzrokovao ukupno smanjenje razlika u zaradama između sektora od 17,7 procentnih poena, što aproksimativno odgovara onome što smo opazili u deskriptivnoj statistici: razlika u zaradama smanjena je sa 27,4% u 2014. godini, na 7,7% u 2017. godini.

Reziduali iz modela prikazanog u tabeli 6-6, koji predstavljaju tzv. ravnotežnu grešku, zatim su uključeni u model u kojem se predviđa kratkoročna dinamika zarada u sektoru države (Tabela 6-6a). Rezultati, ukazuju na to da se u svakom mesecu oko 29%

dinamike zarada u sektoru države prilagođava dugoročnoj ravnotežnoj sa zaradama u sektoru prerađivačke industrije. Reziduali iz jednačine prikazane u tabeli 6-6a su normalno raspoređeni (JB = 1,52; $p > 0,4$) i nisu autokorelisani (Q6 = 5,66; $p > 0,4$; Q12 = 8,83, $p > 0,7$).

Tabela 6-6a: Model sa korekcijom ravnotežne greške, zarade u sektoru države

Δ zarade u sektoru države (ln)	Koeficijent	Standardna greška
Konstanta	0.005**	(0.003)
Reziduali iz kointegracione jednačine (-1)	-0.290***	(0.082)
Δ zarade u sektoru prerađivačke industrije (ln) (-1)	-0.306***	(0.082)
Δ zarade u sektoru države (ln) (-1)	-0.488***	(0.081)
Δ zarade u sektoru države (ln) (-2)	-0.365***	(0.066)
Jednokratni lom (2011:01)	0.105***	(0.021)
Jednokratni lom (2015:01)	-0.128***	(0.021)
Δ indeks potrošačkih cena (ln) (-1)	-0.629**	(0.301)
Δ indeks potrošačkih cena (ln) (-2)	0.777**	(0.301)

Uzorak: 2009M04 2017M12. Napomena: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

Dodatno, ocenjujemo i model sa korekcijom ravnotežne greške u kojem je zavisna varijabla rast zarada u sektoru prerađivačke industrije (Tabela 6-6b). Ravnotežna greška ne utiče na kratkoročnu dinamiku zarada u sektoru prerađivačke industrije, još jednom ukazujući na to da zarade u sektoru prerađivačke industrije nisu pod uticajem zarada u sektoru države. Sa druge strane kratkoročna dinamika zarada u ovom sektoru je određena sopstvenom dinamikom iz perioda t-1 i t-2, jednokratnim lomom koji se dogodio u januaru 2015. godine, kao i rastom indeksa industrijske proizvodnje na docnji 3, koji ukazuje na to da se zarade radnicima u prerađivačkoj industriji prilagođavaju proizvodnji u ovoj industriji nakon tri meseca. Reziduali iz jednačine prikazane u tabeli 6-6b su normalno raspoređeni (JB = 1,52; $p > 0,4$) i nisu autokorelisani (Q6 = 1,69; $p > 0,9$; Q12 = 5,25, $p > 0,9$).

Tabela 6-6b: Model sa korekcijom ravnotežne greške, zarade u sektoru državne administracije

Δ zarade u sektoru prerađivačke industrije	Koeficijent	Standardna greška
Konstanta	0.014***	(0.002)
Reziduali iz kointegracione jednačine (-1)	-0.082	(0.070)
Δ zarade u sektoru prerađivačke industrije (ln) (-1)	-0.858***	(0.091)
Δ zarade u sektoru prerađivačke industrije (ln) (-2)	-0.429***	(0.089)
Jednokratni lom (2015:01)	0.059***	(0.021)
Δ indeks industrijske proizvodnje (ln) (-3)	-0.120**	(0.059)

Uzorak: 2009M05 2017M12. Napomena: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$

7. REZIME REZULTATA I DISKUSIJA

Razlike u zaradama između javnog i privatnog sektora i premija zarada javnog sektora

Pre nego što se okrenemo diskusiji glavnih hipoteza disertacije osvrnućemo se na strukturu razlike u zaradama između sektora i premije zarada javnog sektora u 2014. godini. Razlika u prosečnim časovnim zaradama između radnika javnog i privatnog sektora (nekorigovana razlika u zaradama) iznosila je 2014. godine 32,1% u korist radnika javnog sektora, a rezultat je istovremeno viših prosečnih mesečnih zarada i kraćih prosečnih nedeljnih časova rada u javnom sektoru. Rezultati Blajnder-Ohaka dekompozicije ukazuju na to da ova razlika nastaje usled:

- 1) boljih karakteristika radnika u javnom sektoru usled kojih su oni korisniji za svoje poslodavce i stoga imaju i višu platu (terminima BO dekompozicije - *objašnjenog dela*) kao i
- 2) premije zarada javnog sektora – dela razlike u zaradama koji ne možemo da objasnimo razlikama u karakteristikama (*neobjašnjenog dela*).

Razlike u karakteristikama radnika dva sektora objašnjavaju približno polovinu nekorigovane razlike u zaradama između sektora 2014. godine ($46,4\% = 0,149 / 0,321$). Bolje karakteristike radnika javnog sektora ogledaju se u tome što oni, u proseku, rade u boljim zanimanjima (veće učešće pre svega stručnjaka (grupa ISCO 2) i tehničara (3)), imaju veće učešće radnika sa visokim obrazovanjem i više godina radnog iskustva. Efekti razlika u karakteristikama bivaju umanjeni ukoliko se kontrolišu efekti neuporedivosti radnika javnog i privatnog sektora (Nopo dekompozicija), a deo ovih razlika u karakteristikama može se pripisati i efektima selekcije radnika u javni sektor (Neuman-Oaxaca dekompozicija).

Nakon korekcije za razlike u karakteristikama između radnika dva sektora, deo varijabiliteta koji preostaje pripisuje se premiji zarada javnog sektora. Na osnovu podataka iz ARS, premija je 2014. godine iznosila 17,3%. Drugim rečima, da radnici u dva sektora imaju istovetne karakteristike na tržištu rada, razlika u njihovim prosečnim zaradama iznosila bi 17,3%. Vrednost premije je slična rezultatima skorašnjih istraživanja za Srbiju (Vladislavljević & Jovančević, 2016; Nikolić et al., 2017) i među

najvišim u Evropi⁵⁵. Ocenjivanje premije zarada alternativnim metodama ocenjivanja ukazuje na to da je ocenjena vrednost premije robusna, te da se ova razlika ne može (čak ni delimično) objasniti razlikama u distribuciji reziduala (JMP dekompozicija), činjenicom da određeni radnici javnog i privatnog sektora delimično nisu uporedivi (Nopo dekompozicija), ili efektima selekcije u javni sektor ili zaposlenost (Neuman-Oaxaca dekompozicija).

Sa druge strane, Blajdner-Ohaka dekompozicija (i ostale dekompozicije) ukazuju na to da premija zarada javnog sektora nastaje zbog toga što radnici u javnom sektoru bolje plaćeni ako rade kao službenici (ISCO grupa 4), usluge (5), zanatlije (7) i rukovaoci mašinama (8), ali i ukoliko imaju više nivo obrazovanja i više godina radnog iskustva. Ovi poslovi se u proseku, ceteris paribus, plaćaju bolje u javnom sektoru.

Rezultati kvantilne regresije (poglavlje 4.2) ukazuju na to da razlike u zaradama između sektora i premija zarada javnog sektora variraju u zavisnosti od visine zarade. Uprkos mehanizmu minimalne zarade, koji dovodi do toga da su prosečne mesečne zarade na dnu distribucije zarada (10. percentil) u dva sektora jednake, premija zarada javnog sektora u ovom delu distribucije zarada je najviša i iznosi 21%. Analiza ukazuje na to da je visoka premija na ovom delu distribucije zarada nastaje usled toga što radnici u privatnom sektoru koji zarađuju zaradu oko minimalne zarade, u proseku 1) rade duže (tj. češće rade prekovremeno, vidi deo 3.3.) i 2) suprotno trendovima za prosečnu premiju, imaju nešto bolje karakteristike nego radnici u javnom sektoru.

Sa druge strane, na 50. i 90. percentilu distribucije zarada, nekorigovane razlike u zaradama više su nego na 10. percentilu, ali su karakteristike radnika u javnom sektoru značajno bolje nego kod radnika u privatnom sektoru. Na taj način, kada korigujemo ove razlike, medijalna premija zarada javnog sektora statistički značajno je niža od premije na najnižim nivoima distribucije zarada (ocenjena vrednost medijalne premije iznosi 16,9%), a da se najniža premija ostvaruje na najvišim zaradama (12.4%).

⁵⁵ U poređenju sa 25 zemalja iz istraživanja Kamposa i saradnika (Campos et al., 2018) koji su istraživali premiju zarada na osnovu podataka Istraživanja o prihodima i uslovima života (prosek 2010-2012), ocenjena premija u Srbiji niža je samo u odnosu na 5 zemalja: Kipar, Španiju, Luksemburg, Irsku i Portugal.

Ovi rezultati su u skladu sa rezultatima Depala i saradnika (Depalo et al., 2015) koji navode da se razlike u zaradama između javnog i privatnog sektora na nižim nivoima zarada mogu pripisati razlikama u „nagradama“ (eng. returns) za određene karakteristike (tj. u terminima Blajnder-Ohaka dekompozicije – *neobjašnjenom delu*), dok se razlike između sektora na višim nivoima zarada mogu pripisati različitim karakteristikama radnika (tj. u terminima Blajnder-Ohaka dekompozicije – *objašnjenom delu*). Ocenjene vrednosti premija odgovaraju teorijski očekivanom obrascu: viša premija na nižim nivoima zarade, niža premija na višim nivoima zarade (vidi deo 1.3.), koji je dobijen u velikom broju ranijih istraživanja (npr. Depalo et al., 2015, Bargain & Melly, 2008).

Razlike u premiji zarada između sektora države i sektora javnih preduzeća

Jedan od ciljeva ove disertacije bio je i da se ispita razlika u zaradama između sektora države i sektora javnih preduzeća, koja nije bila ispitivana u prethodnim istraživanjima, a koja je posebno interesantna zbog aktuelne diskusije o efikasnosti javnih preduzeća u Srbiji. Rezultati ukazuju na to da su, 2014. godine zarade u sektoru države, u proseku, bile više nego u sektoru javnih preduzeća, za 7,2%, ali i da radnici u sektoru države u proseku imaju značajno bolje karakteristike, pre svega značajno više nivoe obrazovanja, kao i bolju strukturu zanimanja (posebno više učešće stručnjaka – grupa ISCO 2). Deo ovih razlika u karakteristikama, može da bude objašnjen činjenicom da radnici u dva sektora nisu međusobno uporedivi (Nopo dekompozicija). Ukupno posmatrano, prosečne karakteristike radnika iz javnih preduzeća mnogo su sličnije radnicima koji rade u privatnom sektoru nego onima koji rade u sektoru države.

Ove razlike su u toj meri izražene da ne samo da objašnjavaju razliku u zaradama između podsektora od 7,2%, već ukazuju na to da u hipotetičkoj situaciji u kojoj bi radnici dva sektora imali iste karakteristike, nekorigovana razlika u zaradama bi trebalo da iznosi 10,1%. Na taj način, kada statistički kontrolišemo za razlike u karakteristikama, zarade u javnim preduzećima, ceteris paribus, više su nego u sektoru države za 2,9%, što ukazuje na to da postoji premija za rad u javnim preduzećima u odnosu na sektor države. Posmatrano u odnosu na privatni sektor, premija u sektoru

države 2014. godine iznosila je 15,4%, dok u sektoru javnih preduzeća iznosila 19,4%⁵⁶. Više uslovne zarade u javnim preduzećima posledica su faktora koje ne možemo da opazimo u varijablama koje se nalaze u modelu, a koje se statistički opažaju višim konstantama u jednačini zarada javnih preduzeća. Efekat neopaženih varijabli je dodatno uvećan činjenicom da su razlike u zaradama između osnovnih zanimanja (ISCO grupa 9) i zanimanja kao što su menadžer (ISCO grupa 1), stručnjak (2), tehničar (3), službenik (4) i uslužnih zanimanja (5), izraženije u sektoru države. Na taj način, razlike između nižih i viših zarada u javnim preduzećima u manjoj meri moguće objasniti uobičajenim mehanizmima koji kreiraju razlike u zaradama (obrazovanje, radnog iskustvo, zanimanje, itd), a u većoj meri faktorima koje ne možemo da statistički da kontrolišemo na osnovu podataka iz ARS. Ovaj zaključak potvrđuje i činjenica da je koeficijent determinacije zarada u sektoru države skoro dvostruko veći nego u javnim preduzećima.

Posebno interesantan nalaz je da premija zarada u podsektorima javnog sektora (u odnosu na privatni sektor) ima različit obrazac u zavisnosti od visine zarade. U sektoru države, opaža se teorijski očekivani obrazac koji opažamo za ceo javni sektor: visoka premija na dnu i niska premija na vrhu distribucije zarada (24,1%; 15,2% i 7,9% na 10., 50. i 90. percentilu distribucije zarada, respektivno), dok se u sektoru javnih preduzeća premija zarada ne razlikuje u zavisnosti od položaja u distribuciji zarada (17,0%; 18,9% i 20,5% na 10., 50. i 90. percentilu distribucije zarada, respektivno). Na taj način, opisani obrazac premije zarada javnog sektora i njegova teorijska objašnjenja (deo 1.3) važe samo za sektor države, ali ne i za sektor javnih preduzeća.

Poredeći podsektore, premija za rad u sektoru države viša je nego u javnim preduzećima na 10. percentilu distribucije zarada. Detaljnija analiza ukazuje na to da je nekorigovana razlika u zaradama za podsektore ujednačena (mesečne plate oko minimalne zarade i slični prosečni časovi rada), ali da je premija za rad u sektoru države viša, jer radnici u sektoru države u odnosu na radnike iz privatnog sektora imaju nešto lošije karakteristike (više učešće osnovnog obrazovanja i osnovnih zanimanja), dok radnici u javnim

⁵⁶ Razlika u premijama od 4 p.p. se zasniva na razlici koeficijenata u jednačini zarada u kojoj je uključen i privatni sektor, pa ne odgovara u potpunosti iznosu premije javnih preduzeća u odnosu na sektor države od 2,9%, koji je računat na osnovu Blajdner-Ohaka dekompozicije, a na osnovu uzorka u kojem su uključeni samo radnici javnog sektora. Ipak oba metoda procene ceteris paribus razlike u zaradama između podsektora javnog sektora daju iste rezultate.

preduzećima imaju slične kvalifikacije kao i radnici iz privatnog sektora. Sa druge strane, premija za rad u javnim preduzećima viša je nego u sektoru države počevši od medijane pa do najviših zarada. Slično razlikama u prosečnim premijama, prosečne zarade javnih preduzeća na ovim nivoima zarada niže su nego u sektoru države, ali je u sektoru države obrazovna struktura radnika, kao i struktura zanimanja značajno bolja nego u privatnom sektoru (učesće visokog obrazovanja u sektoru države je više za oko 40 p.p. nego u sektoru države i na medijani i na 90. percentilu), što značajno obara premiju zarada, dok su kvalifikacije u sektoru javnih preduzeća iste ili lošije nego u privatnom sektoru.

Svi rezultati konvergiraju ka jedinstvenom zaključku a to je da varijable ljudskog kapitala dobro aproksimiraju distribuciju zarada u sektoru države, dok je u sektoru javnih preduzeća značajno veće učesće neobjašnjeg varijabiliteta u formiranju zarada.

Hipoteza 1: Efekti fiskalne konsolidacije u Srbiji izazvali su smanjenje premije javnog sektora u Srbiji 2015. i 2016. godine, u odnosu na 2014. godinu.

Sada se okrećemo diskusiji osnovnih hipoteza disertacije, koje su postavljene u poglavlju 1.5. U okviru prve hipoteze pretpostavili smo da će fiskalna konsolidacija izazvati smanjenje premije zarada javnog sektora u Srbiji, a rezultati, što je i očekivano u velikoj meri potvrđuju tu hipotezu.

Nakon fiskalne konsolidacije, nekorigovana razlika u časovnim zaradama između dva sektora pala je za statistički značajnih 4.1 p.p., na 28% u 2015. godini (odnosno 28,4% u 2016. godini). Analiza u okviru Blajnder-Ohaka dekompozicije ukazuje na to da efekti fiskalne konsolidacije nisu izazvali pogoršanje strukture zaposlenosti u javnom (ili poboljšanje strukture u privatnom sektoru) koje bi moglo da objasne smanjenu razliku u zaradama. Štaviše, radnici u javnom sektoru su postali u proseku „kvalitetniji“, s obzirom na veće učesće radnika sa ugovorima na određeno u privatnom sektoru u 2015. nego u 2014. godini. Tako da, iako sada imaju još bolju strukturu karakteristika nego radnici u privatnom sektoru, razlika u zaradama je manja nego u 2014. godini. Usled pada nekorigovanih razlika u zaradama učesće objašnjenog dela varijabiliteta u ukupnim razlikama u zaradama između sektora je poraslo na oko 60%. Kao i 2014.

godine, najveći udeo u objašnjenom varijabilitetu imaju razlike u strukturi zanimanja, obrazovanja i radnog iskustva.

Na taj način, celokupan efekat fiskalne konsolidacije se prelio na smanjenje premije zarada javnog sektora. Pad premije, najviše usled većeg učešća zaposlenih sa ugovorima na određeno u privatnom sektoru, bio je viši nego pad nekorigovane zarade i iznosio je 6 p.p.; a ocenjena premija javnog sektora iznosi 11,3% 2015., odnosno 11,1% 2016. godine. Rezultati alternativnih metoda dekompozicije ukazuju na slične zaključke, sa malim odstupanjima u vrednostima promene premije. Detaljna Blajnder-Ohaka dekompozicija ukazuje na to da je najznačajnija promena u strukturi premije zarada javnog sektora gubljenje (ranije statistički značajne) razlike između sektora u pogledu plaćanja viših nivoa radnog iskustva, ali i slabljenju efekta zanimanja i obrazovanja u 2015 i posebno 2016. godini.

Dodatno, rezultati panel analize u okviru dela 5 ukazuju na to da se fiskalna konsolidacija odigrala po planu, te da, u proseku, predložene promene smanjenja zarada u javnom sektoru odgovaraju stvarnim promenama zarada radnika između dve godine. Na taj način je potvrđeno da je za smanjenje premije zarada javnog sektora odgovorna upravo fiskalna konsolidacija.

U skladu sa ciljevima istraživanja posmatramo efekte fiskalne konsolidacije i odvojeno na zarade u sektoru države i sektoru javnih preduzeća. Nakon fiskalne konsolidacije, nekorigovana razlika u zaradama između podsektora javnog sektora smanjila se u 2015. i 2016. godini sa 7,2% na 4,7% i 1,8% respektivno. Usled relativno nepromenjene strukture radnika u celokupnom javnom sektoru, objašnjeni deo varijabiliteta razlike u zaradama između podsektora nije se značajno izmenio u odnosu na 2014. godinu, tako da se celokupno smanjenje nekorigovane razlike duguje povećanju premije za rad u javnim preduzećima. Posmatrajući razliku između podsektora, premija za rad u javnim preduzećima; u odnosu na sektor države, porasla sa 2,9% u 2014. na 6,7% u 2015. godini, odnosno na dodatnih 9,8% u 2016. godini. Na taj način, efekti fiskalne konsolidacije nisu izazvali promene u strukturi radnika podsektora, već je celokupan pad nekorigovane razlike između podsektora i rast premije zarada javnih preduzeća, duguje različitoj primeni mera fiskalne konsolidacije u sektoru države i javnom sektoru.

U odnosu na privatni sektor, premija zarada u sektoru države opala je 2015. godine za statistički značajnih 7,8 p.p.; sa 15,4% na 7,8%; a njen pad je nastavljen i u 2016. godini, gde u proseku ona iznosi 6.7%. Sa druge strane, premija zarada javnih preduzeća u odnosu na privatni sektor, najpre je opala za neznajnih 3,6 p.p.; sa 19,4% na 15,8%; da bi se u 2016. godini blago uvećala, na 16,8%. Drugim rečima, smanjivanje zarada usled fiskalne konsolidacije, dovelo je do značajnog smanjivanja premije zarada u sektoru države, dok su isti efekti izostali u sektoru javnih preduzeća. Rezultati panel analize u okviru dela 5 ukazuju da je upravo različit stepen saglasnosti realnih promena u zaradama sa promenama predloženim u fiskalnoj konsolidaciji odgovoran za povećavanje premije zarada javnih preduzeća u odnosu na rad u sektoru države. Dok je u sektoru države saglasnost promena bila potpuna, u sektoru javnih preduzeća saglasnost je bila samo delimična.

Struktura premije zarada javnih preduzeća u odnosu na sektor države se unekoliko promenila u 2015., jer su više uslovne zarade za više nivo obrazovanja u sektoru javnih preduzeća umanjile efekte razlika konstantama, koje su ipak i dalje prisutne. Ipak u 2016. godini, situacija je sličnija 2014. godini i premija zarada javnih preduzeća se u potpunosti duguje razlikama u neopaženim faktorima.

Hipoteza 2: Smanjivanje premije javnog sektora u Srbiji 2015. i 2016. godine bilo je različito na različitim nivoima distribucije zarada

Različito smanjivanje premije zarada javnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada očekivano je usled toga što smanjivanje zarada nije obuhvatilo zarade niže od 25,000 dinara i što su prethodna istraživanja (a i podaci za 2014. godinu iz ove disertacije) ukazivali na to da se premija razlikuje u zavisnosti od visine zarada. Rezultati su u velikoj meri potvrdili i ovu hipotezu.

U skladu sa dizajnom mere smanjenja zarada, koja predviđa izuzimanje zarada manjih od 25.000 dinara, promena premije zarada u donjem delu distribucije (do 20. percentila distribucije zarada u javnom sektoru koji i iznosi 25,000 RSD) nije bila statistički značajna. Sa druge strane, od 30. percentila pa do kraja distribucije zarada, smanjenje premije zarada javnog sektora je statistički značajno i iznosilo je između 3 i 4 procentna

poena na sredini distribucije zarada, 5,5 procentnih poena na 70. percentilu; i najviše oko 7 procentnih poena na 80. i 90. percentilu. U tom smislu, nakon fiskalne konsolidacije obrazac visoka premija na niskim i niska premija na visokim zaradama postao je još izraženiji, jer su se razlike između premije na niskim (10. percentil), srednjim (medijana) i visokim (90. percentil) zaradama dodatno uvećale, pa one u 2015. godini iznose 19,9%; 13,1% i 5,3% respektivno (u odnosu na 21%, 16,9% i 12,4% 2014. godine). U 2016. godini nije došlo do statistički značajnih promena u distribuciji premije, iako je premija na najvišim zaradama nešto uvećana, dok je na ostalom delu distribucije smanjena. Ocenjene vrednosti premije zarada na 10. percentilu, medijani i 90. percentilu distribucije zarada su 17,5%, 11,4% i 7,2% respektivno, a razlike su i dalje statistički značajne.

I u okviru ove hipoteze ispitivali smo da li su efekti fiskalne konsolidacije bili različiti za zarade u sektoru države i sektoru javnih preduzeća. U sektoru države smanjenje premije zarada javnog sektora bilo značajno na celokupnoj distribuciji zarada, osim na 10. percentilu. Kako je pad premije bio je najizraženiji na najvišim zaradama, opaženi obrazac više premije na nižim zaradama i niže premije na višim zarada u sektoru države postaje još izraženiji u 2015. godini. Ocenjene vrednosti premije su 21,0%, 10,4% i -1% na 10. percentilu, medijani i 90. percentilu respektivno (u odnosu na 24,1%; 15,2% i 7,9% 2014. godine). Na taj način najviše uslovne zarade u privatnom sektoru, nakon fiskalne konsolidacije izjednačile su se sa najvišim uslovnim zaradama u sektoru države. Sa druge strane, kod javnih preduzeća, pad zarada bio je značajan samo u najvišem delu distribucije zarada - na 70. percentilu pad je bio 4,4%, a na 80. i 90. percentilu oko 6%. Uprkos tome, ni u 2015. godini, premije zarada na dnu (17,6%) sredini (17,9%) i na vrhu distribucije (13,8%) ne razlikuju se statistički značajno (17,0%; 18,9% i 20,5% respektivno u 2014. godini).

Različiti trendovi smanjivanja zarada u sektoru države i sektoru javnih preduzeća doveli su do gubljenja prednosti sektora države u pogledu viših ceteris paribus zarada na 10. percentilu distribucije zarada. Sa druge strane, prednost javnih preduzeća koja je 2014. godine bila izražena od 50. percentila pa naviše, povećana je, a statistički značajne razlike u zaradama dva podsektora u 2015. godini opažamo i na 30. i 40. percentilu. U 2016. godini, premija zarada za javna preduzeća stagnira na celoj distribuciji zarada,

dok u sektoru države nastavlja da se smanjuje na donjem i srednjem delu distribucije zarada, usled zamrzavanja zarada u javnom sektoru i rasta zarada u privatnom. Razlike u premijama u između dva podsektora u 2016. godini postaju još izraženije, sa značajnim varijacijama - od 4,8% na 20. percentilu, 10,3% na medijani, do čak 18,4% na 90. percentilu.

Hipoteza 3: Efekti fiskalne konsolidacije u Srbiji, izazvaće i strukturne efekte na tržištu rada, u periodu između 2014. i 2016. godine

S obzirom na smanjenje zarada u javnom sektoru, u okviru hipoteze tri pretpostavili smo da će ovaj sektor biti manje atraktivan radnicima i da će usled toga se povećati verovatnoća njihove tranzicije u privatni sektor ili neaktivnost. Panel analiza u okviru poglavlja 5 ukazala je na to ova hipoteza nije potvrđena, te da smanjenje zarade ne povećava verovatnoću tranzicije. Ovaj nalaz i nije iznenađujuć, uzimajući u obzir činjenicu da, uprkos tome što je fiskalna konsolidacija smanjila premiju zarada javnog sektora, ona i dalje ostaje relativno visoka i iznosi u proseku nešto više od 11%. Dodatno, veća sigurnost posla i viši nivoi motivacije za rad u javnom sektoru, uz upitne mogućnosti tranzicije radnika između sektora, usled neodgovarajućih veština, verovatno su umanjile efekte koje bi fiskalna konsolidacija inače mogla imati. Konačno, treba istaći i da su efekti smanjivanja zarada možda dodatno umanjeni niskim tranzicijama iz javnog sektora između 2014. i 2015. godine.

Hipoteza 4: Smanjivanje zarada u javnom sektoru, kao posledica fiskalne konsolidacije uticalo je i na smanjivanje zarada u privatnom sektoru

Istraživanja u drugim zemljama (Afonso and Gomes, 2008; Evropska komisija, 2014; Lamo, Perez and Schuknecht, 2012; Perez and Sanchez, 2011) ukazivala su na to da kratkoročne i dugoročne promene zarada u javnom sektoru, mogu uticati na promene zarada u privatnom sektoru. Ovi efekti tumačeni su *efektima signalizacije* – efektu da poslodavci u privatnom sektoru prilagođavaju zarade u ovom sektoru opštim uslovima na tržištu rada ili prelascima radnika u bolje plaćeni javni sektor. U ovoj situaciji,

očekivani efekat je obrnut i postavljeno je pitanje da li će plate u privatnom sektoru reagovati na smanjenje zarada radnicima u javnom sektoru.

Rezultati u okviru poglavlja 6 ukazuju da hipoteza 4 nije potvrđena. U okviru ovog poglavlja ispitivana je veza između zarade u sektoru državne administracije i sektoru prerađivačke industrije kao reprezentativnih sektora javnog i privatnog sektora. Iako je pokazano da zarade u okviru ova dva sektora imaju dugoročnu ravnotežnu vezu, osnova ove veze je uticaj koji zarade u sektoru prerađivačke industrije imaju na zarade u sektoru državne administracije. Mehanizam ovog prilagođavanja, s obzirom na način određivanja zarada u javnom sektoru (centralno odlučivanje o osnovici od strane Vlade, pod snažnim uticajem sindikata) može se opisati kao efekat signalizacije od privatnog ka javnom sektoru.

Sa druge strane, pokazano je da ne postoje ni kratkoročni, ni dugoročni efekti promene zarada u sektoru državne administracije na zarade u sektoru prerađivačke industrije. Na taj način, pokazano je da fiskalna konsolidacija, tj. smanjenje zarada u javnom sektoru nije izazvalo promene zarada u okviru privatnog sektora.

8. ZAKLJUČCI I IMPLIKACIJE ZA DONOSIOCE ODLUKA

Nakon ekonomske krize iz 2008. godine, veliki broj evropskih zemalja preduzeo je različite mere fiskalne konsolidacije kako bi uspostavio bolju kontrolu fiskalnih tokova i manji pritisak na budžet. U okviru mera štednje, smanjivanje zarada u javnom sektoru smatrano je, od strane nekih autora (npr. de Castro et al., 2013) za efikasniju meru u odnosu na druge mere (npr. u odnosu na smanjivanje javnih investicija) iz perspektive ukupnih ekonomskih performansi zemlje. Dodatni argument za primenu mera smanjenja (ili zamrzavanja zarada) bilo je i povećanje pravičnosti, jer su istraživanja u velikom broju zemalja ukazala da postoji pozitivna premija zarada javnog sektora, tj. da su zarade u javnom sektoru više nego za „iste poslove“ (u meri u kojoj je to moguće odrediti na osnovu podataka) u privatnom sektoru. Na taj način, smanjivanjem zarada u javnom sektoru povećava se i efikasnost i pravičnost politike zarada.

U 2014. godini, fiskalni deficit u Republici Srbiji iznosio je 6,6% bruto domaćeg proizvoda (BDP) i bio je među najvišim u Evropi. Iako Vlada Srbije nije koristila ovaj argument, visoka premija zarada javnog sektora, koja je pre fiskalne konsolidacije iznosila nešto više od 17% (Vladislavljević i Jovančević, 2016) i takođe je bila među najvišim u Evropi, ukazivala je na to da je smanjenje zarada u javnom sektoru jedan od najboljih načina za uštedu u budžetu. Osim toga, učešće zaposlenih u javnom sektoru u ukupnoj zaposlenosti i učešće mase zarada javnog sektora u BDP-u (od 28,3% i 9,8% respektivno), iznad-prosečno za OECD zemlje (Vladislavljević et al., 2017), dodatna je argumentacija da uštede treba da se ostvare upravo na zaradama radnika u javnom sektoru. Za male otvorene ekonomije, poput srpske, veliki javni sektor mogao bi biti jedan od uzroka niže stope rasta BDP-a, nižeg nivoa ukupne ekonomske efikasnosti i loše međunarodne konkurentnosti privrede uopšte (Evropska komisija, 2014), a visoka premija zarada javnog sektora dodatno donosi frikcije na tržištu rada koje je podeljeno između dva neravnopravna sektora: javnog i privatnog (Arandarenko, 2011).

Reagujući na deficit, Vlada Srbije je, krajem 2014. godine donela mere fiskalne konsolidacije koje su između ostalog uključivale i smanjivanje zarada u javnom sektoru u iznosu od 10% za zarade više od 25,000 dinara (Republika Srbija, 2014)⁵⁷. Isti

⁵⁷ Istovremeno, je prestao da važi zakon o "solidarnom porezu" (Republika Srbija, 2013), kojim su, u toku 2014. godine bile smanjene isključivo visoke zarade (više od 60,000 dinara)

program štednje primenjen je u celom javnom sektoru (uži sektor države i zaposleni u javnim preduzećima), i podrazumevao je da neće biti daljeg povećanja zarada u toku primene zakona, do kraja 2017. godine. Osnovni cilj ove disertacije bio je da se ispituju efekti fiskalne konsolidacije na promenu premije zarada javnog sektora u Srbiji, kao i na druge ishode na tržištu rada, kao što su tranzicije između sektora i efekti na plate u privatnom sektoru.

Rezultati disertacije potvrđuju prethodne nalaze o visokoj premiji zarada javnog sektora u Srbiji. U 2014. godini ova premija je iznosila 17.3% i zajedno sa višom sigurnošću posla i boljim uslovima rada u javnom sektoru, stvarala je veliku dualnost na tržištu rada Srbije između javnog i privatnog sektora. Radnici u Srbiji su 2014. godine u velikoj meri čekali u redu za poslove u javnom sektoru, dok u privatnom sektoru radi manje kvalitetna radna snaga. Kao posledica fiskalne konsolidacije došlo je do smanjenja premije zarada javnog sektora na oko 11%. Iz te perspektive posmatrano, smanjenje zarada u javnom sektoru, pored dobrih fiskalnih efekata, takođe je i pozitivno uticalo na smanjivanje nejednakosti zarada između sektora.

Rezultati kvantilne regresije u 2014. godini pokazali su da je premija zarada javnog sektora bila najviša na najnižim zaradama, a najniža na najvišim zaradama. Ovi rezultati ukazuju na to da su zarade u javnom sektoru više kompresovane nego u privatnom sektoru, te su stoga doprinosile manjoj ukupnoj nejednakosti zarada u Srbiji. Kako je fiskalna konsolidacija izostavila najniže zarade, obrazac visoka premija na nižim, niska premija na višim zaradama postao je još izraženiji. Na taj način zarade u javnom sektoru su postale još više kompresovane, što je dodatno imalo pozitivan uticaj na smanjenje ukupne nejednakosti zarada.

Sa druge strane, smanjivanje zarada radnika u javnom sektoru nije imalo druge negativne efekte na tržište rada. Rezultati u okviru ove disertacije ukazuju da smanjivanje zarada nije uticalo na povećavanje tranzicije radnika iz javnog u privatni sektor, jer je javni sektor uprkos smanjenju zarada i dalje atraktivniji sektor sa boljim uslovima rada i dalje pozitivnom premijom zarada. Dodatno, smanjivanje zarada u javnom, nije uticalo na smanjivanje zarada u privatnom sektoru. I ovaj efekat je pozitivan jer je eventualno smanjivanje zarada u privatnom sektoru moglo imati

povratni efekat na produktivnost radnika u ovom sektoru i stoga i na ukupnu ekonomsku aktivnost.

U ovoj disertaciji, po prvi put, koliko je nama poznato, premija zarada u javnom sektoru se posebno ocenjuje za dva podsektora unutar javnog sektora: sektora države i sektora javnih preduzeća. Dok sektor države uključuje radnike iz sektora državne administracije, obrazovanja i zdravstva, javna preduzeća uglavnom čine radnici iz sektora saobraćaja, prerađivačke industrije, komunalnih usluga i rudarstva (vidi prilog 2 ove disertacije za detaljnu podelu na dva sektora). Poređenje dva podsektora u Srbiji je interesantno zbog najmanje tri razloga koji su detaljnije objašnjeni u uvodi disertacije: 1) javne kritike o neefikasnosti javnih preduzeća u Srbiji, 2) različitih načina finansiranja zarada i 3) činjenice da je ova razlika u radovima koji se bave premijom zarada javnog sektora ili zanemarljiva ili rešavana uzimanjem u obzir samo radnika u sektoru države.

Rezultati ispitivanja premije zarada podsektora ukazuju na to da je premija zarada za rad u javnim preduzećima pre fiskalne konsolidacije bila viša nego premija za rad u sektoru države. Dodatno, dok premija zarada u sektoru države ima teorijski očekivan obrazac premije zarada: visoka premija na niskim, niska premija na visokim zaradama, u javnom sektoru ne opažamo taj obrazac i premija je konstantna na svim nivoima distribucije zarada. Usled toga, prosečna razlika koja se opaža među podsektorima zapravo nastaje na višim zaradama (od medijalne zarade pa naviše).

Različita visina premije i obrazac distribucije premije u zavisnosti od visine zarade ukazuju na to da javna preduzeća imaju različite mehanizme u formiranju zarada u odnosu na sektor države. Ovi mehanizmi verovatno leže u činjenici da javna preduzeća raspolazu sopstvenim prihodima. Budući da su javna preduzeća više orijentisana na tržište nego sektor države, moglo bi biti opravdano većom potrebom da se takmiče sa privatnim sektorom za radnike, posebno kod srednjih i visoko kvalifikovanih radnika. Ipak imajući u vidu veću sigurnost posla u javnom sektoru, generalno bolje uslove rada, i visoku premiju zarada javnih preduzeća od 19% teško da govori o takmičenju sa privatnim sektorom za visokokvalitetne radnike, već više o povlašćenom položaju radnika u javnim preduzećima. Stoga drugačiji mehanizmi javnih preduzeća (u odnosu na sektor države) u određivanju zarada rezultiraju višim nivoom nejednakosti zarada u

javnom sektoru, ali i na nivou cele privrede i može se okarakterisati kao još jedna neželjena manifestacija neefikasnosti javnih preduzeća.

Dodatno, rezultati ukazuju na to da su efekti smanjivanja zarada bili značajno manje izraženi u javnim preduzećima nego u sektoru države, što je dodatno doprinelo povećanju nejednakosti zarada između podsektora javnog sektora. Rezultati iz 2016. godine ukazuju na to da su, ceteris paribus, zarade za rad u javnim preduzećima više u proseku za oko 10% nego u sektoru države, a za oko 17% u odnosu na privatni sektor. Različit stepen saglasnosti promenama zarada u sektoru države i javnih preduzeća, verovatno je dodatno podstaknut načinom na koji je država regulisala smanjivanje zarada kod javnih preduzeća. Naime, za razliku od najvećeg dela sektora države, gde je smanjenje zarada obuhvatilo smanjenje osnovice neto zarade, kod javnih preduzeća (ali i lokalne samouprave) postupak se sastojao u tome da se uplati puna zadržana suma zarada u budžet (Arandarenko i sar., 2017). Na taj način, povećana je mogućnost javnih preduzeća da očuvaju zarade svojih zaposlenih i dodatno povećaju nejednakost zarada među podsektorima javnog sektora.

Sveukupno posmatrano efekti fiskalne konsolidacije u Srbiji doprineli su, pored smanjivanja pritiska zarada javnog sektora na budžet i smanjenju nejednakosti zarada između sektora i ukupnoj nejednakosti zarada, dodatno i bez posledica po strukturu zaposlenih u javnom sektoru. Ovaj aspekt veoma je značajan imajući u vidu da je nejednakost bruto zarada u Srbiji jedna od osnovnih determinanti nejednakosti raspoloživog dohotka uopšte (Arandarenko i sar., 2017).

Sa druge strane, fiskalna konsolidacija, da je bolje dizajnirana, mogla je dodatno doprineti smanjenju nejednakosti zarada između sektora i uopšte. Činjenica da je smanjenje zarada u sektoru države bilo u potpunosti saglasno sa propisanom merom, dok je u javnim preduzećima ono bilo samo delimično, sugeriše da je u situaciji indirektnog smanjivanja zarada neophodna veća kontrola javnih preduzeća, jer iako su efekti efikasnosti postignuti (u smislu uštede u budžetu) efekti po pravičnost distribucije zarada nisu ostvareni u potpunoj meri. Dodatno, veća progresivnost u smanjivanju zarada mogla je da dodatno smanji nejednakost zarada, kao i nejednakost raspoloživog dohotka.

LITERATURA

- Abadie, A., Drukker, D., Herr, J. L., & Imbens, G. W. (2004). Implementing matching estimators for average treatment effects in Stata. *Stata journal*, 4, 290-311.
- Adamchik, V. & Bedi, A. (2000). Wage Differentials between the Public and the Private sectors: Evidence from an Economy in Transition. *Labor Economics*, 7, 203-224.
- Afonso, A. and P. Gomes, (2008), "Interactions between private and public sector wages", *ECB Working Paper* 971. 11.
- Alesina, A., & Perotti, R. (1997). Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects. *Staff Papers*, 44(2), 210-248.
- Alesina, A., Favero, C., & Giavazzi, F. (2015). The output effect of fiscal consolidation plans. *Journal of International Economics*, 96, S19-S42.
- Angrist, J. D., & Pischke, J. S. (2008). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton university press.
- Arandarenko, M. (2011). *Tržište rada u Srbiji: trendovi, institucije, politike*. Ekonomski Fakultet Univerzitet u Beogradu.
- Arandarenko, M., Krstić G., Žarković Rakić, J. (2017). *"Dohodna nejednakost u Srbiji: od podataka do politike "* Friedrich-Ebert-Stiftung Beograd.
- Atal, J. P., Hoyos, A., & Nopo, H. (2013). NŌPOMATCH: Stata module to implement Nŏpo's decomposition. *Statistical Software Components*.
- Avlijaš, S., Ivanović, N., Vladislavljević, M., & Vujić, S. (2013). *Gender pay gap in the Western Balkan countries: evidence from Serbia, Montenegro and Macedonia*. FREN-Foundation for the Advancement of Economics.
- Bargain, O., & Melly, B. (2008). Public sector pay gap in France: new evidence using panel data. Available at SSRN 1136232.

- Blinder, A. S. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates," *The Journal of Human Resources*, 8(4), pp. 436-455.
- 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.
- Buelens, M., & Van den Broeck, H. (2007). An analysis of differences in work motivation between public and private sector organizations. *Public administration review*, 67(1), 65-74.
- Busch, A., & Holst, E. (2009). Glass ceiling effect and earnings: The gender pay gap in managerial positions in Germany (No. 905). DIW Discussion Papers.
- Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2010). *Microeconometrics using stata* (Vol. 2). College Station, TX: Stata Press.
- Campos, M. M., Depalo, D., Papapetrou, E., Pérez, J. J., & Ramos, R. (2017). Understanding the public sector pay gap. *IZA Journal of Labor Policy*, 6(1), 7.
- Cavalcanti T, Rodrigues dos Santos M (2015) (Mis)allocation effects of an overpaid public sector. 2015 Meeting Papers from Society for Economic Dynamics. No 1094
- Davalos, J., Vladislavljević, M., Žarković-Rakić, J. (2018): Gender inequality in the labour market outcomes in times of austerity. PEP working paper (forthcoming).
- de Castro, F., Salto, M., & Steiner, H. (2013). *The gap between public and private wages: new evidence for the EU* (No. 508). Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
- Depalo D, Giordano R, Papapetrou E (2015) Public-private wage differentials in euro-area countries: evidence from quantile decomposition analysis. *Empir Econ* 49(3):985–1015
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.

- Evropska komisija (2014): *Government wages and labour market outcomes*. EUROPEAN ECONOMY, Occasional Papers 190. ISBN 978-92-79-35374-1
- Ghinetti, P. (2007). The public–private job satisfaction differential in Italy. *Labour*, 21(2), 361-388.
- Glassner, V., & Watt, A. (2010). Cutting wages and employment in the public sector: Smarter fiscal consolidation strategies needed. *Intereconomics*, 45(4), 212-219.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of econometrics*, 70(1), 99-126.
- Hansen, B. E. (1992). Testing for parameter instability in linear models. *Journal of policy Modeling*, 14(4), 517-533.
- Heckman, J. (1979): Sample selection bias as a specification error. *Econometrica* 47: 153--161.
- Heylen, F., & Everaert, G. (2000). Success and failure of fiscal consolidation in the OECD: a multivariate analysis. *Public Choice*, 105(1-2), 103-124.
- Jann, B. (2005). JMPIERCE: Stata module to perform Juhn-Murphy-Pierce decomposition. Working paper. preuzeto sa <http://boris.unibe.ch/69425/1/jmpierce.zip>
- Jann, B. (2008), “The Blinder-Oaxaca Decomposition for Linear Regression Models,” *The Stata Journal*, 8(4), pp. 453-479.
- Jovanović, B. & Lokshin, M. (2003). Wage Differentials and State-Private Sector Employment Choice in the Federal Republic of Yugoslavia. *The World Bank Policy Research Paper*, 2959.
- Jovičić, M., Nojković, A. & Paranos, A. (2000). Labour force survey data on wages and earnings in the private and social sectors in FR Yugoslavia. In: *10th Conference of the International Association for the Economics of Participation (IAFEP)*, University of Trento.
- Juhn, C., Murphy, K. M., Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy* 101(3): 410-442.

- Koenker, R. and Bassett, G. (1978), "Regression Quantiles," *Econometrica*, 46(1), pp. 33–50.
- Krstić, G., & Žarković-Rakić, J. (2017) Please, mind the gap: income inequality in serbia. *Economic policy for smart, inclusive and sustainable growth*, 213-226.
- Krstić, G., Litchfield, J. & Reilly, B. (2007). An anatomy of male labour market earnings inequality in Serbia, 1996–2003. *Economic Systems*, 31, 97–114.
- Lamo, A., J.J. Perez and L. Schuknecht, (2012), "Public or private sector wage leadership? An international perspective", *Scandinavian Journal of Economics*, 114(1), 228-244.
- Laušev, J. (2012): Public sector pay gap in Serbia during large-scale privatisation, by educational qualification. *Economic annals*, Volume LVII, No. 192, pp. 7–2.4.
- Laušev, J. (2014): What has 20 years of public–private pay gap literature told us? Eastern European transitioning vs. Developed economies. *Journal of Economic Surveys*. Vol. 28, No. 3, pp. 516–550
- Lucifora C, Meurs D (2006) The public sector pay gap in France, Great Britain and Italy. *Rev Income Wealth* 52(1):43–59
- Melly B. (2005) Public-private sector wage differentials in Germany: evidence from quantile regression. *Empir Econ* 30(2):505–520
- Melly, B. (2006). *Rqdeco: a Stata module to decompose differences in distribution*. University of St. Gallen, Switzerland, mimeo.
- Mizala, A., Romaguera, P., & Gallegos, S. (2011). Public–private wage gap in Latin America (1992–2007): A matching approach. *Labour Economics*, 18, S115-S131.
- Mladenović, Z., & Nojković, A. (2015). *Primenjena analiza vremenskih serija*. Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta. Beograd.
- Mladenović, Z., & Petrović, P. (2007). *Uvod u ekonometriju*. Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta.

- Neuman, S. and Oaxaca, R. L. (2004), "Wage decompositions with selectivity-corrected wage equations: A methodological note," *Journal of Economic Inequality*, 1, pp. 3-10.
- Nikolić, J., Rubil, I., & Tomić, I. (2017). Pre-crisis reforms, austerity measures and the public-private wage gap in two emerging economies. *Economic Systems*, 41(2), 248-265.
- Ńopo, Hugo. "Matching as a tool to decompose wage gaps." *The review of economics and statistics* 90.2 (2008): 290-299.
- Oaxaca, R. L. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.
- Perez, J.J. and A.J. Sanchez, (2011), "Is there a signalling role for public wages? Evidence of the euro area based on macro data", *Empirical Economics*, 41/2, 421-445.
- Perugini, C, ŹarkovićRakić, J., Vladislavljević, M. (2016). Austerity and gender wage inequality in EU countries. *MPRA Paper 76306*, Munich.
- Reilly, B. Tabet, M. C., & Krstić, G. (2004). The Private Sector Wage premium in Serbia (1995-2000): A Quantile Regression Approach. *Ekonomika misao*, 37(1-2), 1-27.
- Republički zavod za statistiku (2017): *Bilten: Anketa o radnoj snazi u Republici Srbiji, 2016*. Beograd: Republički zavod za statistiku.
- Republika Srbija (2013): *Zakon o umanjenju neto prihoda lica u javnom sektoru, Službeni glasnik RS*, br. 108/13, Beograd
- Republika Srbija (2014): *Zakon o privremenom uređivanju osnovica za obračun i isplatu plata, odnosno zarada i drugih stalnih primanja kod korisnika javnih sredstava*, Službeni glasnik RS, br. 116/2014, Beograd
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783-820.

Vladisavljević, M. (2016). Dugoročna usklađenost plata u sektoru države i plata u privatnom sektoru. u Minović, J. i sar. (ur.), *Pravci strukturnih promena u procesu pristupanja Evropskoj uniji*. Beograd: Institut ekonomskih nauka. 405-424.

Vladisavljević, M. (2017a). Public private job satisfaction differential in Serbia: evidence from SILC data. U: Cukanović-Karavidić, M., Karavidić, S. Ilieva, S. (eds.). *Education for entrepreneurial business and employment*. Newton Abbot: Compass Publishing, , p.p. 186-206

Vladisavljević, M. (2017b). The public sector wage premium and fiscal consolidation in Serbia. *Ekonomski anali*, LXII (215). 111-133.

Vladisavljević, M., Jovančević, D. (2016): Public sector wage premium in Serbia : evidence from SILC data. In: Beslać, et al (ed.), *Serbian road to the EU: finance, insurance and monetary policy*. Chicago: Bar Code Graphics, Inc.; Belgrade: Faculty of Business Economics and Entrepreneurship (BEE), 192-210.

Vladisavljević, M., Nojković, A. (2018): „Fiskalna konsolidacija i premija zarada javnog sektora u Srbiji: ocene dobijene primenom metoda uparivanja i kvantilne regresije.“ Y: Prašćević, A. (ur.). *Ekonomska politika Srbije u 2018. godini: kvalitet institucija i ekonomski rast*. Beograd: Ekonomski fakultet, str. 175-187

Vladisavljević, Marko, Edlira Narazani, and Vojin Golubović. "Public-private wage differences in the Western Balkan countries." (2017). MPRA Paper No. 80739,

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press. Cambridge, USA.

Yun, M. S. (2005). A simple solution to the identification problem in detailed wage decompositions. *Economic inquiry*, 43(4), 766-772.

PRILOG 1: DODATNE TABELE IZ POGLAVLJA 4 I 5

Tabela A1: Lista dodatnih objašnjavajućih promenljivih korišćenih u ocenjivanju

Varijabla	Tip varijable	Kategorija/e	Skraćenica
Pol	Veštačka varijabla	Žene = 1 Muškarci = 0	Žene
Bračni status	Veštačka varijabla	U braku = 1 Van braka = 0	U braku
Godine starosti	Numerička varijabla	-	Starost
Region	Kategorička varijabla (rekodovana u četiri veštačke varijable)	Beograd = 1 Vojvodina = 2 Zapadna Srbija = 3 Istočna Srbija = 4	Beograd Vojvodina Z. Srbija I. Srbija
Tip naselja		Gradsko = 1 Ostalo = 0	Gradsko
Obrazovanje	Kategorička varijabla (rekodovana u šest veštačkih varijabli)	Bez škole i nezavršena osnovna škola Završena osnovna škola Završena srednja škola (2,3 godine) Završena srednja škola (4 godine) Završena viša škola Završen fakultet	Bez škole Osnovno Srednje (2,3) Srednje (4) Više Visoko
Radno iskustvo	Numerička varijabla	Nivo Kvadrat	Radno iskus. Radno iskus.2
Zanimanje ¹	Kategorička varijabla rekodovana u osam veštačkih varijabli ISCO klasifikacija zanimanja (grupa u zagradi)	Rukovodioci, funkcioneri (1) Stručnjaci i umetnici (2) Inženjeri, stručni saradnici i tehničari (3) Administrativni službenici (4) Uslužna i trgovačka zanimanja (5) Zanatlije i srodna zanimanja (7) Rukovaoci mašinama, monter, vozači (8) Osnovna zanimanja (9)	Menadžeri Stručnjaci Tehničari Službenici Usluge Zanatlije Ruk. mašina Osnovna zan.
Radno vreme	Veštačka varijabla	Skraćeno radno vreme = 1 Puno radno vreme = 0	Skraćeno r. v.
Tip ugovora	Veštačka varijabla	Na određeno vreme = 1 Na nadređeno vreme = 0	Rad na određ.

¹ Iz analize su eliminisani radnici u ISCO 6: poljoprivrednici, šumari, ribari i srodni. Pripadnici grupe ISCO 0 - Vojna lica zbog veoma malog uzorka pridruženi su kategoriji ISCO 2 Stručnjaci i umetnici

Tabela A2a: Poređenje karakteristika radnika u javnom i privatnom sektoru

var	2014			2015			2016			Javni sektor		Privatni sektor	
	Javni sektor	Privatni sektor	p	Javni sektor	Privatni sektor	p	Javni sektor	Privatni sektor	p	2014/15	2015/16	2014/15	2015/16
In zarada	5.25	4.92 ***		5.241	4.948 ***		5.267	4.982 ***		***		***	***
Žene	0.485	0.445 ***		0.495	0.459 ***		0.502	0.452 ***				*	
U braku	0.721	0.669 ***		0.736	0.65 ***		0.724	0.639 ***		**	*	**	*
Starost	44.766	39.749 ***		45.299	40.085 ***		45.745	40.328 ***		***	***	**	*
Beograd	0.236	0.199 ***		0.226	0.205 ***		0.244	0.2 ***			***		
Vojvodina	0.217	0.295 ***		0.224	0.293 ***		0.217	0.292 ***					
Z. Srbija	0.275	0.284		0.295	0.282 *		0.294	0.295		***			**
I. Srbija	0.272	0.222 ***		0.255	0.22 ***		0.245	0.213 ***		**			
Gradsko	0.654	0.61 ***		0.654	0.603 ***		0.658	0.588 ***					**
Bez škole	0.004	0.005		0.003	0.004 *		0.002	0.002		*			**
Osnovno	0.074	0.089 ***		0.083	0.091 *		0.083	0.093 **		**			
Srednje (2,3)	0.175	0.308 ***		0.153	0.302 ***		0.148	0.315 ***		***			**
Srednje (4)	0.395	0.432 ***		0.395	0.431 ***		0.396	0.428 ***					
Više	0.086	0.059 ***		0.09	0.06 ***		0.085	0.056 ***					
Visoko	0.265	0.108 ***		0.277	0.112 ***		0.286	0.106 ***					
Radno iskus.	20.127	14.962 ***		20.674	14.987 ***		21.236	15.43 ***		***	***		***
Menadžeri	0.026	0.017 ***		0.024	0.016 ***		0.028	0.011 ***		*			***
Stručnjaci	0.266	0.06 ***		0.272	0.057 ***		0.273	0.053 ***					
Tehničari	0.204	0.121 ***		0.205	0.104 ***		0.203	0.104 ***				***	
Službenici	0.111	0.088 ***		0.102	0.089 ***		0.102	0.087 ***		*			
Usluge	0.11	0.269 ***		0.118	0.281 ***		0.112	0.268 ***				*	**
Zanatlije	0.091	0.208 ***		0.084	0.204 ***		0.089	0.21 ***		*			
Ruk. mašina	0.08	0.165 ***		0.076	0.173 ***		0.078	0.187 ***					***
Osnovna zan.	0.111	0.072 ***		0.12	0.077 ***		0.115	0.081 ***		*			
Skraćeno r. v.	0.018	0.008 ***		0.017	0.014 **		0.021	0.012 ***		*		***	
Rad na određ.	0.082	0.154 ***		0.091	0.193 ***		0.11	0.203 ***		*	***	***	*
Rudarstvo	0.033	0.009 ***		0.029	0.012 ***		0.034	0.011 ***			*	*	
Industrija	0.076	0.403 ***		0.067	0.399 ***		0.065	0.415 ***		**			**
Energija	0.046	0.003 ***		0.039	0.002 ***		0.045	0.003 ***		**	**		
Voda	0.044	0.007 ***		0.044	0.006 ***		0.048	0.006 ***					
Građevina	0.019	0.053 ***		0.019	0.049 ***		0.017	0.047 ***					
Trgovina	0.012	0.29 ***		0.011	0.3 ***		0.013	0.291 ***					
Transport	0.088	0.053 ***		0.084	0.051 ***		0.085	0.051 ***					
Turizam	0.011	0.04 ***		0.012	0.044 ***		0.01	0.048 ***					
Komunikacije	0.021	0.024		0.019	0.02		0.018	0.017				*	
Finansije	0.011	0.025 ***		0.011	0.025 ***		0.011	0.023 ***					
Prof. delatnosti	0.014	0.027 ***		0.014	0.023 ***		0.015	0.028 ***					**
Usluge podrške	0.022	0.028 **		0.024	0.03 **		0.02	0.022		*			***
Javna adm.	0.188	0 ***		0.193	0 ***		0.188	0 ***				***	***
Obrazovanje	0.202	0.005 ***		0.211	0.005 ***		0.212	0.005 ***					
Zdravstvo	0.183	0.007 ***		0.196	0.01 ***		0.193	0.01 ***		**		*	
Umetnost	0.024	0.01 ***		0.022	0.011 ***		0.02	0.012 ***					
Ostale usluge	0.007	0.015 ***		0.005	0.012 ***		0.005	0.01 ***		*		**	
Uzorak	7054	7647		8321	9678		9856	12261					

Napomena: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A2b: Poređenje karakteristika radnika u sektoru države i javnih preduzeća

var	2014		2015		2016		Sektor države		Javna preduzeća	
	Sektor države	Javna preduzeća p	Sektor države	Javna preduzeća p	Sektor države	Javna preduzeća p	2014/15	2015/16	2014/15	2015/16
In zarada	5.282	5.2 ***	5.261	5.208 ***	5.272	5.257 **	***	*		***
Žene	0.621	0.27 ***	0.617	0.282 ***	0.635	0.275 ***		**		
U braku	0.722	0.72	0.746	0.718 ***	0.728	0.718	***	**		
Starost	44.421	45.308 ***	45.079	45.685 ***	45.496	46.168 ***	***	**		**
Beograd	0.232	0.241	0.211	0.252 ***	0.223	0.282 ***	**			***
Vojvodina	0.238	0.184 ***	0.24	0.197 ***	0.238	0.181 ***				*
Z. Srbija	0.253	0.31 ***	0.293	0.299	0.296	0.291	***			
I. Srbija	0.277	0.265	0.256	0.252	0.244	0.247	**			
Gradsko	0.701	0.579	0.693	0.585	0.704	0.581				
Bez škole	0	0.011 ***	0.001	0.006 ***	0.001	0.005 ***				**
Osnovno	0.063	0.092 ***	0.064	0.116 ***	0.061	0.121 ***				***
Srednje (2,3)	0.103	0.287 ***	0.096	0.252 ***	0.093	0.241 ***				***
Srednje (4)	0.366	0.441 ***	0.366	0.446 ***	0.366	0.447 ***				
Više	0.109	0.05 ***	0.106	0.061 ***	0.101	0.057 ***				*
Visoko	0.358	0.119 ***	0.367	0.119 ***	0.379	0.128 ***				
Radno iskus.	19.165	21.64 ***	19.923	21.985 ***	20.362	22.723 ***	***	**		***
Menadžeri	0.023	0.031 *	0.023	0.025	0.026	0.032				
Stručnjaci	0.382	0.084 ***	0.384	0.077 ***	0.389	0.074 ***				
Tehničari	0.231	0.163 ***	0.235	0.153 ***	0.24	0.14 ***				
Službenici	0.088	0.148 ***	0.075	0.148 ***	0.072	0.152 ***	**			
Usluge	0.128	0.083 ***	0.132	0.093 ***	0.125	0.088 ***				
Zanatlije	0.018	0.206 ***	0.017	0.199 ***	0.016	0.214 ***				
Ruk. mašina	0.022	0.171 ***	0.022	0.171 ***	0.021	0.176 ***				
Osnovna zan.	0.109	0.115	0.112	0.134 ***	0.109	0.125 **				**
Skraćeno r. v.	0.025	0.008 ***	0.026	0.003 ***	0.029	0.007 ***				**
Rad na određ.	0.091	0.069 ***	0.094	0.086	0.111	0.109	***		**	***
Rudarstvo	0	0.085 ***	0	0.08 ***	0	0.092 ***				*
Industrija	0	0.194 ***	0	0.184 ***	0	0.176 ***				
Energija	0	0.118 ***	0	0.106 ***	0	0.122 ***				**
Voda	0	0.112 ***	0	0.121 ***	0	0.129 ***				
Građevina	0	0.05 ***	0	0.051 ***	0	0.047 ***				
Trgovina	0	0.031 ***	0	0.031 ***	0	0.036 ***				
Transport	0	0.226 ***	0	0.23 ***	0	0.23 ***				
Turizam	0	0.028 ***	0	0.033 ***	0	0.028 ***				
Komunikacije	0	0.054 ***	0	0.053 ***	0	0.049 ***				
Finansije	0.017	0.001 ***	0.015	0.004 ***	0.015	0.005 ***				
Prof. delatnosti	0.017	0.01 **	0.017	0.01 **	0.019	0.009 ***				
Usluge podrške	0.002	0.053 ***	0.001	0.065 ***	0.002	0.051 ***	**		*	**
Javna adm.	0.307	0 ***	0.303	0 ***	0.298	0 ***				
Obrazovanje	0.331	0 ***	0.331	0 ***	0.336	0 ***				
Zdravstvo	0.299	0 ***	0.309	0 ***	0.306	0 ***				
Umetnost	0.026	0.021	0.024	0.019	0.024	0.013 ***				**
Ostale usluge	0	0.017 ***	0	0.013 ***	0	0.012 ***				
Uzorak	7054	7647	8321	9678	9856	12261				

Napomena: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A3a: Ocena jednačine zarada (premije zarada javnog sektora)

Variable	2014		2015		2016	
	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.
Javni sektor	0.173***	(0.009)	0.113***	(0.008)	0.111***	(0.007)
Žene	-0.144***	(0.008)	-0.136***	(0.007)	-0.135***	(0.006)
Starost	-0.003***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.003***	(0.001)
Gradsko	0.051***	(0.008)	0.041***	(0.007)	0.042***	(0.006)
Beograd (izostavljena)						
Vojvodina	-0.082***	(0.011)	-0.094***	(0.010)	-0.091***	(0.009)
Z. Srbija	-0.135***	(0.011)	-0.128***	(0.010)	-0.119***	(0.008)
I. Srbija	-0.146***	(0.012)	-0.161***	(0.010)	-0.148***	(0.009)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.036**	(0.015)	0.072***	(0.013)	0.071***	(0.011)
Srednje (4)	0.113***	(0.015)	0.147***	(0.013)	0.127***	(0.011)
Više	0.179***	(0.021)	0.220***	(0.018)	0.224***	(0.015)
Visoko	0.357***	(0.021)	0.418***	(0.018)	0.374***	(0.015)
Radno iskus.	0.013***	(0.002)	0.012***	(0.001)	0.011***	(0.001)
Radno iskus.2	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)
Menadžeri	0.496***	(0.032)	0.378***	(0.032)	0.403***	(0.028)
Stručnjaci	0.418***	(0.020)	0.339***	(0.017)	0.348***	(0.014)
Tehničari	0.313***	(0.017)	0.263***	(0.014)	0.263***	(0.012)
Službenici	0.245***	(0.017)	0.183***	(0.015)	0.173***	(0.012)
Usluge	0.040***	(0.015)	-0.013	(0.012)	-0.017*	(0.010)
Zanatlije	0.162***	(0.017)	0.100***	(0.014)	0.128***	(0.011)
Ruk. mašina	0.181***	(0.017)	0.145***	(0.014)	0.158***	(0.012)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	0.172***	(0.045)	0.205***	(0.029)	0.141***	(0.021)
Rad na odred.	-0.093***	(0.011)	-0.116***	(0.010)	-0.109***	(0.008)
Konstanta	4.656***	(0.027)	4.726***	(0.020)	4.755***	(0.017)
Uzorak	14,701		17,999		22,112	
Keoficijent deternnacije	0.481		0.481		0.480	
F	336.2		388.4		504.7	
Korigovani k.d.	0.480		0.481		0.479	

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A3b: Ocena jednačine zarada (premije zarada sektora države i javnih preduzeća)

Variable	2014		2015		2016	
	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.
<i>Sektor države</i>	0.156***	(0.011)	0.078***	(0.009)	0.067***	(0.008)
<i>Javna preduzeća</i>	0.194***	(0.012)	0.158***	(0.011)	0.168***	(0.009)
Žene	-0.140***	(0.008)	-0.129***	(0.007)	-0.125***	(0.006)
Starost	-0.003***	(0.001)	-0.003***	(0.001)	-0.003***	(0.001)
Gradsko	0.051***	(0.008)	0.041***	(0.007)	0.043***	(0.006)
Beograd (izostavljena)						
Vojvodina	-0.080***	(0.011)	-0.090***	(0.010)	-0.085***	(0.009)
Z. Srbija	-0.135***	(0.011)	-0.124***	(0.009)	-0.113***	(0.008)
I. Srbija	-0.144***	(0.012)	-0.156***	(0.010)	-0.142***	(0.009)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.035**	(0.015)	0.073***	(0.013)	0.073***	(0.011)
Srednje (4)	0.113***	(0.015)	0.149***	(0.013)	0.129***	(0.011)
Više	0.180***	(0.021)	0.223***	(0.018)	0.228***	(0.015)
Visoko	0.358***	(0.021)	0.420***	(0.018)	0.377***	(0.015)
Radno iskus.	0.013***	(0.002)	0.012***	(0.001)	0.012***	(0.001)
Radno iskus.2	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)	-0.000***	(0.000)
Menadžeri	0.495***	(0.033)	0.379***	(0.032)	0.403***	(0.028)
Stručnjaci	0.425***	(0.020)	0.356***	(0.017)	0.371***	(0.015)
Tehničari	0.315***	(0.017)	0.269***	(0.014)	0.272***	(0.011)
Službenici	0.242***	(0.017)	0.178***	(0.015)	0.166***	(0.012)
Usluge	0.041***	(0.015)	-0.012	(0.012)	-0.016	(0.010)
Zanatlije	0.158***	(0.017)	0.092***	(0.014)	0.117***	(0.011)
Ruk. mašina	0.177***	(0.017)	0.137***	(0.014)	0.150***	(0.011)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	0.174***	(0.045)	0.212***	(0.028)	0.148***	(0.021)
Rad na određ.	-0.092***	(0.011)	-0.116***	(0.010)	-0.109***	(0.008)
Konstanta	4.654***	(0.027)	4.719***	(0.020)	4.743***	(0.017)
Uzorak	14,701		17,999		22,112	
Keoficijent deternacije	0.482		0.484		0.485	
F	325.7		376.7		489.1	
Korigovani k.d.	0.481		0.484		0.485	

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A4a: Blinder-Ohaka Dekompozicija: Osnovni rezultati i objašnjeni deo razlike u zaradama javnog i privatnog sektora

Variable	2014		2015		2016	
	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.
Žene	-0.006***	(0.002)	-0.005***	(0.002)	-0.007***	(0.001)
Starost	-0.016***	(0.004)	-0.014***	(0.003)	-0.016***	(0.003)
Gradsko	0.002***	(0.001)	0.002***	(0.001)	0.003***	(0.001)
Beograd (izostavljena)						
Vojvodina	0.007***	(0.001)	0.007***	(0.001)	0.007***	(0.001)
Z. Srbija	0.000	(0.001)	-0.002*	(0.001)	-0.000	(0.001)
I. Srbija	-0.007***	(0.002)	-0.007***	(0.001)	-0.005***	(0.001)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	-0.004**	(0.002)	-0.010***	(0.002)	-0.012***	(0.002)
Srednje (4)	-0.005***	(0.002)	-0.006***	(0.002)	-0.004***	(0.001)
Više	0.003**	(0.001)	0.007***	(0.001)	0.006***	(0.001)
Visoko	0.057***	(0.005)	0.067***	(0.005)	0.068***	(0.004)
Radno iskus.	0.069***	(0.009)	0.067***	(0.008)	0.066***	(0.007)
Radno iskus.2	-0.038***	(0.007)	-0.031***	(0.006)	-0.029***	(0.005)
Menadžeri	0.005**	(0.002)	0.002**	(0.001)	0.006***	(0.001)
Stručnjaci	0.084***	(0.006)	0.074***	(0.005)	0.079***	(0.004)
Tehničari	0.023***	(0.003)	0.024***	(0.003)	0.026***	(0.002)
Službenici	0.003	(0.002)	0.001	(0.001)	0.002	(0.001)
Usluge	-0.007***	(0.003)	0.002	(0.002)	0.003*	(0.002)
Zanatlije	-0.017***	(0.002)	-0.011***	(0.002)	-0.015***	(0.002)
Ruk. mašina	-0.012***	(0.002)	-0.012***	(0.002)	-0.016***	(0.002)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	0.002***	(0.001)	0.000	(0.001)	0.001***	(0.000)
Rad na određ.	0.006***	(0.001)	0.011***	(0.001)	0.009***	(0.001)
Nekorigovana razlika	0.321***	(0.010)	0.280***	(0.009)	0.284***	(0.007)
Objašnjeni deo	0.149***	(0.008)	0.167***	(0.007)	0.173***	(0.006)
Neobjašnjeni deo	0.173***	(0.009)	0.113***	(0.008)	0.111***	(0.007)

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A4b: Blinder-Ohaka Dekompozicija: Nebjašljeni deo razlike u zaradama javnog i privatnog sektora

Variable	2014		2015		2016	
	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.
Žene	-0.007	(0.008)	-0.005	(0.007)	-0.013**	(0.006)
Starost	0.001	(0.001)	0.001	(0.001)	-0.000	(0.001)
Gradsko	-0.025**	(0.011)	0.001	(0.009)	0.008	(0.008)
Beograd	0.003	(0.004)	-0.005*	(0.003)	-0.002	(0.003)
Vojvodina	-0.009***	(0.003)	-0.003	(0.003)	-0.007***	(0.002)
Z. Srbija	-0.004	(0.003)	0.002	(0.003)	0.008***	(0.002)
I. Srbija	0.008***	(0.003)	0.005**	(0.002)	0.001	(0.002)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.006	(0.007)	0.008	(0.006)	-0.000	(0.004)
Srednje (4)	0.044***	(0.013)	0.040***	(0.011)	0.012	(0.009)
Više	0.008**	(0.003)	0.009***	(0.003)	0.003	(0.002)
Visoko	0.038***	(0.009)	0.036***	(0.008)	0.039***	(0.007)
Radno iskus.	0.073	(0.058)	-0.041	(0.047)	-0.007	(0.041)
Radno iskus.2	-0.001	(0.029)	0.055**	(0.025)	0.024	(0.022)
Menadžeri	0.001	(0.001)	0.002*	(0.001)	0.000	(0.001)
Stručnjaci	-0.002	(0.007)	-0.014**	(0.006)	-0.019***	(0.005)
Tehničari	0.007	(0.006)	0.001	(0.005)	-0.001	(0.004)
Službenici	0.012***	(0.004)	0.007**	(0.003)	0.002	(0.002)
Usluge	0.043***	(0.006)	0.039***	(0.005)	0.031***	(0.004)
Zanatlije	0.025***	(0.005)	0.026***	(0.004)	0.022***	(0.003)
Ruk. mašina	0.021***	(0.004)	0.013***	(0.003)	0.009***	(0.003)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)	-0.001	(0.001)
Rad na odred.	-0.009***	(0.003)	-0.007***	(0.002)	-0.012***	(0.002)
Konstanta	-0.059	(0.049)	-0.056	(0.037)	0.013	(0.031)
Uzorak	14,701		17,999		22,112	

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A5: Minserova jednačina zarada u javnom i privatnom sektoru

	2014		2015		2016	
	Javni	Privatni	Javni	Privatni	Javni	Privatni
Žene	-0.141*** (0.012)	-0.125*** (0.012)	-0.129*** (0.011)	-0.116*** (0.010)	-0.139*** (0.009)	-0.111*** (0.009)
Starost	-0.004*** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
Gradsko	0.033*** (0.012)	0.070*** (0.011)	0.042*** (0.009)	0.041*** (0.009)	0.047*** (0.008)	0.036*** (0.008)
Beograd (izostavljena)						
Vojvodina	-0.102*** (0.014)	-0.059*** (0.016)	-0.084*** (0.013)	-0.095*** (0.014)	-0.104*** (0.011)	-0.084*** (0.012)
Z. Srbija	-0.148*** (0.015)	-0.121*** (0.015)	-0.106*** (0.012)	-0.135*** (0.014)	-0.095*** (0.010)	-0.134*** (0.011)
I. Srbija	-0.132*** (0.016)	-0.160*** (0.016)	-0.130*** (0.013)	-0.176*** (0.015)	-0.140*** (0.011)	-0.150*** (0.013)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.044* (0.024)	0.018 (0.019)	0.090*** (0.024)	0.051*** (0.015)	0.058*** (0.018)	0.065*** (0.014)
Srednje (4)	0.170*** (0.024)	0.063*** (0.019)	0.202*** (0.024)	0.105*** (0.015)	0.141*** (0.018)	0.111*** (0.014)
Više	0.237*** (0.029)	0.133*** (0.030)	0.284*** (0.027)	0.171*** (0.027)	0.249*** (0.021)	0.208*** (0.022)
Visoko	0.449*** (0.028)	0.260*** (0.030)	0.506*** (0.027)	0.337*** (0.026)	0.459*** (0.020)	0.269*** (0.022)
Radno iskus.	0.015*** (0.003)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.012*** (0.001)
Radno iskus.2	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Menadžeri	0.498*** (0.044)	0.444*** (0.049)	0.423*** (0.034)	0.299*** (0.054)	0.396*** (0.028)	0.359*** (0.056)
Stručnjaci	0.412*** (0.024)	0.424*** (0.039)	0.310*** (0.022)	0.417*** (0.034)	0.305*** (0.017)	0.453*** (0.030)
Tehničari	0.316*** (0.023)	0.270*** (0.025)	0.259*** (0.019)	0.249*** (0.023)	0.262*** (0.016)	0.270*** (0.018)
Službenici	0.280*** (0.023)	0.160*** (0.025)	0.204*** (0.021)	0.134*** (0.022)	0.179*** (0.016)	0.158*** (0.018)
Usluge	0.158*** (0.025)	-0.075*** (0.020)	0.112*** (0.021)	-0.102*** (0.016)	0.095*** (0.018)	-0.086*** (0.013)
Zanatlije	0.235*** (0.030)	0.067*** (0.021)	0.220*** (0.028)	0.018 (0.018)	0.241*** (0.020)	0.065*** (0.014)
Ruk. mašina	0.265*** (0.029)	0.081*** (0.021)	0.193*** (0.025)	0.087*** (0.019)	0.190*** (0.021)	0.119*** (0.015)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	0.139*** (0.043)	0.249*** (0.096)	0.180*** (0.039)	0.236*** (0.042)	0.118*** (0.024)	0.195*** (0.039)
Rad na određ.	-0.137*** (0.019)	-0.062*** (0.014)	-0.152*** (0.016)	-0.098*** (0.012)	-0.160*** (0.014)	-0.078*** (0.009)
konstanta	4.726*** (0.038)	4.775*** (0.035)	4.738*** (0.027)	4.816*** (0.027)	4.813*** (0.024)	4.807*** (0.023)
Uzorak	7,054	7,647	8,321	9,678	9,856	12,256
F	154.3	80.07	195.0	104.0	275.3	126.6
Korigovani koeficijent determ.	0.460	0.366	0.488	0.389	0.502	0.363

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A6a: Blinder-Ohaka Dekompozicija: Osnovni rezultati i objašnjeni deo (javna preduzeća naspram sektora drćave)

Variable	2014		2015		2016	
	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.
Žene	0.046***	(0.005)	0.039***	(0.004)	0.043***	(0.003)
Starost	-0.006**	(0.002)	-0.003**	(0.001)	-0.002**	(0.001)
Gradsko	-0.004**	(0.001)	-0.005***	(0.001)	-0.007***	(0.001)
Beograd (izostavljena)						
Vojvodina	0.006***	(0.002)	0.003***	(0.001)	0.005***	(0.001)
Z. Srbija	-0.009***	(0.003)	-0.001	(0.002)	0.000	(0.001)
I. Srbija	-0.001	(0.002)	-0.000	(0.002)	-0.001	(0.002)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.008*	(0.004)	0.013***	(0.004)	0.009***	(0.003)
Srednje (4)	0.015***	(0.004)	0.020***	(0.004)	0.014***	(0.003)
Više	-0.012***	(0.003)	-0.015***	(0.003)	-0.012***	(0.002)
Visoko	-0.115***	(0.010)	-0.128***	(0.010)	-0.121***	(0.008)
Radno iskus.	0.046***	(0.010)	0.025***	(0.006)	0.028***	(0.005)
Radno iskus.2	-0.026***	(0.007)	-0.010**	(0.004)	-0.013***	(0.004)
Menadžeri	0.003	(0.003)	-0.000	(0.002)	0.002	(0.002)
Stručnjaci	-0.124***	(0.010)	-0.100***	(0.008)	-0.104***	(0.006)
Tehničari	-0.019***	(0.005)	-0.023***	(0.004)	-0.027***	(0.004)
Službenici	0.017***	(0.004)	0.014***	(0.003)	0.013***	(0.002)
Usluge	-0.007***	(0.002)	-0.003**	(0.001)	-0.004***	(0.001)
Zanatlije	0.041***	(0.006)	0.036***	(0.006)	0.039***	(0.004)
Ruk. mašina	0.037***	(0.005)	0.025***	(0.004)	0.024***	(0.003)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	-0.003***	(0.001)	-0.004***	(0.001)	-0.003***	(0.001)
Rad na određ.	0.004**	(0.002)	0.001	(0.001)	0.000	(0.002)
Nekorigovana razlika	-0.072***	(0.015)	-0.047***	(0.013)	-0.018	(0.011)
Objašnjeni deo	-0.101***	(0.013)	-0.114***	(0.011)	-0.115***	(0.010)
Neobjašnjeni deo	0.029**	(0.013)	0.067***	(0.012)	0.098***	(0.009)

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A6b: Blinder-Ohaka Dekompozicija: Nebjašljeni deo razlike u zaradama deo (javna preduzeća naspram sektora drćave)

Variable	2014		2015		2016	
	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.	Koef..	s.g.
Žene	-0.004	(0.010)	-0.010	(0.010)	-0.007	(0.008)
Starost	-0.004	(0.005)	-0.002	(0.005)	0.001	(0.005)
Gradsko	-0.030*	(0.017)	0.007	(0.014)	-0.007	(0.011)
Beograd	0.015***	(0.006)	0.019***	(0.004)	0.021***	(0.004)
Vojvodina	0.003	(0.004)	0.005	(0.004)	-0.003	(0.003)
Z. Srbija	-0.013**	(0.005)	-0.012***	(0.004)	-0.005	(0.003)
I. Srbija	-0.004	(0.005)	-0.012***	(0.004)	-0.008**	(0.003)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.006	(0.008)	0.026***	(0.007)	0.010*	(0.005)
Srednje (4)	0.019	(0.017)	0.052***	(0.017)	0.030**	(0.013)
Više	-0.001	(0.004)	0.006	(0.005)	0.003	(0.003)
Visoko	-0.002	(0.014)	0.027**	(0.014)	0.009	(0.011)
Radno iskus.	-0.046	(0.110)	0.036	(0.084)	-0.113	(0.074)
Radno iskus.2	0.046	(0.058)	0.012	(0.046)	0.089**	(0.041)
Menadžeri	-0.005**	(0.003)	-0.004***	(0.002)	-0.004**	(0.002)
Stručnjaci	-0.019*	(0.011)	-0.036***	(0.010)	-0.023***	(0.008)
Tehničari	-0.019**	(0.010)	-0.024***	(0.008)	-0.022***	(0.006)
Službenici	-0.015**	(0.006)	-0.016***	(0.005)	-0.017***	(0.004)
Usluge	-0.032***	(0.005)	-0.031***	(0.005)	-0.025***	(0.004)
Zanatlije	-0.008*	(0.005)	-0.015***	(0.004)	-0.011***	(0.003)
Ruk. mašina	-0.006	(0.004)	-0.007*	(0.004)	-0.005	(0.003)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	-0.002	(0.002)	0.000	(0.000)	0.001	(0.001)
Rad na određ.	-0.001	(0.003)	0.001	(0.003)	-0.010***	(0.004)
Konstanta	0.151**	(0.073)	0.045	(0.053)	0.194***	(0.047)
Uzorak	7,054		8,321		9,856	

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A7: Minserova jednačina zarada u javnim preduzećima i sektoru države

	2014		2015		2016	
	Javna p.	Sektor drž	Javna p.	Sektor drž	Javna p.	Sektor drž
Žene	-0.133*** (0.022)	-0.128*** (0.014)	-0.122*** (0.024)	-0.103*** (0.012)	-0.126*** (0.016)	-0.112*** (0.010)
Starost	-0.005** (0.002)	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.002)	-0.003*** (0.001)	-0.002* (0.001)	-0.003*** (0.001)
Gradsko	0.010 (0.021)	0.054*** (0.013)	0.053*** (0.018)	0.041*** (0.010)	0.048*** (0.014)	0.057*** (0.009)
Beograd (izostavljena)						
Vojvodina	-0.122*** (0.027)	-0.085*** (0.016)	-0.113*** (0.023)	-0.065*** (0.014)	-0.152*** (0.018)	-0.065*** (0.014)
Z. Srbija	-0.205*** (0.026)	-0.105*** (0.017)	-0.177*** (0.022)	-0.062*** (0.014)	-0.146*** (0.018)	-0.054*** (0.013)
I. Srbija	-0.173*** (0.027)	-0.104*** (0.018)	-0.206*** (0.025)	-0.083*** (0.014)	-0.199*** (0.020)	-0.092*** (0.013)
Osnovna obrazovanje (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.057 (0.037)	0.020 (0.028)	0.173*** (0.037)	0.017 (0.022)	0.095*** (0.027)	0.038* (0.022)
Srednje (4)	0.194*** (0.037)	0.148*** (0.025)	0.270*** (0.037)	0.143*** (0.022)	0.187*** (0.027)	0.114*** (0.021)
Više	0.205*** (0.055)	0.238*** (0.030)	0.304*** (0.049)	0.246*** (0.026)	0.272*** (0.035)	0.237*** (0.024)
Visoko	0.408*** (0.051)	0.443*** (0.030)	0.558*** (0.053)	0.457*** (0.026)	0.462*** (0.037)	0.445*** (0.024)
Radno iskus.	0.013*** (0.005)	0.015*** (0.003)	0.012*** (0.004)	0.010*** (0.002)	0.008*** (0.003)	0.013*** (0.002)
Radno iskus.2	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)
Menadžeri	0.406*** (0.064)	0.590*** (0.062)	0.308*** (0.057)	0.499*** (0.041)	0.320*** (0.044)	0.460*** (0.036)
Stručnjaci	0.378*** (0.057)	0.456*** (0.027)	0.193*** (0.053)	0.385*** (0.022)	0.267*** (0.042)	0.371*** (0.018)
Tehničari	0.267*** (0.042)	0.362*** (0.025)	0.189*** (0.036)	0.320*** (0.019)	0.204*** (0.030)	0.321*** (0.016)
Službenici	0.206*** (0.038)	0.325*** (0.029)	0.116*** (0.034)	0.250*** (0.022)	0.083*** (0.026)	0.222*** (0.020)
Usluge	-0.063 (0.039)	0.283*** (0.030)	-0.064* (0.033)	0.228*** (0.023)	-0.060** (0.028)	0.197*** (0.021)
Zanatlije	0.177*** (0.040)	0.151*** (0.050)	0.116*** (0.037)	0.182*** (0.036)	0.146*** (0.027)	0.158*** (0.029)
Ruk. mašina	0.212*** (0.041)	0.173*** (0.038)	0.126*** (0.032)	0.125*** (0.038)	0.124*** (0.028)	0.100*** (0.028)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	0.009 (0.146)	0.170*** (0.041)	0.245** (0.121)	0.183*** (0.040)	0.204*** (0.065)	0.116*** (0.026)
Rad na određ. konstanta	-0.141*** (0.032)	-0.130*** (0.024)	-0.147*** (0.029)	-0.155*** (0.018)	-0.215*** (0.025)	-0.135*** (0.018)
	5.070*** (0.075)	4.767*** (0.049)	4.947*** (0.068)	4.797*** (0.041)	5.060*** (0.055)	4.806*** (0.042)
Uzorak	2,742	4,312	3,029	5,292	3,645	6,211
F	38.37	166.9	41.94	209.0	76.75	284.4
Korigovani koeficijent determ.	0.323	0.569	0.374	0.587	0.425	0.584

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A8: Poređenje detaljne BO i JMP dekompozicije objašnjenog dela razlike u zaradama

	Blajnder-Ohaka dekompozicija			JMP dekompozicija		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Javni naspram privatnog sektora						
Pol (žene = 1)	-0.006	-0.005	-0.007	-0.006	-0.004	-0.007
Godine starosti	-0.016	-0.014	-0.016	-0.016	-0.014	-0.016
Tip naselja (gradsko = 1)	0.002	0.002	0.003	0.002	0.002	0.003
Region	0.000	-0.002	0.002	0.000	-0.002	0.002
Obrazovanje	0.051	0.058	0.059	0.051	0.059	0.058
Radno iskustvo	0.031	0.036	0.037	0.031	0.035	0.036
Zanimanje	0.079	0.080	0.085	0.079	0.080	0.086
Skraćeno radno vreme	0.002	0.000	0.001	0.002	0.000	0.001
Ugovor na određeno	0.006	0.011	0.009	0.006	0.012	0.010
<hr/>						
Javna preduzeća naspram sektora države	2014	2015	2016	2014	2015	2016
Pol (žene = 1)	0.046	0.039	0.043	0.029	0.023	0.026
Godine starosti	-0.006	-0.003	-0.002	-0.006	-0.003	-0.002
Tip naselja (gradsko = 1)	-0.004	-0.005	-0.007	-0.004	-0.003	-0.005
Region	-0.003	0.002	0.005	-0.003	0.002	0.000
Obrazovanje	-0.104	-0.109	-0.109	-0.087	-0.096	-0.093
Radno iskustvo	0.020	0.016	0.014	-0.017	-0.024	-0.025
Zanimanje	-0.052	-0.051	-0.056	-0.111	-0.108	-0.123
Skraćeno radno vreme	-0.003	-0.004	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003
Ugovor na određeno	0.004	0.001	0.000	-0.003	-0.010	-0.008

Tabela A9: Nopo dekompozicija po koracima procedure

	kol	2014	2015	2016
<i>Prva faza – odvajanje varijabiliteta usled neuporedivosti radnika između sektora</i>				
Privatni sektor (prosečna zarada)	1	4.952	4.975	5.000
Privatni - neuporedivi (prosečna zarada)	2	4.875	4.884	4.919
Privatni - uporedivi (prosečna zarada)	3	4.997	5.032	5.050
% neuporedivih u privatnom sektoru	4	37.04	38.32	37.92
Javni sektor (prosečna zarada)	5	5.274	5.255	5.284
Javni - neuporedivi (prosečna zarada)	6	5.260	5.221	5.268
Javni - uporedivi (prosečna zarada)	7	5.279	5.268	5.289
% neuporedivih u javnom sektoru	8	28.29	27.84	24.44
Nekorigovana razlika (1-5)	9	0.321	0.280	0.284
<i>Razlika u uporedivom delu uzorka (3-7)</i>	10	0.282	0.236	0.239
Δ privatni (2-3)*4	11	0.045	0.057	0.050
Δ javni (6-7)*8	12	-0.005	-0.013	-0.005
<i>Druga faza – dekompozicija na uporedivom delu uzorka na objašnjeni i neobjašnjeni deo</i>				
Privatni - uporedivi (prosečna zarada)	3	4.997	5.032	5.050
Javni - uporedivi (prosečna zarada)	7	5.279	5.268	5.289
Zarade koje bi radnici u javnom zarađivali u privatnom sektoru	13	5.123	5.173	5.183
Zarade koje bi radnici u privatnom zarađivali u javnom sektoru	14	5.178	5.182	5.186
Δx - razlike u karakteristikama iz perspektive privatnog sektora (7-14)	15	0.101	0.087	0.103
Δo - premija zarada iz perspektive privatnog sektora (14-3)	16	0.181	0.150	0.137
Δx - razlike u karakteristikama iz perspektive javnog sektora (13-3)	17	0.126	0.141	0.133
Δo - premija zarada iz perspektive javnog sektora (7-13)	18	0.156	0.095	0.106
Δx - razlike u karakteristikama (objašnjeni deo) (prosek 15 i 17)	19	0.113	0.114	0.118
Δo - premija zarada (neobjašnjeni deo) (prosek 16 i 18)	20	0.168	0.123	0.121
<i>Razlika u uporedivom delu uzorka (19+20)</i>	10	0.282	0.236	0.239

Tabela A10: Nopo dekompozicija po koracima procedure

	kol	2014	2015	2016
<i>Prva faza – odvajanje varijabiliteta usled neuporedivosti radnika između sektora</i>				
Sektor države (prosečna zarada)	1	5.301	5.272	5.290
Sektor države - neuporedivi (prosečna zarada)	2	5.263	5.233	5.254
Sektor države - uporedivi (prosečna zarada)	3	5.338	5.305	5.321
% neupodivih u sektoru države	4	49.9	46.2	46.6
Javna preduzeća (prosečna zarada)	5	5.229	5.225	5.272
Javna preduzeća - neuporedivi (prosečna zarada)	6	5.178	5.154	5.205
Javna preduzeća - uporedivi (prosečna zarada)	7	5.283	5.284	5.335
% neupodivih u javnim preduzećima	8	51.7	45.6	48.3
Nekorigovana razlika (1-5)	9	-0.072	-0.047	-0.018
Razlika u uporedivom delu uzorka (3-7)	10	-0.055	-0.021	0.014
Δ sektor države (2-3)*4	11	0.037	0.033	0.031
Δ javna preduzeća (6-7)*8	12	-0.054	-0.059	-0.063
<i>Druga faza – dekompozicija na uporedivom delu uzorka na objašnjeni i neobjašnjeni deo</i>				
Sektor države - uporedivi (prosečna zarada)	3	5.338	5.305	5.321
Javna preduzeća - uporedivi (prosečna zarada)	7	5.283	5.284	5.335
Zarade koje bi radnici u JP zarađivali u sektoru države	13	5.236	5.175	5.200
Zarade koje bi radnici u sektoru države zarađivali u JP	14	5.326	5.343	5.421
Δx - razlike u karakteristikama iz perspektive sektora države (7-14)	15	-0.043	-0.059	-0.086
Δo - premija zarada iz perspektive sektora države (14-3)	16	-0.012	0.038	0.100
Δx - razlike u karakteristikama iz perspektive javnih preduzeća (13-3)	17	-0.102	-0.130	-0.121
Δo - premija zarada iz perspektive javnih preduzeća (7-13)	18	0.047	0.109	0.135
Δx - razlike u karakteristikama (prosek 15 i 17)	19	-0.073	-0.094	-0.104
Δo - premija zarada (prosek 16 i 18)	20	0.017	0.073	0.118
<i>Razlika u uporedivom delu uzorka (19+20)</i>	<i>10</i>	<i>-0.055</i>	<i>-0.021</i>	<i>0.014</i>

Tabela A11a: Ocena Hekmanovog modela zarada sa korekcijom za selekciju u javni (privatni) sektor (Žene)

VARIABLES	Žene 2014		Žene 2015		Žene 2016	
	zarade	selekcija	zarade	selekcija	zarade	selekcija
Starost	-0.001*** (0.000)	0.011*** (0.000)	0.000** (0.000)	0.011*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.011*** (0.000)
Gradsko	0.023*** (0.001)	-0.177*** (0.005)	0.035*** (0.001)	-0.120*** (0.005)	0.049*** (0.001)	-0.009* (0.004)
Beograd (izostavljena)						
Vojvodina	-0.072*** (0.001)	-0.179*** (0.005)	-0.061*** (0.001)	0.042*** (0.005)	-0.095*** (0.001)	-0.149*** (0.005)
Z. Srbija	-0.110*** (0.001)	-0.023*** (0.005)	-0.069*** (0.001)	0.203*** (0.005)	-0.058*** (0.001)	0.098*** (0.005)
I. Srbija	-0.099*** (0.001)	0.159*** (0.006)	-0.073*** (0.001)	0.321*** (0.006)	-0.094*** (0.001)	0.235*** (0.006)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.043*** (0.002)	-0.199*** (0.009)	0.046*** (0.002)	-0.099*** (0.009)	0.005* (0.002)	-0.348*** (0.009)
Srednje (4)	0.117*** (0.002)	-0.181*** (0.009)	0.145*** (0.002)	-0.125*** (0.008)	0.066*** (0.002)	-0.269*** (0.008)
Više	0.199*** (0.003)	-0.219*** (0.011)	0.238*** (0.003)	-0.118*** (0.011)	0.186*** (0.003)	-0.349*** (0.010)
Visoko	0.394*** (0.003)	-0.006 (0.011)	0.464*** (0.003)	-0.075*** (0.010)	0.386*** (0.003)	-0.254*** (0.010)
Radno iskus.	0.011*** (0.000)	0.045*** (0.001)	0.011*** (0.000)	0.042*** (0.001)	0.009*** (0.000)	0.040*** (0.001)
Radno iskus.2	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Menadžeri	0.541*** (0.004)	-0.246*** (0.016)	0.457*** (0.004)	-0.264*** (0.016)	0.523*** (0.004)	0.220*** (0.016)
Stručnjaci	0.504*** (0.003)	0.491*** (0.009)	0.394*** (0.003)	0.672*** (0.009)	0.445*** (0.003)	1.013*** (0.009)
Tehničari	0.387*** (0.002)	0.056*** (0.008)	0.336*** (0.002)	0.236*** (0.008)	0.366*** (0.002)	0.349*** (0.008)
Službenici	0.366*** (0.002)	-0.157*** (0.008)	0.282*** (0.002)	-0.226*** (0.008)	0.267*** (0.002)	-0.036*** (0.008)
Usluge	0.081*** (0.004)	-1.356*** (0.008)	0.014*** (0.004)	-1.260*** (0.007)	-0.037*** (0.003)	-1.103*** (0.007)
Zanatlije	0.113*** (0.005)	-1.390*** (0.010)	-0.053*** (0.005)	-1.621*** (0.011)	0.045*** (0.004)	-1.450*** (0.010)
Ruk. mašina	0.125*** (0.007)	-1.471*** (0.014)	-0.101*** (0.006)	-1.467*** (0.012)	-0.020*** (0.006)	-1.704*** (0.013)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	0.184*** (0.003)	0.665*** (0.015)	0.205*** (0.003)	-0.091*** (0.013)	0.143*** (0.003)	0.145*** (0.013)
Rad na određ.	-0.118*** (0.002)	0.040*** (0.007)	-0.124*** (0.002)	-0.115*** (0.006)	-0.110*** (0.002)	0.075*** (0.006)

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Nastavak tabele na sledećoj strani

Tabela A11a: Ocena Hekmanovog modela zarada sa korekcijom za selekciju u javni (privatni) sektor (Žene, nastavak)

Deca	0.028***		0.018***		0.004	
	(0.005)		(0.005)		(0.005)	
U braku	-0.055***		0.083***		0.050***	
	(0.005)		(0.005)		(0.005)	
Glava	-0.019***		0.029***		0.006	
	(0.006)		(0.006)		(0.005)	
Broj članova	0.010***		0.017***		0.018***	
	(0.002)		(0.002)		(0.001)	
IMR	0.247***		0.383***		0.585***	
	(0.016)		(0.013)		(0.010)	
Sigma	-1.371***		-1.390***		-1.399***	
	(0.002)		(0.003)		(0.003)	
Konstanta	4.602***	-0.369***	4.527***	-0.972***	4.495***	-0.907***
	(0.006)	(0.018)	(0.006)	(0.018)	(0.005)	(0.017)
Uzorak	6,823	6,823	8,565	8,565	10,497	10,497
Hi kvadrat	210.8	210.8	679.3	679.3	1447	1447
Značajnost	0	0	0	0	0	0

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A11a: Ocena Hekmanovog modela zarada sa korekcijom za selekciju u javni (privatni) sektor (Muškarci)

VARIABLES	Muškarci 2014		Muškarci 2015		Muškarci 2016	
	zarade	selekcija	zarade	selekcija	zarade	selekcija
Starost	-0.007***	-0.007***	-0.006***	-0.017***	-0.008***	-0.017***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Gradsko	0.030***	-0.145***	0.042***	-0.090***	0.043***	-0.093***
	(0.002)	(0.004)	(0.001)	(0.004)	(0.001)	(0.004)
Beograd (izostavljena)						
Vojvodina	-0.145***	-0.351***	-0.101***	-0.207***	-0.126***	-0.275***
	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.005)
Z. Srbija	-0.189***	-0.005	-0.139***	0.066***	-0.129***	0.007
	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.005)
I. Srbija	-0.159***	0.176***	-0.176***	0.210***	-0.171***	0.173***
	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.005)	(0.002)	(0.005)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.047***	0.131***	0.115***	-0.016**	0.083***	-0.066***
	(0.003)	(0.007)	(0.002)	(0.007)	(0.003)	(0.007)
Srednje (4)	0.192***	0.270***	0.222***	0.252***	0.173***	0.236***
	(0.003)	(0.007)	(0.003)	(0.007)	(0.003)	(0.007)
Više	0.222***	0.049***	0.291***	0.279***	0.255***	0.213***
	(0.004)	(0.010)	(0.003)	(0.010)	(0.003)	(0.010)
Visoko	0.474***	0.332***	0.512***	0.242***	0.472***	0.265***
	(0.004)	(0.009)	(0.003)	(0.009)	(0.003)	(0.009)
Radno iskus.	0.021***	0.065***	0.012***	0.074***	0.017***	0.070***
	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
Radno iskus.2	-0.000***	-0.001***	-0.000***	-0.001***	-0.000***	-0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Nastavak tabele na sledećoj strani

Tabela A11b: Ocena Hekmanovog modela zarada sa korekcijom za selekciju u javni (privatni) sektor (Muškarci)

Menadžeri	0.446*** (0.005)	-0.080*** (0.013)	0.391*** (0.004)	-0.165*** (0.014)	0.316*** (0.004)	0.235*** (0.014)
Stručnjaci	0.341*** (0.004)	0.630*** (0.010)	0.245*** (0.003)	0.601*** (0.010)	0.223*** (0.005)	0.719*** (0.010)
Tehničari	0.244*** (0.003)	-0.147*** (0.009)	0.200*** (0.003)	-0.173*** (0.009)	0.189*** (0.003)	-0.028*** (0.008)
Službenici	0.166*** (0.004)	-0.200*** (0.009)	0.107*** (0.003)	-0.228*** (0.009)	0.059*** (0.003)	-0.186*** (0.009)
Usluge	0.112*** (0.003)	-0.348*** (0.008)	0.096*** (0.003)	-0.310*** (0.008)	0.061*** (0.003)	-0.243*** (0.008)
Zanatlije	0.180*** (0.004)	-0.613*** (0.008)	0.206*** (0.003)	-0.647*** (0.008)	0.172*** (0.004)	-0.524*** (0.008)
Ruk. mašina	0.200*** (0.004)	-0.521*** (0.008)	0.184*** (0.003)	-0.597*** (0.008)	0.119*** (0.004)	-0.443*** (0.008)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Skraćeno r. v.	0.098*** (0.006)	0.174*** (0.019)	0.134*** (0.005)	0.285*** (0.017)	0.106*** (0.005)	0.344*** (0.016)
Rad na određ.	-0.149*** (0.003)	-0.104*** (0.006)	-0.167*** (0.002)	-0.234*** (0.005)	-0.201*** (0.002)	-0.171*** (0.005)
Deca		0.064*** (0.005)		0.095*** (0.005)		0.084*** (0.006)
U braku		-0.104*** (0.005)		-0.100*** (0.005)		-0.049*** (0.005)
Glava		-0.027*** (0.005)		0.143*** (0.004)		0.050*** (0.005)
Broj članova		0.033*** (0.001)		0.048*** (0.001)		0.001** (0.001)
IMR	0.097*** (0.022)		-0.162*** (0.017)		-0.025 (0.037)	
Sigma		-1.090*** (0.002)		-1.238*** (0.002)		-1.255*** (0.001)
Constant	5.003*** (0.010)	-0.587*** (0.016)	5.041*** (0.007)	-0.542*** (0.016)	5.136*** (0.013)	-0.473*** (0.015)
Uzorak	7,878	7,878	9,434	9,434	11,615	11,615
Hi kvadrat (značajnost IMR)	17.93	17.93	69.11	69.11	0.867	0.867
P(Hi kvadrat)	0	0	0	0	0.352	0.352

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A12: Ocena mlogit modela selekcije u javni i privatni sektor (osnovna grupa su ne-zaposleni)

VARIABLES	Žene 2014		Žene 2015		Žene 2016		Mukšarci 2014		Mukšarci 2015		Mukšarci 2016	
	Privatni	Javni	Privatni	Javni	Privatni	Javni	Privatni	Javni	Privatni	Javni	Privatni	Javni
Starost	-0.031*** (0.003)	0.027*** (0.003)	-0.025*** (0.003)	0.038*** (0.003)	-0.022*** (0.002)	0.038*** (0.002)	-0.030*** (0.003)	0.010*** (0.003)	-0.023*** (0.002)	0.013*** (0.003)	-0.025*** (0.002)	0.017*** (0.002)
Gradsko	0.175*** (0.052)	0.088 (0.057)	0.133*** (0.047)	0.079 (0.053)	0.026 (0.041)	0.099** (0.047)	-0.131*** (0.046)	-0.295*** (0.052)	-0.134*** (0.042)	-0.223*** (0.049)	-0.157*** (0.037)	-0.291*** (0.044)
Beograd (izostavljena)												
Vojvodina	0.353*** (0.069)	0.186** (0.072)	0.274*** (0.060)	0.271*** (0.066)	0.318*** (0.054)	0.083 (0.059)	0.264*** (0.064)	-0.233*** (0.073)	0.279*** (0.058)	0.066 (0.068)	0.413*** (0.051)	0.075 (0.060)
Z. Srbija	0.109 (0.069)	0.192*** (0.073)	0.097 (0.062)	0.384*** (0.066)	0.189*** (0.055)	0.312*** (0.058)	0.174*** (0.064)	0.225*** (0.069)	0.333*** (0.058)	0.554*** (0.064)	0.392*** (0.051)	0.440*** (0.058)
I. Srbija	-0.123* (0.074)	0.184** (0.075)	0.054 (0.065)	0.360*** (0.070)	0.155*** (0.060)	0.314*** (0.063)	-0.057 (0.067)	0.311*** (0.068)	0.201*** (0.061)	0.616*** (0.065)	0.277*** (0.055)	0.561*** (0.059)
Osnovno (izostavljena)												
Srednje (2,3)	1.260*** (0.088)	0.607*** (0.105)	0.996*** (0.082)	0.477*** (0.099)	1.133*** (0.071)	0.368*** (0.089)	0.778*** (0.076)	0.789*** (0.092)	0.732*** (0.069)	0.511*** (0.086)	0.968*** (0.060)	0.672*** (0.078)
Srednje (4)	1.481*** (0.083)	1.500*** (0.090)	1.301*** (0.076)	1.502*** (0.080)	1.304*** (0.065)	1.395*** (0.070)	0.818*** (0.076)	1.176*** (0.089)	0.764*** (0.069)	1.154*** (0.084)	0.888*** (0.060)	1.249*** (0.074)
Više	1.353*** (0.122)	1.953*** (0.116)	1.306*** (0.107)	2.218*** (0.104)	1.152*** (0.096)	1.871*** (0.094)	0.821*** (0.119)	1.086*** (0.130)	0.587*** (0.109)	1.229*** (0.117)	0.765*** (0.101)	1.341*** (0.106)
Visoko	1.117*** (0.102)	2.382*** (0.100)	0.841*** (0.092)	2.439*** (0.089)	0.806*** (0.081)	2.270*** (0.078)	0.504*** (0.099)	1.643*** (0.101)	0.415*** (0.090)	1.467*** (0.095)	0.434*** (0.078)	1.610*** (0.084)
Deca	0.072 (0.061)	0.150** (0.065)	0.299*** (0.054)	0.340*** (0.059)	0.250*** (0.048)	0.355*** (0.054)	0.164*** (0.061)	0.251*** (0.065)	0.204*** (0.055)	0.362*** (0.060)	0.105** (0.048)	0.269*** (0.053)
U braku	0.325*** (0.068)	0.337*** (0.068)	0.123** (0.059)	0.360*** (0.063)	0.197*** (0.051)	0.227*** (0.056)	0.595*** (0.069)	0.465*** (0.076)	0.497*** (0.060)	0.418*** (0.068)	0.548*** (0.053)	0.504*** (0.058)
Glava	0.232*** (0.080)	0.475*** (0.074)	0.043 (0.071)	0.334*** (0.070)	0.034 (0.063)	0.215*** (0.062)	0.101* (0.059)	0.175*** (0.063)	0.061 (0.055)	0.316*** (0.057)	0.115** (0.047)	0.287*** (0.052)
Broj članova	0.007 (0.017)	-0.008 (0.018)	-0.035** (0.015)	-0.010 (0.017)	-0.009 (0.006)	0.001 (0.007)	-0.094*** (0.018)	-0.045** (0.018)	-0.087*** (0.015)	-0.014 (0.016)	0.003 (0.006)	0.012* (0.007)
Konstanta	-1.600*** (0.169)	-4.277*** (0.195)	-1.297*** (0.160)	-4.971*** (0.177)	-1.304*** (0.133)	-4.579*** (0.155)	-0.504*** (0.148)	-2.757*** (0.163)	-0.726*** (0.132)	-3.342*** (0.160)	-0.989*** (0.111)	-3.514*** (0.137)
Uzorak	17,926	17,926	21,828	21,828	24,678	24,678	18,677	18,677	22,276	22,276	25,097	25,097
Pseudo R2	0.081	0.081	0.083	0.083	0.078	0.078	0.045	0.045	0.046	0.046	0.056	0.056

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A13: Ocena selmlog modela sa efektima selekcije u javni i privatni sektor

	Žene 2014	Žene 2015	Žene 2016	Muški 2014	Muški 2015	Muški 2016
Starost	-0.004** (0.002)	0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.010*** (0.002)
Gradsko	0.022** (0.011)	0.025*** (0.010)	0.047*** (0.008)	0.058*** (0.014)	0.045*** (0.010)	0.054*** (0.009)
Beograd (izostavljena)						
Vojvodina	-0.076*** (0.014)	-0.079*** (0.013)	-0.079*** (0.014)	-0.093*** (0.028)	-0.132*** (0.018)	-0.126*** (0.023)
Z. Srbija	-0.127*** (0.013)	-0.076*** (0.012)	-0.076*** (0.010)	-0.209*** (0.016)	-0.183*** (0.014)	-0.161*** (0.014)
I. Srbija	-0.124*** (0.015)	-0.089*** (0.013)	-0.117*** (0.010)	-0.208*** (0.021)	-0.220*** (0.016)	-0.227*** (0.013)
Osnovno (izostavljena)						
Srednje (2,3)	0.040 (0.038)	0.073* (0.040)	0.101** (0.040)	-0.023 (0.032)	0.052** (0.025)	0.086*** (0.029)
Srednje (4)	0.047 (0.053)	0.199*** (0.043)	0.146*** (0.038)	0.052 (0.040)	0.141*** (0.027)	0.128*** (0.025)
Više	0.062 (0.062)	0.299*** (0.048)	0.242*** (0.043)	0.075 (0.048)	0.215*** (0.034)	0.185*** (0.032)
Visoko	0.210*** (0.069)	0.514*** (0.057)	0.365*** (0.057)	0.231*** (0.072)	0.418*** (0.042)	0.348*** (0.046)
Radno iskus.	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.005*** (0.002)	0.011*** (0.003)	0.012*** (0.002)	0.014*** (0.002)
Radno iskus.2	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)
Menadžeri	0.554*** (0.036)	0.509*** (0.032)	0.507*** (0.026)	0.440*** (0.041)	0.357*** (0.034)	0.279*** (0.031)
Stručnjaci	0.458*** (0.021)	0.382*** (0.019)	0.387*** (0.017)	0.341*** (0.030)	0.247*** (0.024)	0.218*** (0.022)
Tehničari	0.374*** (0.018)	0.343*** (0.016)	0.341*** (0.014)	0.238*** (0.028)	0.169*** (0.022)	0.172*** (0.021)
Službenici	0.341*** (0.019)	0.276*** (0.017)	0.279*** (0.015)	0.165*** (0.030)	0.099*** (0.024)	0.059** (0.023)
Usluge	0.095*** (0.021)	0.106*** (0.018)	0.080*** (0.016)	0.112*** (0.027)	0.072*** (0.021)	0.039* (0.020)
Zanatlije	0.177*** (0.032)	0.112*** (0.032)	0.120*** (0.027)	0.190*** (0.027)	0.158*** (0.021)	0.153*** (0.020)
Ruk. mašina	0.128*** (0.045)	0.047 (0.034)	0.056 (0.037)	0.194*** (0.026)	0.155*** (0.021)	0.125*** (0.020)
Osnovna zan. (izostavljena)						
Rad na odred.	-0.132*** (0.018)	-0.130*** (0.015)	-0.120*** (0.013)	-0.166*** (0.022)	-0.175*** (0.017)	-0.196*** (0.015)
Ne-zaposlenost	1.078*** (0.189)	1.334*** (0.144)	0.810*** (0.125)	0.916*** (0.349)	0.274 (0.249)	0.736*** (0.213)
Privatni sektor	0.469* (0.245)	0.490* (0.266)	0.724*** (0.245)	0.372 (0.293)	-0.125 (0.204)	0.554** (0.226)
Javni sektor	0.022 (0.080)	0.356*** (0.065)	0.148** (0.062)	-0.099 (0.129)	-0.070 (0.083)	-0.022 (0.084)
Konstanta	5.677*** (0.200)	5.017*** (0.220)	5.252*** (0.222)	6.037*** (0.272)	5.330*** (0.173)	5.937*** (0.195)
Uzorak	6,823	8,565	10,497	7,878	9,434	11,615.

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A14a: Ocena premije zarada javnog sektora na razlititim kvintilima distribucije zarada (2014)

	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Javni sektor	0.210*** (0.011)	0.194*** (0.008)	0.190*** (0.007)	0.183*** (0.008)	0.169*** (0.008)	0.157*** (0.009)	0.157*** (0.010)	0.160*** (0.009)	0.124*** (0.009)
Žene	-0.062*** (0.010)	-0.075*** (0.008)	-0.090*** (0.007)	-0.101*** (0.007)	-0.118*** (0.007)	-0.137*** (0.008)	-0.159*** (0.007)	-0.186*** (0.009)	-0.218*** (0.011)
Starost	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
Gradsko	0.040*** (0.008)	0.040*** (0.007)	0.038*** (0.005)	0.037*** (0.005)	0.039*** (0.006)	0.043*** (0.007)	0.054*** (0.007)	0.049*** (0.010)	0.046*** (0.013)
Beograd (izostavljena)									
Vojvodina	-0.048*** (0.012)	-0.048*** (0.009)	-0.053*** (0.008)	-0.068*** (0.009)	-0.077*** (0.010)	-0.091*** (0.009)	-0.096*** (0.010)	-0.101*** (0.012)	-0.090*** (0.015)
Z. Srbija	-0.098*** (0.013)	-0.089*** (0.009)	-0.087*** (0.008)	-0.094*** (0.008)	-0.107*** (0.008)	-0.125*** (0.009)	-0.148*** (0.010)	-0.181*** (0.012)	-0.166*** (0.012)
I. Srbija	-0.111*** (0.013)	-0.102*** (0.007)	-0.111*** (0.007)	-0.126*** (0.008)	-0.134*** (0.008)	-0.138*** (0.010)	-0.154*** (0.011)	-0.171*** (0.013)	-0.159*** (0.015)
Osnovno (izostavljena)									
Srednje (2,3)	0.034** (0.015)	0.033*** (0.009)	0.039*** (0.008)	0.038*** (0.010)	0.044*** (0.010)	0.048*** (0.012)	0.062*** (0.014)	0.059*** (0.018)	0.038* (0.021)
Srednje (4)	0.086*** (0.014)	0.084*** (0.010)	0.098*** (0.010)	0.106*** (0.012)	0.117*** (0.012)	0.131*** (0.013)	0.136*** (0.015)	0.145*** (0.016)	0.136*** (0.019)
Više	0.127*** (0.017)	0.146*** (0.014)	0.163*** (0.013)	0.174*** (0.015)	0.185*** (0.015)	0.199*** (0.017)	0.193*** (0.019)	0.196*** (0.024)	0.175*** (0.026)
Visoko	0.277*** (0.018)	0.314*** (0.014)	0.334*** (0.012)	0.349*** (0.015)	0.381*** (0.015)	0.414*** (0.016)	0.414*** (0.018)	0.436*** (0.019)	0.454*** (0.030)
Radno iskus.	0.010*** (0.002)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.012*** (0.002)	0.016*** (0.002)
Radno iskus.2	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Menadžeri	0.451*** (0.042)	0.463*** (0.024)	0.505*** (0.022)	0.513*** (0.019)	0.488*** (0.024)	0.493*** (0.021)	0.490*** (0.019)	0.499*** (0.024)	0.519*** (0.036)
Stručnjaci	0.431*** (0.016)	0.434*** (0.011)	0.444*** (0.012)	0.440*** (0.013)	0.412*** (0.012)	0.382*** (0.014)	0.372*** (0.014)	0.364*** (0.020)	0.370*** (0.025)
Tehničari	0.249*** (0.016)	0.291*** (0.010)	0.311*** (0.010)	0.327*** (0.011)	0.327*** (0.010)	0.314*** (0.014)	0.320*** (0.013)	0.309*** (0.017)	0.295*** (0.019)
Službenici	0.208*** (0.016)	0.231*** (0.013)	0.250*** (0.011)	0.249*** (0.012)	0.240*** (0.012)	0.225*** (0.016)	0.219*** (0.016)	0.216*** (0.018)	0.204*** (0.024)
Usluge	0.006 (0.015)	0.018* (0.010)	0.023** (0.009)	0.024** (0.010)	0.023** (0.011)	0.025** (0.011)	0.028** (0.012)	0.028** (0.012)	0.014 (0.017)
Zanatlije	0.097*** (0.015)	0.125*** (0.012)	0.147*** (0.011)	0.167*** (0.012)	0.165*** (0.009)	0.153*** (0.012)	0.164*** (0.014)	0.173*** (0.017)	0.153*** (0.015)
Ruk. mašina	0.148*** (0.018)	0.174*** (0.013)	0.191*** (0.012)	0.198*** (0.013)	0.191*** (0.011)	0.181*** (0.015)	0.182*** (0.015)	0.191*** (0.021)	0.185*** (0.019)
Osnovna zan. (izostavljena)									
Skraćeno r. v.	-0.006 (0.089)	0.063 (0.048)	0.116*** (0.027)	0.129*** (0.038)	0.185*** (0.031)	0.185*** (0.025)	0.227*** (0.039)	0.290*** (0.061)	0.289*** (0.042)
Rad na odred.	-0.102*** (0.015)	-0.098*** (0.011)	-0.082*** (0.010)	-0.082*** (0.010)	-0.074*** (0.009)	-0.088*** (0.009)	-0.099*** (0.009)	-0.105*** (0.010)	-0.111*** (0.016)
konstanta	4.435*** (0.033)	4.538*** (0.029)	4.595*** (0.024)	4.683*** (0.023)	4.763*** (0.020)	4.847*** (0.031)	4.934*** (0.029)	5.028*** (0.036)	5.235*** (0.039)
uzorak	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A14b: Ocena jednačina zarada na različitim kvintilima distribucije zarada (2015)

	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Javni sektor	0.199*** (0.009)	0.171*** (0.006)	0.155*** (0.008)	0.143*** (0.006)	0.131*** (0.005)	0.122*** (0.005)	0.102*** (0.006)	0.086*** (0.007)	0.053*** (0.009)
Žene	-0.074*** (0.007)	-0.081*** (0.005)	-0.092*** (0.005)	-0.112*** (0.005)	-0.125*** (0.004)	-0.145*** (0.005)	-0.155*** (0.007)	-0.174*** (0.008)	-0.212*** (0.011)
Starost	-0.002** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
Gradsko	0.029*** (0.009)	0.031*** (0.005)	0.028*** (0.005)	0.030*** (0.005)	0.032*** (0.005)	0.041*** (0.005)	0.046*** (0.006)	0.044*** (0.007)	0.047*** (0.009)
Beograd (izostavljena)									
Vojvodina	-0.063*** (0.009)	-0.068*** (0.007)	-0.081*** (0.007)	-0.092*** (0.008)	-0.104*** (0.008)	-0.103*** (0.008)	-0.107*** (0.009)	-0.119*** (0.010)	-0.122*** (0.010)
Z. Srbija	-0.073*** (0.009)	-0.069*** (0.006)	-0.079*** (0.006)	-0.104*** (0.006)	-0.125*** (0.006)	-0.137*** (0.007)	-0.157*** (0.008)	-0.174*** (0.011)	-0.185*** (0.011)
I. Srbija	-0.143*** (0.010)	-0.120*** (0.007)	-0.130*** (0.009)	-0.140*** (0.007)	-0.155*** (0.008)	-0.165*** (0.007)	-0.177*** (0.009)	-0.190*** (0.011)	-0.180*** (0.014)
Osnovno (izostavljena)									
Srednje (2,3)	0.088*** (0.015)	0.057*** (0.008)	0.040*** (0.007)	0.033*** (0.006)	0.044*** (0.008)	0.035*** (0.010)	0.043*** (0.010)	0.054*** (0.015)	0.056*** (0.017)
Srednje (4)	0.130*** (0.015)	0.105*** (0.008)	0.094*** (0.007)	0.102*** (0.007)	0.115*** (0.008)	0.109*** (0.009)	0.120*** (0.009)	0.149*** (0.012)	0.175*** (0.018)
Više	0.192*** (0.020)	0.178*** (0.012)	0.174*** (0.010)	0.185*** (0.011)	0.203*** (0.013)	0.209*** (0.016)	0.217*** (0.017)	0.241*** (0.014)	0.243*** (0.024)
Visoko	0.296*** (0.022)	0.309*** (0.016)	0.320*** (0.013)	0.344*** (0.013)	0.375*** (0.014)	0.391*** (0.012)	0.425*** (0.016)	0.486*** (0.016)	0.534*** (0.024)
Radno iskus.	0.006*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.013*** (0.001)	0.019*** (0.001)
Radno iskus.2	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Menadžeri	0.344*** (0.032)	0.416*** (0.021)	0.414*** (0.025)	0.434*** (0.024)	0.451*** (0.025)	0.466*** (0.032)	0.469*** (0.027)	0.446*** (0.041)	0.447*** (0.034)
Stručnjaci	0.382*** (0.017)	0.378*** (0.014)	0.366*** (0.011)	0.352*** (0.012)	0.344*** (0.013)	0.332*** (0.013)	0.318*** (0.016)	0.307*** (0.019)	0.324*** (0.025)
Tehničari	0.229*** (0.015)	0.263*** (0.011)	0.292*** (0.010)	0.302*** (0.010)	0.297*** (0.010)	0.298*** (0.012)	0.284*** (0.013)	0.254*** (0.015)	0.257*** (0.023)
Službenici	0.157*** (0.015)	0.164*** (0.011)	0.194*** (0.009)	0.202*** (0.012)	0.215*** (0.009)	0.221*** (0.012)	0.213*** (0.015)	0.193*** (0.018)	0.200*** (0.017)
Usluge	-0.000 (0.014)	0.005 (0.009)	0.012 (0.010)	0.018** (0.009)	0.016* (0.009)	0.024** (0.011)	0.012 (0.011)	0.006 (0.014)	-0.009 (0.014)
Zanatlije	0.090*** (0.013)	0.098*** (0.011)	0.119*** (0.012)	0.123*** (0.010)	0.123*** (0.010)	0.137*** (0.013)	0.141*** (0.013)	0.128*** (0.017)	0.145*** (0.019)
Ruk. mašina	0.109*** (0.017)	0.132*** (0.011)	0.152*** (0.013)	0.165*** (0.011)	0.179*** (0.011)	0.189*** (0.012)	0.188*** (0.011)	0.193*** (0.017)	0.188*** (0.019)
Osnovna zan. (izostavljena)									
Skraćeno r. v.	0.069** (0.032)	0.094*** (0.012)	0.112*** (0.025)	0.134*** (0.018)	0.164*** (0.018)	0.202*** (0.026)	0.235*** (0.026)	0.251*** (0.039)	0.366*** (0.043)
Rad na određ.	-0.126*** (0.013)	-0.108*** (0.008)	-0.093*** (0.007)	-0.103*** (0.005)	-0.110*** (0.006)	-0.114*** (0.009)	-0.111*** (0.007)	-0.124*** (0.010)	-0.112*** (0.012)
konstanta	4.477*** (0.029)	4.597*** (0.017)	4.689*** (0.017)	4.778*** (0.016)	4.829*** (0.014)	4.912*** (0.015)	4.989*** (0.018)	5.077*** (0.026)	5.213*** (0.032)
uzorak	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A14c: Ocena jednačina zarada na različitim kvintilima distribucije zarada (2016)

	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Javni sektor	0.175*** (0.008)	0.156*** (0.007)	0.138*** (0.006)	0.124*** (0.006)	0.114*** (0.006)	0.107*** (0.006)	0.093*** (0.007)	0.089*** (0.007)	0.072*** (0.009)
Žene	-0.065*** (0.006)	-0.077*** (0.005)	-0.088*** (0.005)	-0.105*** (0.005)	-0.127*** (0.006)	-0.138*** (0.005)	-0.162*** (0.006)	-0.192*** (0.007)	-0.226*** (0.011)
Starost	-0.001*** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
Gradsko	0.029*** (0.006)	0.031*** (0.006)	0.031*** (0.005)	0.029*** (0.004)	0.032*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.034*** (0.005)	0.039*** (0.006)	0.043*** (0.009)
Beograd (izostavljena)									
Vojvodina	-0.073*** (0.008)	-0.077*** (0.007)	-0.073*** (0.006)	-0.086*** (0.005)	-0.099*** (0.007)	-0.103*** (0.007)	-0.112*** (0.008)	-0.105*** (0.009)	-0.128*** (0.012)
Z. Srbija	-0.056*** (0.008)	-0.064*** (0.007)	-0.068*** (0.005)	-0.088*** (0.005)	-0.109*** (0.007)	-0.132*** (0.007)	-0.160*** (0.007)	-0.177*** (0.009)	-0.199*** (0.012)
I. Srbija	-0.122*** (0.012)	-0.112*** (0.007)	-0.111*** (0.007)	-0.127*** (0.006)	-0.141*** (0.008)	-0.161*** (0.009)	-0.177*** (0.011)	-0.177*** (0.012)	-0.203*** (0.015)
Osnovno (izostavljena)									
Srednje (2,3)	0.072*** (0.013)	0.050*** (0.009)	0.054*** (0.008)	0.059*** (0.006)	0.066*** (0.008)	0.074*** (0.009)	0.069*** (0.010)	0.077*** (0.010)	0.082*** (0.016)
Srednje (4)	0.108*** (0.013)	0.090*** (0.010)	0.102*** (0.008)	0.112*** (0.007)	0.123*** (0.009)	0.133*** (0.010)	0.132*** (0.010)	0.145*** (0.012)	0.162*** (0.019)
Više	0.184*** (0.017)	0.164*** (0.013)	0.189*** (0.012)	0.212*** (0.009)	0.230*** (0.015)	0.244*** (0.014)	0.245*** (0.016)	0.248*** (0.018)	0.255*** (0.027)
Visoko	0.288*** (0.016)	0.268*** (0.013)	0.302*** (0.010)	0.339*** (0.010)	0.361*** (0.013)	0.401*** (0.013)	0.419*** (0.014)	0.466*** (0.017)	0.512*** (0.025)
Radno iskus.	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.014*** (0.002)
Radno iskus.2	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Menadžeri	0.357*** (0.037)	0.458*** (0.026)	0.472*** (0.020)	0.452*** (0.028)	0.454*** (0.018)	0.451*** (0.017)	0.444*** (0.026)	0.471*** (0.028)	0.419*** (0.034)
Stručnjaci	0.364*** (0.012)	0.396*** (0.011)	0.369*** (0.008)	0.343*** (0.009)	0.332*** (0.010)	0.314*** (0.010)	0.307*** (0.014)	0.310*** (0.014)	0.331*** (0.025)
Tehničari	0.233*** (0.010)	0.271*** (0.010)	0.275*** (0.009)	0.283*** (0.008)	0.281*** (0.009)	0.268*** (0.009)	0.263*** (0.011)	0.259*** (0.012)	0.239*** (0.022)
Službenici	0.146*** (0.013)	0.174*** (0.012)	0.178*** (0.010)	0.179*** (0.009)	0.188*** (0.009)	0.182*** (0.010)	0.180*** (0.011)	0.187*** (0.013)	0.187*** (0.019)
Usluge	-0.008 (0.011)	0.006 (0.009)	-0.006 (0.008)	-0.014** (0.006)	-0.012* (0.007)	-0.010 (0.007)	-0.019** (0.009)	-0.004 (0.010)	-0.008 (0.016)
Zanatlije	0.095*** (0.012)	0.123*** (0.010)	0.127*** (0.007)	0.131*** (0.006)	0.130*** (0.009)	0.133*** (0.008)	0.139*** (0.011)	0.152*** (0.013)	0.158*** (0.019)
Ruk. mašina	0.103*** (0.013)	0.148*** (0.010)	0.160*** (0.010)	0.171*** (0.007)	0.183*** (0.009)	0.194*** (0.009)	0.191*** (0.010)	0.207*** (0.011)	0.202*** (0.019)
Osnovna zan. (izostavljena)									
Skraćeno r. v.	0.086** (0.036)	0.108*** (0.017)	0.111*** (0.016)	0.132*** (0.018)	0.165*** (0.021)	0.168*** (0.020)	0.202*** (0.018)	0.198*** (0.018)	0.231*** (0.048)
Rad na odred.	-0.118*** (0.009)	-0.105*** (0.009)	-0.089*** (0.007)	-0.086*** (0.006)	-0.090*** (0.006)	-0.090*** (0.007)	-0.091*** (0.006)	-0.095*** (0.009)	-0.104*** (0.011)
konstanta	4.507*** (0.022)	4.632*** (0.017)	4.698*** (0.016)	4.774*** (0.014)	4.841*** (0.017)	4.918*** (0.014)	5.015*** (0.017)	5.109*** (0.019)	5.250*** (0.037)
uzorak	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Tabela A14d: Ocena jednačina zarada na različitim kvintilima distribucije zarada (2014)

	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Javna pred.	0.170*** (0.012)	0.185*** (0.009)	0.188*** (0.009)	0.194*** (0.009)	0.189*** (0.009)	0.195*** (0.011)	0.206*** (0.010)	0.220*** (0.010)	0.205*** (0.014)
Sekt. države	0.241*** (0.011)	0.205*** (0.009)	0.190*** (0.007)	0.178*** (0.008)	0.152*** (0.008)	0.133*** (0.009)	0.120*** (0.008)	0.111*** (0.011)	0.079*** (0.013)
Žene	-0.065*** (0.008)	-0.077*** (0.007)	-0.090*** (0.007)	-0.099*** (0.005)	-0.113*** (0.006)	-0.130*** (0.006)	-0.150*** (0.007)	-0.173*** (0.009)	-0.205*** (0.010)
Starost	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
Gradsko	0.042*** (0.010)	0.040*** (0.006)	0.038*** (0.006)	0.037*** (0.006)	0.040*** (0.006)	0.040*** (0.007)	0.055*** (0.007)	0.050*** (0.008)	0.047*** (0.009)
Beograd (izostavljena)									
Vojvodina	-0.050*** (0.011)	-0.050*** (0.007)	-0.054*** (0.008)	-0.066*** (0.008)	-0.074*** (0.010)	-0.088*** (0.010)	-0.087*** (0.011)	-0.097*** (0.012)	-0.072*** (0.012)
Z. Srbija	-0.093*** (0.011)	-0.088*** (0.009)	-0.087*** (0.007)	-0.092*** (0.007)	-0.105*** (0.007)	-0.123*** (0.008)	-0.143*** (0.008)	-0.171*** (0.011)	-0.156*** (0.012)
I. Srbija	-0.109*** (0.011)	-0.105*** (0.008)	-0.112*** (0.008)	-0.122*** (0.010)	-0.130*** (0.008)	-0.135*** (0.008)	-0.141*** (0.009)	-0.158*** (0.013)	-0.140*** (0.014)
Osnovno (izostavljena)									
Srednje (2,3)	0.035*** (0.013)	0.032*** (0.010)	0.039*** (0.009)	0.039*** (0.010)	0.040*** (0.010)	0.049*** (0.011)	0.058*** (0.014)	0.048*** (0.015)	0.031 (0.020)
Srednje (4)	0.088*** (0.014)	0.083*** (0.009)	0.099*** (0.009)	0.107*** (0.010)	0.118*** (0.010)	0.132*** (0.011)	0.134*** (0.013)	0.135*** (0.015)	0.125*** (0.021)
Više	0.136*** (0.022)	0.147*** (0.017)	0.163*** (0.017)	0.176*** (0.016)	0.184*** (0.014)	0.200*** (0.018)	0.202*** (0.018)	0.201*** (0.023)	0.197*** (0.026)
Visoko	0.285*** (0.023)	0.310*** (0.015)	0.334*** (0.012)	0.349*** (0.015)	0.379*** (0.015)	0.415*** (0.016)	0.416*** (0.015)	0.427*** (0.020)	0.468*** (0.029)
Radno iskus.	0.010*** (0.002)	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.012*** (0.002)	0.015*** (0.002)
Radno iskus.2	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000* (0.000)	-0.000** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Menadžeri	0.441*** (0.041)	0.468*** (0.027)	0.504*** (0.025)	0.508*** (0.028)	0.497*** (0.027)	0.489*** (0.024)	0.504*** (0.026)	0.517*** (0.043)	0.506*** (0.045)
Stručnjaci	0.418*** (0.019)	0.435*** (0.014)	0.443*** (0.013)	0.441*** (0.014)	0.421*** (0.014)	0.402*** (0.016)	0.398*** (0.014)	0.404*** (0.020)	0.383*** (0.027)
Tehničari	0.253*** (0.019)	0.293*** (0.015)	0.310*** (0.011)	0.326*** (0.012)	0.326*** (0.012)	0.329*** (0.015)	0.333*** (0.014)	0.337*** (0.018)	0.316*** (0.022)
Službenici	0.223*** (0.016)	0.235*** (0.014)	0.247*** (0.010)	0.249*** (0.010)	0.226*** (0.010)	0.226*** (0.012)	0.221*** (0.013)	0.230*** (0.016)	0.228*** (0.024)
Usluge	0.018 (0.016)	0.024** (0.010)	0.022** (0.010)	0.023** (0.011)	0.019* (0.011)	0.028** (0.012)	0.038*** (0.014)	0.046*** (0.015)	0.049*** (0.017)
Zanatlije	0.119*** (0.018)	0.131*** (0.013)	0.147*** (0.012)	0.166*** (0.013)	0.158*** (0.011)	0.152*** (0.015)	0.165*** (0.017)	0.176*** (0.021)	0.150*** (0.019)
Ruk. mašina	0.163*** (0.020)	0.182*** (0.013)	0.191*** (0.012)	0.196*** (0.016)	0.183*** (0.014)	0.181*** (0.014)	0.179*** (0.015)	0.193*** (0.018)	0.176*** (0.019)
Osnovna zan. (izostavljena)									
Skraćeno r. v.	-0.021 (0.067)	0.056 (0.042)	0.115*** (0.024)	0.130*** (0.039)	0.186*** (0.037)	0.192*** (0.027)	0.206*** (0.060)	0.306*** (0.060)	0.300*** (0.029)
Rad na odred.	-0.102*** (0.013)	-0.097*** (0.011)	-0.082*** (0.011)	-0.082*** (0.011)	-0.075*** (0.008)	-0.082*** (0.008)	-0.099*** (0.010)	-0.098*** (0.010)	-0.113*** (0.017)
konstanta	4.433*** (0.036)	4.530*** (0.022)	4.597*** (0.020)	4.680*** (0.022)	4.768*** (0.022)	4.829*** (0.025)	4.923*** (0.028)	5.004*** (0.034)	5.208*** (0.047)
uzorak	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701	14,701

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A14e: Ocena jednačina zarada na različitim kvintilima distribucije zarada (2015)

	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Javna pred.	0.176*** (0.009)	0.175*** (0.008)	0.174*** (0.009)	0.177*** (0.008)	0.179*** (0.009)	0.171*** (0.009)	0.162*** (0.010)	0.158*** (0.012)	0.138*** (0.014)
Sekt. države	0.210*** (0.008)	0.169*** (0.005)	0.140*** (0.007)	0.120*** (0.007)	0.104*** (0.006)	0.086*** (0.009)	0.056*** (0.008)	0.030*** (0.009)	-0.009 (0.010)
Žene	-0.072*** (0.007)	-0.080*** (0.006)	-0.089*** (0.005)	-0.104*** (0.005)	-0.117*** (0.005)	-0.134*** (0.006)	-0.142*** (0.007)	-0.165*** (0.008)	-0.203*** (0.012)
Starost	-0.002** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.003*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
Gradsko	0.031*** (0.008)	0.032*** (0.005)	0.029*** (0.005)	0.030*** (0.004)	0.035*** (0.005)	0.040*** (0.006)	0.044*** (0.006)	0.043*** (0.008)	0.049*** (0.010)
Beograd (izostavljena)									
Vojvodina	-0.063*** (0.009)	-0.067*** (0.007)	-0.077*** (0.007)	-0.098*** (0.008)	-0.099*** (0.009)	-0.100*** (0.009)	-0.100*** (0.009)	-0.109*** (0.010)	-0.103*** (0.013)
Z. Srbija	-0.067*** (0.010)	-0.068*** (0.007)	-0.077*** (0.008)	-0.105*** (0.008)	-0.122*** (0.008)	-0.133*** (0.010)	-0.146*** (0.009)	-0.165*** (0.009)	-0.163*** (0.013)
I. Srbija	-0.139*** (0.010)	-0.119*** (0.008)	-0.127*** (0.009)	-0.138*** (0.008)	-0.150*** (0.009)	-0.160*** (0.009)	-0.168*** (0.008)	-0.172*** (0.011)	-0.172*** (0.014)
Osnovno (izostavljena)									
Srednje (2,3)	0.083*** (0.014)	0.057*** (0.009)	0.041*** (0.011)	0.029*** (0.009)	0.037*** (0.010)	0.032*** (0.011)	0.045*** (0.013)	0.056*** (0.015)	0.055*** (0.018)
Srednje (4)	0.126*** (0.015)	0.106*** (0.010)	0.094*** (0.012)	0.095*** (0.010)	0.107*** (0.010)	0.108*** (0.011)	0.123*** (0.011)	0.157*** (0.014)	0.186*** (0.017)
Više	0.185*** (0.019)	0.178*** (0.015)	0.175*** (0.016)	0.184*** (0.013)	0.199*** (0.013)	0.209*** (0.015)	0.225*** (0.013)	0.246*** (0.017)	0.264*** (0.023)
Visoko	0.297*** (0.020)	0.308*** (0.015)	0.321*** (0.016)	0.342*** (0.016)	0.367*** (0.013)	0.390*** (0.016)	0.427*** (0.015)	0.491*** (0.022)	0.534*** (0.027)
Radno iskus.	0.006*** (0.002)	0.005*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.014*** (0.002)	0.019*** (0.002)
Radno iskus.2	-0.000** (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Menadžeri	0.340*** (0.030)	0.413*** (0.021)	0.396*** (0.029)	0.441*** (0.026)	0.459*** (0.024)	0.465*** (0.022)	0.484*** (0.029)	0.453*** (0.027)	0.448*** (0.038)
Stručnjaci	0.375*** (0.016)	0.380*** (0.014)	0.370*** (0.011)	0.363*** (0.011)	0.362*** (0.013)	0.353*** (0.015)	0.345*** (0.017)	0.348*** (0.021)	0.363*** (0.023)
Tehničari	0.227*** (0.013)	0.263*** (0.010)	0.288*** (0.010)	0.306*** (0.009)	0.307*** (0.009)	0.305*** (0.011)	0.298*** (0.014)	0.283*** (0.016)	0.277*** (0.021)
Službenici	0.149*** (0.013)	0.165*** (0.011)	0.186*** (0.010)	0.195*** (0.010)	0.208*** (0.011)	0.216*** (0.011)	0.212*** (0.012)	0.199*** (0.015)	0.200*** (0.019)
Usluge	-0.002 (0.010)	0.006 (0.008)	0.006 (0.009)	0.017** (0.007)	0.015* (0.008)	0.021** (0.009)	0.017 (0.011)	0.025** (0.012)	0.017 (0.017)
Zanatlije	0.093*** (0.012)	0.098*** (0.009)	0.109*** (0.011)	0.118*** (0.009)	0.120*** (0.010)	0.127*** (0.010)	0.133*** (0.014)	0.133*** (0.014)	0.133*** (0.019)
Ruk. mašina	0.111*** (0.013)	0.131*** (0.009)	0.143*** (0.012)	0.162*** (0.011)	0.169*** (0.011)	0.181*** (0.011)	0.180*** (0.013)	0.186*** (0.013)	0.177*** (0.020)
Osnovna zan. (izostavljena)									
Skraćeno r. v.	0.068** (0.032)	0.092*** (0.017)	0.115*** (0.028)	0.145*** (0.022)	0.165*** (0.027)	0.198*** (0.030)	0.238*** (0.033)	0.272*** (0.041)	0.398*** (0.047)
Rad na odred.	-0.124*** (0.013)	-0.107*** (0.009)	-0.094*** (0.009)	-0.101*** (0.006)	-0.107*** (0.007)	-0.111*** (0.009)	-0.111*** (0.009)	-0.122*** (0.010)	-0.111*** (0.014)
konstanta	4.474*** (0.025)	4.592*** (0.021)	4.689*** (0.022)	4.773*** (0.021)	4.827*** (0.020)	4.903*** (0.025)	4.973*** (0.027)	5.044*** (0.030)	5.190*** (0.035)
uzorak	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999	17,999

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A14f: Ocena jednačina zarada na različitim kvintilima distribucije zarada (2016)

	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
Javna pred.	0.178*** (0.011)	0.185*** (0.007)	0.184*** (0.006)	0.174*** (0.007)	0.171*** (0.007)	0.170*** (0.007)	0.165*** (0.007)	0.169*** (0.011)	0.175*** (0.013)
Sekt. države	0.171*** (0.007)	0.137*** (0.007)	0.105*** (0.008)	0.081*** (0.006)	0.068*** (0.007)	0.056*** (0.007)	0.038*** (0.006)	0.025*** (0.009)	-0.009 (0.012)
Žene	-0.064*** (0.007)	-0.069*** (0.005)	-0.077*** (0.005)	-0.094*** (0.004)	-0.109*** (0.005)	-0.124*** (0.005)	-0.145*** (0.005)	-0.172*** (0.007)	-0.211*** (0.008)
Starost	-0.001** (0.001)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
Gradsko	0.028*** (0.006)	0.033*** (0.005)	0.030*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.032*** (0.004)	0.030*** (0.004)	0.030*** (0.005)	0.033*** (0.005)	0.047*** (0.008)
Beograd (izostavljena)									
Vojvodina	-0.074*** (0.008)	-0.071*** (0.006)	-0.069*** (0.005)	-0.083*** (0.006)	-0.094*** (0.005)	-0.098*** (0.006)	-0.101*** (0.007)	-0.094*** (0.008)	-0.092*** (0.011)
Z. Srbija	-0.057*** (0.008)	-0.060*** (0.006)	-0.066*** (0.005)	-0.086*** (0.006)	-0.106*** (0.007)	-0.122*** (0.006)	-0.147*** (0.007)	-0.164*** (0.010)	-0.170*** (0.010)
I. Srbija	-0.122*** (0.011)	-0.108*** (0.006)	-0.112*** (0.007)	-0.122*** (0.006)	-0.137*** (0.007)	-0.148*** (0.007)	-0.160*** (0.008)	-0.161*** (0.011)	-0.169*** (0.012)
Osnovno (izostavljena)									
Srednje (2,3)	0.073*** (0.012)	0.055*** (0.009)	0.056*** (0.008)	0.056*** (0.007)	0.060*** (0.008)	0.074*** (0.010)	0.073*** (0.010)	0.071*** (0.012)	0.087*** (0.013)
Srednje (4)	0.109*** (0.011)	0.094*** (0.008)	0.102*** (0.007)	0.105*** (0.007)	0.115*** (0.008)	0.132*** (0.009)	0.140*** (0.010)	0.147*** (0.013)	0.171*** (0.015)
Više	0.186*** (0.018)	0.166*** (0.013)	0.186*** (0.013)	0.207*** (0.012)	0.225*** (0.012)	0.244*** (0.011)	0.252*** (0.013)	0.250*** (0.017)	0.265*** (0.021)
Visoko	0.290*** (0.015)	0.275*** (0.012)	0.299*** (0.011)	0.329*** (0.010)	0.359*** (0.010)	0.397*** (0.010)	0.430*** (0.012)	0.463*** (0.015)	0.525*** (0.019)
Radno iskus.	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.010*** (0.001)	0.012*** (0.001)	0.015*** (0.001)
Radno iskus.2	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)
Menadžeri	0.356*** (0.038)	0.461*** (0.018)	0.475*** (0.019)	0.456*** (0.013)	0.450*** (0.018)	0.424*** (0.018)	0.452*** (0.028)	0.475*** (0.024)	0.449*** (0.029)
Stručnjaci	0.362*** (0.012)	0.404*** (0.010)	0.394*** (0.011)	0.374*** (0.010)	0.356*** (0.012)	0.345*** (0.012)	0.341*** (0.015)	0.349*** (0.016)	0.370*** (0.024)
Tehničari	0.231*** (0.012)	0.270*** (0.009)	0.283*** (0.009)	0.295*** (0.009)	0.289*** (0.010)	0.282*** (0.009)	0.285*** (0.010)	0.281*** (0.011)	0.278*** (0.019)
Službenici	0.143*** (0.015)	0.166*** (0.010)	0.175*** (0.012)	0.170*** (0.012)	0.171*** (0.012)	0.166*** (0.011)	0.171*** (0.011)	0.183*** (0.015)	0.198*** (0.020)
Usluge	-0.009 (0.012)	0.002 (0.009)	-0.009 (0.010)	-0.019** (0.009)	-0.019** (0.010)	-0.017* (0.010)	-0.010 (0.009)	0.009 (0.012)	0.030* (0.015)
Zanatlije	0.093*** (0.012)	0.114*** (0.009)	0.121*** (0.009)	0.116*** (0.008)	0.116*** (0.009)	0.122*** (0.009)	0.133*** (0.011)	0.144*** (0.013)	0.144*** (0.014)
Ruk. mašina	0.101*** (0.012)	0.136*** (0.009)	0.152*** (0.011)	0.161*** (0.011)	0.171*** (0.011)	0.179*** (0.010)	0.187*** (0.010)	0.199*** (0.012)	0.191*** (0.014)
Osnovna zan. (izostavljena)									
Skraćeno r. v.	0.087*** (0.033)	0.113*** (0.015)	0.127*** (0.017)	0.151*** (0.020)	0.171*** (0.021)	0.180*** (0.021)	0.204*** (0.022)	0.218*** (0.023)	0.216*** (0.033)
Rad na odred.	-0.117*** (0.008)	-0.104*** (0.007)	-0.089*** (0.005)	-0.088*** (0.006)	-0.084*** (0.007)	-0.092*** (0.007)	-0.084*** (0.007)	-0.092*** (0.008)	-0.098*** (0.009)
konstanta	4.508*** (0.023)	4.612*** (0.017)	4.694*** (0.018)	4.773*** (0.015)	4.835*** (0.018)	4.914*** (0.020)	4.981*** (0.021)	5.067*** (0.022)	5.209*** (0.031)
uzorak	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112	22,112

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabela A15a: Poređenje intervala poverenja za ocene iz kvantilnih regresija (2014-2015)

Javni sektor	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2014	0.210	0.194	0.190	0.183	0.169	0.157	0.157	0.160	0.124
Stand. greška	0.011	0.008	0.007	0.008	0.008	0.009	0.010	0.009	0.009
gornji IP (95%)	0.232	0.210	0.204	0.199	0.185	0.175	0.177	0.178	0.142
donji IP (95%)	0.188	0.178	0.176	0.167	0.153	0.139	0.137	0.142	0.106
2015	0.199	0.171	0.155	0.143	0.131	0.122	0.102	0.086	0.053
Stand. greška	0.009	0.006	0.008	0.006	0.005	0.005	0.006	0.007	0.009
gornji IP (95%)	0.217	0.183	0.171	0.155	0.141	0.132	0.114	0.100	0.071
donji IP (95%)	0.181	0.159	0.139	0.131	0.121	0.112	0.090	0.072	0.035
<i>Razlika</i>	<i>0.011</i>	<i>0.023</i>	<i>0.035</i>	<i>0.040</i>	<i>0.038</i>	<i>0.035</i>	<i>0.055</i>	<i>0.074</i>	<i>0.071</i>
Značajnost (95%)			znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.

Javna preduzeća	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2014	0.170	0.185	0.188	0.194	0.189	0.195	0.206	0.220	0.205
Stand. greška	0.012	0.009	0.009	0.009	0.009	0.011	0.010	0.010	0.014
gornji IP (95%)	0.194	0.203	0.206	0.212	0.207	0.217	0.226	0.240	0.232
donji IP (95%)	0.146	0.167	0.170	0.176	0.171	0.173	0.186	0.200	0.178
2015	0.176	0.175	0.174	0.177	0.179	0.171	0.162	0.158	0.138
Stand. greška	0.009	0.008	0.009	0.008	0.009	0.009	0.010	0.012	0.014
gornji IP (95%)	0.194	0.191	0.192	0.193	0.197	0.189	0.182	0.182	0.165
donji IP (95%)	0.158	0.159	0.156	0.161	0.161	0.153	0.142	0.134	0.111
<i>Razlika</i>	<i>-0.006</i>	<i>0.010</i>	<i>0.014</i>	<i>0.017</i>	<i>0.010</i>	<i>0.024</i>	<i>0.044</i>	<i>0.062</i>	<i>0.067</i>
Značajnost (95%)							znač.	znač.	znač.

Sektor države	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2014	0.241	0.205	0.190	0.178	0.152	0.133	0.120	0.111	0.079
Stand. greška	0.011	0.009	0.007	0.008	0.008	0.009	0.008	0.011	0.013
gornji IP (95%)	0.263	0.223	0.204	0.194	0.168	0.151	0.136	0.133	0.104
donji IP (95%)	0.219	0.187	0.176	0.162	0.136	0.115	0.104	0.089	0.054
2015	0.210	0.169	0.140	0.120	0.104	0.086	0.056	0.030	-0.009
Stand. greška	0.008	0.005	0.007	0.007	0.006	0.009	0.008	0.009	0.010
gornji IP (95%)	0.226	0.179	0.154	0.134	0.116	0.104	0.072	0.048	0.011
donji IP (95%)	0.194	0.159	0.126	0.106	0.092	0.068	0.040	0.012	-0.029
<i>Razlika</i>	<i>0.031</i>	<i>0.036</i>	<i>0.050</i>	<i>0.058</i>	<i>0.048</i>	<i>0.047</i>	<i>0.064</i>	<i>0.081</i>	<i>0.088</i>
Značajnost (95%)		znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.

JP - SD (2014)	<i>-0.071</i>	<i>-0.02</i>	<i>-0.002</i>	<i>0.016</i>	<i>0.037</i>	<i>0.062</i>	<i>0.086</i>	<i>0.109</i>	<i>0.126</i>
Značajnost (95%)	znač.				znač.	znač.	znač.	znač.	znač.

JP - SD (2015)	<i>-0.034</i>	<i>0.006</i>	<i>0.034</i>	<i>0.057</i>	<i>0.075</i>	<i>0.085</i>	<i>0.106</i>	<i>0.128</i>	<i>0.147</i>
Značajnost (95%)			znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.

Tabela A15b: Poređenje intervala poverenja za ocene iz kvantilnih regresija (2015-2016)

Javni sektor	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2015	0.199	0.171	0.155	0.143	0.131	0.122	0.102	0.086	0.053
Stand. greška	0.009	0.006	0.008	0.006	0.005	0.005	0.006	0.007	0.009
gornji IP (95%)	0.217	0.183	0.171	0.155	0.141	0.132	0.114	0.100	0.071
donji IP (95%)	0.181	0.159	0.139	0.131	0.121	0.112	0.090	0.072	0.035
2016	0.175	0.156	0.138	0.124	0.114	0.107	0.093	0.089	0.072
Stand. greška	0.008	0.007	0.006	0.006	0.006	0.006	0.007	0.007	0.009
gornji IP (95%)	0.191	0.170	0.150	0.136	0.126	0.119	0.107	0.103	0.090
donji IP (95%)	0.159	0.142	0.126	0.112	0.102	0.095	0.079	0.075	0.054
<i>Razlika</i>	<i>0.024</i>	<i>0.015</i>	<i>0.017</i>	<i>0.019</i>	<i>0.017</i>	<i>0.015</i>	<i>0.009</i>	<i>-0.003</i>	<i>-0.019</i>
Značajnost (95%)									

Javna preduzeća	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2015	0.176	0.175	0.174	0.177	0.179	0.171	0.162	0.158	0.138
Stand. greška	0.009	0.008	0.009	0.008	0.009	0.009	0.01	0.012	0.014
gornji IP (95%)	0.194	0.191	0.192	0.193	0.197	0.189	0.182	0.182	0.165
donji IP (95%)	0.158	0.159	0.156	0.161	0.161	0.153	0.142	0.134	0.111
2016	0.178	0.185	0.184	0.174	0.171	0.17	0.165	0.169	0.175
Stand. greška	0.011	0.007	0.006	0.007	0.007	0.007	0.007	0.011	0.013
gornji IP (95%)	0.200	0.199	0.196	0.188	0.185	0.184	0.179	0.191	0.200
donji IP (95%)	0.156	0.171	0.172	0.160	0.157	0.156	0.151	0.147	0.150
<i>Razlika</i>	-0.002	-0.01	-0.01	0.003	0.008	0.001	-0.003	-0.011	-0.037
Značajnost (95%)									

Sektor države	q10	q20	q30	q40	q50	q60	q70	q80	q90
2015	0.21	0.169	0.14	0.12	0.104	0.086	0.056	0.03	-0.009
Stand. greška	0.008	0.005	0.007	0.007	0.006	0.009	0.008	0.009	0.01
gornji IP (95%)	0.226	0.179	0.154	0.134	0.116	0.104	0.072	0.048	0.011
donji IP (95%)	0.194	0.159	0.126	0.106	0.092	0.068	0.040	0.012	-0.029
2016	0.171	0.137	0.105	0.081	0.068	0.056	0.038	0.025	-0.009
Stand. greška	0.007	0.007	0.008	0.006	0.007	0.007	0.006	0.009	0.012
gornji IP (95%)	0.185	0.151	0.121	0.093	0.082	0.070	0.050	0.043	0.015
donji IP (95%)	0.157	0.123	0.089	0.069	0.054	0.042	0.026	0.007	-0.033
<i>Razlika</i>	0.039	0.032	0.035	0.039	0.036	0.03	0.018	0.005	0
Značajnost (95%)	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.				

JP - SD (2016)	0.007	0.048	0.079	0.093	0.103	0.114	0.127	0.144	0.184
Značajnost (95%)		znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.	znač.

Tabela A16a: Karakteristike radnika u javnom i privatnom sektoru na različitim nivoima distribucije zarada

	Q10		Q50		Q90	
	Privatni	Javni	Privatni	Javni	Privatni	Javni
Obrazovanje						
Osnovno	10.2%	26.7%	8.1%	2.0%	3.2%	1.6%
Srednje	82.4%	65.1%	79.7%	59.2%	48.2%	33.0%
Visoko	7.4%	8.3%	12.2%	38.8%	48.6%	65.4%
Zanimanje						
Menadžeri	0.2%	0.3%	0.8%	1.5%	6.0%	5.6%
Stručnjaci	2.3%	4.0%	2.8%	28.1%	26.1%	46.8%
Tehničari	2.3%	8.8%	11.3%	30.7%	31.7%	21.0%
Službenici	4.3%	4.3%	13.4%	15.5%	7.8%	4.9%
Usluge	57.1%	17.7%	26.4%	6.3%	5.9%	6.2%
Zanatlije	17.2%	10.8%	20.0%	9.0%	14.2%	6.6%
Ruk. mašina	7.9%	4.3%	19.3%	6.0%	6.1%	7.9%
Osnovna zanimanja	8.7%	49.8%	6.1%	2.9%	2.1%	1.0%
Radno iskustvo	12.1	18.8	14.1	20.1	14.3	20.8

Tabela A16b: Karakteristike radnika u sektoru države, javnim preduzećima i privatnom sektoru na različitim nivoima distribucije zarada

	Q10			Q50			Q90		
	Privatni sektor	Javna preduzeća	Sektor države	Privatni sektor	Javna preduzeća	Sektor države	Privatni sektor	Javna preduzeća	Sektor države
Obrazovanje									
Osnovno	10.2%	24.2%	25.0%	8.1%	5.7%	1.2%	3.2%	4.7%	0.0%
Srednje	82.4%	70.0%	67.7%	79.7%	80.6%	47.6%	48.2%	66.8%	14.1%
Visoko	7.4%	5.7%	7.3%	12.2%	13.7%	51.2%	48.6%	28.5%	85.9%
Zanimanje									
Menadžeri	0.2%	0.8%	0.0%	0.8%	3.0%	1.6%	6.0%	4.2%	6.9%
Stručnjaci	2.3%	2.1%	3.6%	2.8%	7.1%	41.1%	26.1%	13.5%	63.9%
Tehničari	2.3%	9.7%	10.4%	11.3%	19.5%	35.2%	31.7%	31.9%	16.7%
Službenici	4.3%	6.5%	5.1%	13.4%	26.6%	9.9%	7.8%	8.4%	3.6%
Usluge	57.1%	15.8%	28.4%	26.4%	5.2%	8.3%	5.9%	1.5%	8.3%
Zanatlije	17.2%	22.9%	5.8%	20.0%	8.8%	1.4%	14.2%	16.0%	0.3%
Ruk. mašina	7.9%	9.0%	3.4%	19.3%	19.1%	1.6%	6.1%	21.4%	0.4%
Osnovna zanimanja	8.7%	33.2%	43.4%	6.1%	10.7%	0.9%	2.1%	3.2%	0.0%
Radno iskustvo	12.1	19.6	19.3	14.1	20.7	19.3	14.3	23.6	19.2

Tabela A17: Model uticaja smanjenja zarada na verovatnoću prelaska u privatni sektor

Model	2	4	6	8
Smanjenje zarade (u hiljadama)	-0.132*** (0.038)	-0.180*** (0.048)		
Smanjenje zarade (veštačka varijabla)			-0.182 (0.177)	-0.314 (0.232)
Visina zarade (u hiljadama)			-0.021** (0.010)	-0.026* (0.014)
Žene	-0.058 (0.134)	-0.302* (0.167)	-0.066 (0.136)	-0.315* (0.170)
Starost	-0.009 (0.011)	-0.019 (0.015)	-0.009 (0.011)	-0.020 (0.015)
Gradsko	-0.111 (0.112)	-0.128 (0.141)	-0.108 (0.113)	-0.125 (0.142)
Beograd (izostavljena)				
Vojvodina	-0.463** (0.181)	-0.548*** (0.208)	-0.483*** (0.179)	-0.569*** (0.204)
Z. Srbija	-0.340** (0.150)	-0.658*** (0.188)	-0.358** (0.150)	-0.685*** (0.188)
I. Srbija	-0.262* (0.152)	-0.455** (0.190)	-0.285* (0.151)	-0.486*** (0.189)
Osnovno (izostavljena)				
Srednje (2,3)	0.159 (0.273)	0.083 (0.326)	0.158 (0.271)	0.079 (0.321)
Srednje (4)	0.079 (0.278)	-0.012 (0.334)	0.088 (0.275)	-0.008 (0.328)
Više	-0.099 (0.375)	-0.153 (0.453)	-0.074 (0.371)	-0.131 (0.446)
Visoko	0.096 (0.332)	0.303 (0.399)	0.140 (0.331)	0.342 (0.395)
Radno iskus.	-0.071*** (0.022)	-0.020 (0.030)	-0.070*** (0.023)	-0.020 (0.030)
Radno iskus.2	0.002*** (0.000)	0.001* (0.001)	0.002*** (0.001)	0.001* (0.001)
Stručnjaci	0.579* (0.343)	0.354 (0.376)	0.596* (0.344)	0.402 (0.381)
Tehničari	0.750** (0.320)	0.734** (0.350)	0.757** (0.322)	0.770** (0.353)
Službenici	0.430 (0.336)	0.341 (0.369)	0.433 (0.337)	0.380 (0.371)
Usluge	0.737** (0.313)	0.591* (0.332)	0.741** (0.312)	0.613* (0.332)
Zanatlije	1.078*** (0.334)	0.780** (0.367)	1.082*** (0.333)	0.807** (0.368)
Ruk. mašina	0.731** (0.346)	0.351 (0.411)	0.744** (0.346)	0.389 (0.410)
Osnovna zan. (izostavljena)				
Rad na odred.	0.670*** (0.173)	0.583*** (0.203)	0.653*** (0.174)	0.549*** (0.204)
konstanta	-1.201** (0.536)	-0.782 (0.595)	-0.717 (0.556)	-0.177 (0.649)
Uzorak	2,403	1,481	2,403	1,481
Pseudo koeficijent determinacije	0.156	0.149	0.159	0.154

Robusne standardne greške u zagradi, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1 Veštačke varijable za menadžere i skraćeno radno vreme izostavljene jer nema opservacija za njihove tranzicije u uzorku

PRILOG 2: DEFINICIJA SEKTORA DRŽAVE I JAVNIH PREDUZEĆA

Podela između sektora države i javnih preduzeća u okviru javnog sektora zasnovana je na NACE klasifikaciji aktivnosti. Od ukupno 18 sektora, radnici iz 13 sektora su direktno klasifikovani u sektor države ili javnih preduzeća. Javna preduzeća uključuju sektore aktivnosti od B do J i L, jer ih tipično obavljaju preduzeća u javnom vlasništvu, dok sektor države uključuje sektore delatnosti K, O, P, Q i U. Preostalih 5 sektora podeljeno je na osnovu trocifrene NACE kategorizacije, a podela je potvrđena na osnovu direktnog izveštaja ispitanika o preduzeću u kojem rade (također dostupno u bazi LFS-a). Tabela B-1 predstavlja sektor i podsektore, njihovu klasifikaciju sektoru države (SD) ili javnim preduzećima (JP), kao i veličinu uzorka u javnom sektoru za 2014. i 2015. godinu.

Tabela B-1: Klasifikacija sektora i podsektora u sektor države (SD) ili javna preduzeća (JP)

NACE kod	Naziv NACE sektora / podsektora	JP/SD	Uzorak	
			2014	2015
B	RUDARSTVO	JP	233	241
C	PRERAĐIVAČKA INDUSTRIJA	JP	532	559
D	SNABDEVANJE ELEKTRIČNOM ENERGIJOM, GASOM, PAROM I KLIMATIZACIJA	JP	323	321
E	SNABDEVANJE VODOM; UPRAVLJANJE OTPADNIM VODAMA, KONTROLISANJE PROCESA UKLANJANJA OTPADA I SLIČNE AKTIVNOSTI	JP	306	365
F	GRAĐEVINARSTVO	JP	138	155
G	TRGOVINA NA VELIKO I TRGOVINA NA MALO; POPRAVKA MOTORNIH VOZILA I MOTOCIKALA	JP	84	96
H	SAOBRAĆAJ I SKLADIŠTENJE	JP	622	698
I	USLUGE SMEŠTAJA I ISHRANE	JP	76	100
J	INFORMISANJE I KOMUNIKACIJE	JP	147	161
K	FINANSIJSKE DELATNOSTI I DELATNOST OSIGURANJA	SD	74	80
L	POSLOVANJE NEKRETNINAMA	JP	4	11
M	STRUČNE, NAUČNE, INOVACIONE I TEHNIČKE DELATNOSTI		101	119
M 69.1	Pravni poslovi	SD	5	4
M 69.2	Računovodstveni, knjigovodstveni i revizorski poslovi; poresko savetovanje	SD	3	8
M 70.1	Upravljačke delatnosti	SD	1	0
M 70.2	Konsultantski poslovi u menadžmentu	SD	1	1
M 71.1	Arhitektonske i inženjerske delatnosti i tehničko savetovanje	JP	27	30
M 71.2	Tehnološko testiranje i analiza	JP	3	13
M 72.1	Istraživanje i eksperimentalni razvoj u prirodnim i tehničko-tehnološkim naukama	SD	27	37

M 72.2	Istraživanje i eksperimentalni razvoj u društvenim naukama	SD	0	5
M 73.1	Marketing	SD	5	0
M 73.2	Istraživanje tržišta i istraživanje javnog mnjenja	SD	1	0
M 74.9	Druge profesionalne, naučne ili tehničke delatnosti.	SD	12	2
M 75.0	Veterinarska delatnost	SD	16	19
N	ADMINISTRATIVNE I POMOĆNE USLUŽNE DELATNOSTI		155	200
N 78.1	Delatnost agencija za zapošljavanje	JP	10	16
N 78.3	Ostalo ustupanje ljudskih resursa	JP	2	0
N 79.1	Delatnost putničkih agencija i tur-operatora	JP	2	0
N 80.1	Delatnost privatnog obezbeđenja	JP	11	12
N 80.2	Usluge sistema obezbeđenja	JP	10	9
N 81.1	Usluge održavanja objekata	JP	29	24
N 81.2	Usluge čišćenja	JP	30	24
N 81.3	Usluge uređenja i održavanja okoline	JP	44	108
N 82.1	Administrativne delatnosti i delatnosti podrške	SD	7	3
N 82.3	Organizacija konferencija i sajamskih aktivnosti	SD	1	3
N 82.9	Delatnosti podrške preduzećima	SD	9	1
O	DRŽAVNA UPRAVA I ODBRANA; OBAVEZNO SOCIJALNO OSIGURANJE	SD	1,324	1,603
P	OBRAZOVANJE	SD	1,427	1,751
Q	ZDRAVSTVENA I SOCIJALNA ZAŠTITA	SD	1,289	1,635
R	UMETNOST; ZABAVA I REKREACIJA		170	187
R 90.0	Stvaralačke, umetničke i zabavne delatnosti	SD	48	55
R 91.0	Rad biblioteka, arhiva, muzeja, galerija i zbirki, zavoda za zaštitu spomenika kulture i ostale kulturne delatnosti	SD	64	73
R 92.0	Lutrija	JP	0	2
R 93.1	Sportske delatnosti	JP	50	52
R 93.2	Ostale zabavne i rekreativne delatnosti	JP	8	5
S	OSTALE USLUŽNE DELATNOSTI		49	40
S 94.1	Delatnost poslovnih i profesionalnih organizacija (privredna komora, omladinska zadruga)	SD	5	4
S 94.2	Delatnost sindikata	SD	5	2
S 94.9	Delatnost ostalih organizacija na bazi učlanjenja (crveni krst, udruženje penzionera, crkva-dzamiya)	SD	16	9
S 95.2	Popravka predmeta za ličnu upotrebu	JP	2	0
S 96.0	Ostale licne uslužne delatnosti	JP	19	24
U	DELATNOST EKSTERITARIJALNIH ORGANIZACIJA I TELA	SD	2	1

PRILOG 3: DODATNE TABELE I GRAFIKONI IZ POGLAVLJA 6

Tabela C-1: Testiranje jediničnog korena u seriji zarada u sektoru države

DPGOV_LN	Koeficijent	Std. greška	t statistika	Znač.
C	0.188	0.298	0.629	0.531
@TREND	0.000	0.000	-0.217	0.829
PGOV_LN (-1)	-0.017	0.028	-0.602	0.549
DPGOV_LN(-1)	-0.529	0.117	-4.512	0.000
DPGOV_LN(-2)	-0.283	0.127	-2.226	0.029
DPGOV_LN(-3)	0.264	0.102	2.587	0.012
LOM11_01	0.121	0.019	6.307	0.000
LOM11_01(-1)	-0.025	0.024	-1.046	0.299
LOM11_01(-2)	-0.029	0.022	-1.292	0.200
LOM11_01(-3)	-0.043	0.022	-2.000	0.049
LOM11_01(-4)	0.044	0.021	2.043	0.044
LOM13_05	-0.065	0.020	-3.282	0.002
LOM13_05(-1)	0.013	0.021	0.603	0.548
LOM13_05(-2)	-0.005	0.021	-0.251	0.802
LOM13_05(-3)	0.078	0.021	3.758	0.000
LOM13_05(-4)	-0.029	0.021	-1.405	0.164
LOM14_01	-0.080	0.020	-4.073	0.000
LOM14_01(-1)	0.007	0.021	0.324	0.747
LOM14_01(-2)	0.025	0.021	1.202	0.233
LOM14_01(-3)	0.001	0.021	0.063	0.950
LOM14_01(-4)	0.038	0.020	1.875	0.065
LOM15_01	-0.105	0.020	-5.139	0.000
LOM15_01(-1)	-0.023	0.024	-0.975	0.332
LOM15_01(-2)	-0.024	0.022	-1.066	0.290
LOM15_01(-3)	0.017	0.021	0.833	0.407
LOM15_01(-4)	-0.014	0.019	-0.717	0.476

Napomena: PGOV_LN predstavlja seriju logaritmovanih desezoniranih zarada u sektoru države, dok varijabla DPGOV_LN predstavlja njenu prvu diferencu. Varijable sa oznakom LOM, predstavljaju jednokratne lomove u seriji. Uzorak: 2009M05 2017M12.

Slika C1: Ispitivanje autokorelacije i normalnosti reziduala jednačine iz tabele C1

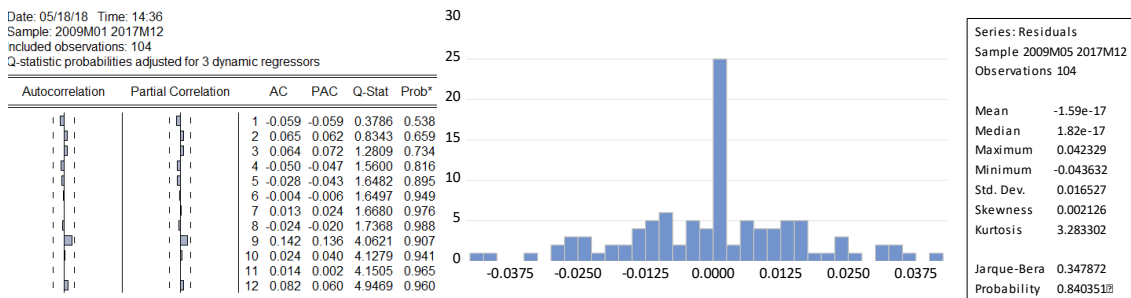


Tabela C-2: Testiranje jediničnog korena prve diference serije zarada u sektoru države

DDPGOV_LN	Koeficijent	Std. greška	t statistika	Znač.
C	0.011	0.004	2.423	0.017
@TREND	0.000	0.000	-0.887	0.378
DPGOV_LN(-1)	-2.092	0.142	-14.765	0.000
DDPGOV_LN(-1)	0.409	0.078	5.230	0.000
LOM11_01	0.121	0.021	5.811	0.000
LOM11_01(-1)	-0.007	0.024	-0.295	0.769
LOM11_01(-2)	-0.028	0.023	-1.225	0.224
LOM13_05	-0.068	0.021	-3.215	0.002
LOM13_05(-1)	-0.001	0.022	-0.059	0.953
LOM13_05(-2)	0.000	0.022	0.003	0.997
LOM14_01	-0.079	0.021	-3.778	0.000
LOM14_01(-1)	-0.006	0.022	-0.275	0.784
LOM14_01(-2)	0.024	0.022	1.084	0.281
LOM15_01	-0.118	0.021	-5.587	0.000
LOM15_01(-1)	-0.045	0.023	-1.983	0.050
LOM15_01(-2)	-0.038	0.022	-1.750	0.084

Napomena: DPGOV_LN predstavlja prvu diferencu serije logaritmovanih desezoniranih zarada u sektoru države, dok varijabla DDPGOV_LN predstavlja njenu prvu diferencu, odnosno drugu diferencu originalne serije. Varijable sa oznakom LOM, predstavljaju jednokratne lomove u seriji. Uzorak: 2009M04 2017M12

Slika C2: Ispitivanje autokorelacije i normalnosti reziduala jednačine iz tabele C2

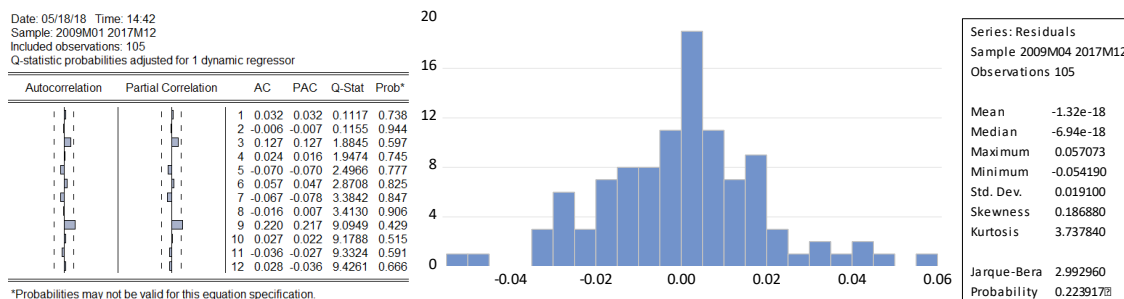


Tabela C3: Testiranje jediničnog korena u seriji zarada u sektoru prer. industrije

DPIND_LN	Koeficijent	Std. greška	t statistika	Znač.
C	0.870	0.500	1.740	0.085
@TREND	0.000	0.000	1.162	0.248
PIND_LN (-1)	-0.083	0.049	-1.698	0.093
DPIND_LN(-1)	-0.744	0.095	-7.808	0.000
DPIND_LN(-2)	-0.375	0.091	-4.132	0.000

Napomena: PIND_LN predstavlja seriju logaritmovanih desezoniranih zarada u sektoru prerađivačke industrije, dok varijabla DPIND_LN predstavlja njenu prvu diferencu. Uzorak: 2009M04 2017M12

Slika C3: Ispitivanje autokorelacije i normalnosti reziduala jednačine iz table C3

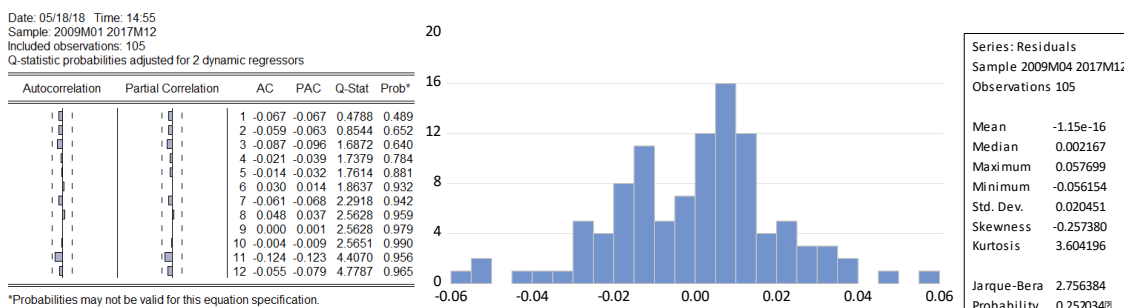


Tabela C4: Testiranje jediničnog korena prve diference zarada u sektoru prerađivačke industrije

DDPIND_LN	Koeficijent	Std. greška	t statistika	Znač.
C	0.021	0.005	4.671	0.000
@TREND	0.000	0.000	-2.062	0.042
DPIND_LN(-1)	-2.200	0.160	-13.754	0.000
DDPIND_LN(-1)	0.401	0.090	4.439	0.000

Napomena: DPIND_LN predstavlja prvu diferencu serije logaritmovanih desezoniranih zarada u sektoru države, dok varijabla DDPIND_LN predstavlja njenu prvu diferencu, odnosno drugu diferencu originalne serije. Uzorak: 2009M04 2017M12

Slika C4: Ispitivanje autokorelacije i normalnosti reziduala jednačine iz table C4

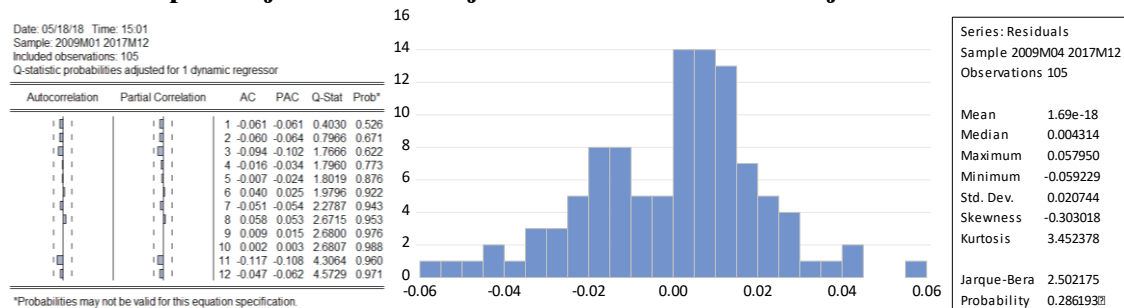


Tabela C5: VAR model – ispitivanje međusobne povezanosti između zarada u sektoru države i sektoru prerađivačke industrije

	VAR 2		VAR2 - Inflacija		VAR2 - IIP		VAR2 – Inflacija, IIP	
	Industrija	Država	Industrija	Država	Industrija	Država	Industrija	Država
Zarade u sektoru industrije (-1)	0.162* (0.092)	-0.146 (0.101)	0.104 (0.092)	-0.18* (0.101)	0.089 (0.092)	-0.169 (0.106)	0.082 (0.094)	-0.181* (0.104)
Zarade u sektoru industrije (-2)	0.366*** (0.09)	0.231** (0.099)	0.382*** (0.088)	0.263*** (0.097)	0.416*** (0.09)	0.286*** (0.103)	0.418*** (0.091)	0.307*** (0.101)
Zarade u sektoru industrije (-3)	0.402*** (0.097)	0.117 (0.107)	0.405*** (0.098)	0.134 (0.108)	0.408*** (0.098)	0.099 (0.113)	0.405*** (0.102)	0.109 (0.114)
Zarade u sektoru države (-1)	-0.001 (0.073)	0.315*** (0.08)	-0.019 (0.074)	0.298*** (0.082)	-0.001 (0.07)	0.331*** (0.081)	-0.009 (0.074)	0.311*** (0.083)
Zarade u sektoru države (-2)	0.042 (0.073)	0.195** (0.081)	0.019 (0.073)	0.198** (0.08)	0.018 (0.072)	0.194** (0.082)	0.023 (0.073)	0.195** (0.081)
Zarade u sektoru države (-3)	-0.055 (0.067)	0.378*** (0.073)	-0.002 (0.068)	0.385*** (0.075)	-0.031 (0.067)	0.353*** (0.077)	-0.026 (0.069)	0.366*** (0.077)
Konstanta	0.842 (0.531)	-0.879 (0.583)	1.135** (0.541)	-0.968 (0.596)	1.027** (0.518)	-0.924 (0.595)	1.08** (0.543)	-1.039* (0.603)
Jednokratni lom (2011:01)	0.009 (0.021)	0.115*** (0.023)	0.004 (0.02)	0.106*** (0.022)	-0.002 (0.02)	0.105*** (0.023)	-0.004 (0.02)	0.1*** (0.023)
Jednokratni lom (2015:01)	0.06*** (0.02)	-0.106*** (0.022)	0.058*** (0.02)	-0.11*** (0.022)	0.066*** (0.02)	-0.099*** (0.023)	0.064*** (0.02)	-0.107*** (0.023)
Inflacija (-1)			0 (0)	-0.82 (0.338)			-0.194 (0.315)	-0.804 (0.35)
Inflacija (-2)			-0.291 (0.307)	0.753** (0.332)			0.321 (0.311)	0.644* (0.346)
Inflacija (-3)			0.475 (0.301)	-0.129 (0.335)			0.092 (0.305)	-0.093 (0.338)

	VAR 2		VAR2 - Inflacija		VAR2 - IIP		VAR2 – Inflacija, IIP	
	Industrija	Država	Industrija	Država	Industrija	Država	Industrija	Država
Δ Indeks industrijske proizvodnje (-1)					0.073 (0.062)	0.078 (0.072)	0.066 (0.063)	0.058 (0.07)
Δ Indeks industrijske proizvodnje (-2)					0.015 (0.065)	-0.026 (0.075)	0.008 (0.067)	-0.054 (0.075)
Δ Indeks industrijske proizvodnje (-3)					-0.121 (0.064)	-0.123 (0.074)	-0.104 (0.067)	-0.082 (0.074)
Trend	0 (0)	-0.002** (0)	0.066 (0.304)	-0.002** (0)	0 (0)	-0.002** (0)	0 (0)	-0.002** (0)
Koeficijent determinacije	0.988	0.953	0.988	0.957	0.989	0.954	0.989	0.958
Korigovani koeficijent determinacije	0.986	0.949	0.987	0.951	0.987	0.948	0.987	0.951
F statistik	842.952	214.596	641.595	166.926	659.078	157.865	518.536	133.090
Log likelihood	264.754	254.931	267.445	257.293	268.827	254.521	269.692	258.794
AIC	-4.852	-4.665	-4.893	-4.698	-4.920	-4.645	-4.879	-4.669
SIC	-4.600	-4.413	-4.563	-4.367	-4.589	-4.314	-4.472	-4.262
Log likelihood	526.8675		530.9370		529.424		534.024	
AIC	-9.655		-9.710		-9.681		-9.654	
SIC	-9.149		-9.049		-9.020		-8.841	
Broj ocenjenih koeficijenata	20		26		26		32	

BIOGRAFIJA AUTORA

Marko Vladislavljević rođen je 06.09.1983. godine u Beogradu. Diplomirao na Ekonomskom fakultetu u Beogradu 2008. godine (smer: Statistika, informatika i kvantitativne finansije). Master tezu pod nazivom “Mikroekonometrijski model neaktivnosti na tržištu rada Srbije” odbranio je na Ekonomskom fakultetu u Beogradu 2011. godine (smer: Kvantitativna analiza - Ekonometrija, mentor: prof. dr Aleksandra Nojković). Oktobra 2014. godine upisao je doktorske studije na Ekonomskom fakultetu u Beogradu, smer: Statistika. U periodu februar-april 2017. godine, boravio je na razmeni na Departmanu za ekonomiju Univerziteta u Perudi, Italija, pod mentorstvom profesora Kristijana Peruđinija.

U periodu od 2009. do 2011. godine radio je na Ekonomskom fakultetu u Beogradu, na predmetima Ekonomska statistika i Istraživanje tržišta, najpre kao demonstrator (2009. godine), a zatim i kao saradnik u nastavi (2010. i 2011. godine). Od 2009. do 2014. godine radio je kao mlađi istraživač u Fondaciji za razvoj ekonomske nauke (FREN), a od 2014. godine i kao samostalni (stariji) istraživač, gde je učestvovala u velikom broju istraživačkih projekata. Marko je jedan od kreatora prvog srpskog mikrosimulacionog modela poreza i doprinosa (SRMOD). Radio je i kao konsultant Svetske banke, Međunarodne organizacije rada, UN Women i UNDP. Od februara 2016. godine zaposlen u Institutu ekonomskih nauka u Beogradu.

Negovi radovi su objavljeni u međunarodnim naučnim časopisima Cambridge Journal of Economics, Economics of Transition, Psychological reports, Voluntas, Ekonomski anali itd., kao i u monografijama koje su izdali ugledni međunarodni izdavači kao što su Springer i Palgrave, kao i u drugim publikacijama.

IZJAVA O AUTORSTVU

Potpisani-a Marko Vladislavljević

broj indeksa _____

Izjavljujem

da je doktorska disertacija pod naslovom

Ekonometrijska analiza premije zarada javnog sektora u Srbiji u uslovima fiskalne konsolidacije

- rezultat sopstvenog istraživačkog rada,
- da predložena disertacija u celini ni u delovima nije bila predložena za dobijanje bilo koje diplome prema studijskim programima drugih visokoškolskih ustanova,
- da su rezultati korektno navedeni i
- da nisam kršio/la autorska prava i koristio intelektualnu svojinu drugih lica.

Potpis doktoranda

U Beogradu, _____

**IZJAVA O ISTOVETNOSTI ŠTAMPANE I ELEKTRONSKE VERZIJE
DOKTORSKOG RADA**

Ime i prezime autora Marko Vladislavljević

Broj indeksa _____

Studijski program Statistika

Naslov rada Ekonometrijska analiza premije zarada javnog sektora u Srbiji u uslovima fiskalne konsolidacije

Mentor prof.dr. Aleksandra Nojković

Potpisani/a _____

Izjavljujem da je štampana verzija mog doktorskog rada istovetna elektronskoj verziji koju sam predao/la za objavljivanje na portalu **Digitalnog repozitorijuma Univerziteta u Beogradu**.

Dozvoljavam da se objave moji lični podaci vezani za dobijanje akademskog zvanja doktora nauka, kao što su ime i prezime, godina i mesto rođenja i datum odbrane rada.

Ovi lični podaci mogu se objaviti na mrežnim stranicama digitalne biblioteke, u elektronskom katalogu i u publikacijama Univerziteta u Beogradu.

Potpis doktoranda

U Beogradu, _____

IZJAVA O KORIŠĆENJU

Ovlašćujem Univerzitetsku biblioteku „Svetozar Marković“ da u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu unese moju doktorsku disertaciju pod naslovom:

Ekonometrijska analiza premije zarada javnog sektora u Srbiji u uslovima fiskalne konsolidacije

koja je moje autorsko delo.

Disertaciju sa svim priložima predao/la sam u elektronskom formatu pogodnom za trajno arhiviranje.

Moju doktorsku disertaciju pohranjenu u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu mogu da koriste svi koji poštuju odredbe sadržane u odabranom tipu licence Kreativne zajednice (Creative Commons) za koju sam se odlučio/la.

1. Autorstvo

2. Autorstvo - nekomercijalno

3. Autorstvo – nekomercijalno – bez prerade

4. Autorstvo – nekomercijalno – deliti pod istim uslovima

5. Autorstvo – bez prerade

6. Autorstvo – deliti pod istim uslovima

(Molimo da zaokružite samo jednu od šest ponuđenih licenci, kratak opis licenci dat je na poleđini lista).

Potpis doktoranda

U Beogradu, _____
