

Univerzitet u Beogradu
Ekonomski fakultet

Dragan M. Aleksić

Tržište rada niskih zarada – Efekti promene
minimalne zarade i nejednakost zarada u Srbiji

Doktorska disertacija

Beograd, 2020. godina

University of Belgrade
Faculty of Economics

Dragan M. Aleksić

Low-wage labour market – The impact of a change
in the national minimum wage and wage
inequality in Serbia

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2020

Mentor:

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

Članovi komisije:

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

Dr Maja Jandrić, vanredni profesor, Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

Dr Branko Radulović, vanredni profesor, Univerzitet u Beogradu, Pravni fakultet

Datum odbrane: _____

Posveta

Koristim priliku da se zahvalim svim članovima komisije na velikoj podršci i pomoći koju su mi pružali tokom izrade disertacije. Veliku zahvalnost dugujem profesorki Gorani Krstić i profesorki Maji Jandrić koje su svojim konstruktivnim komentarima umnogome uticale na poboljšanje kvaliteta disertacije.

Posebno se zahvaljujem profesoru Mihailu Arandarenku koji je mentor ove disertacije. Zapravo, bio je mnogo više od onoga što mentorska titula podrazumeva. Profesor Arandarenko pruža podršku mom naučnom radu od samog početka moje karijere. Sa istom praksom nesebično je nastavio i tokom pisanja ove disertacije. Inspirativan pristup profesora Arandarenka, koji se zasnivao na neisključivosti prilikom davanja komentara i sugestija, ostavio mi je dovoljno istraživačke slobode i ujedno me podstakao da dodatno istražim određene teme i sagledam ih iz različitih uglova. Bez njegove posvećenosti, stručnosti i truda, ova disertacija ne bi bila moguća.

Takođe, zahvaljujem se i Ljubici Đorđević, ne samo na neumornom iščitavanju i stilskim korekturama koje su doprinele jezičkoj lepoti disertacije, već i na razumevanju koje je pokazala za svaki trenutak pažnje koji nisam mogao da joj posvetim tokom pisanja ovog rada.

Veliku zahvalnost dugujem i profesoru Božidaru Ceroviću koji je prepoznao moju sklonost ka naučno-istraživačkom radu i koji me je uveo u nauku.

Doktorsku disertaciju posvećujem svojoj majci Ivani.

Tržište rada niskih zarada – Efekti promene minimalne zarade i nejednakost zarada u Srbiji

Sažetak

Pogoršanje performansi tržišta rada u Srbiji do kojeg je došlo usled pojave ekonomske krize uticalo je na to da naučna javnost bude preokupirana temama kao što su niska zaposlenost i visoka nezaposlenost. Oporavak tržišta rada koji je otpočeo u prvom delu druge decenije XXI veka ostavio je prostora istraživačima da se ne bave isključivo kvantitetom, već i kvalitetom zaposlenosti. Ova disertacija je korak u tom smeru, jer razmatra jedan od najvažnijih aspekata kvaliteta zaposlenosti – dohodak od rada. U njoj se analiza zarada i njihove dinamike sprovodi putem tri empirijska istraživanja u čijem je fokusu segment tržišta rada na kome rade radnici sa niskim zaradama.

Prvo istraživanje u sklopu disertacije bavi se minimalnom zaradom u Srbiji i procenom efekata njenog povećanja na agregatni nivo zaposlenosti. Uz pretpostavku o dvosmernom uticaju minimalne zarade, rezultati ocenjenog modela ukazuju da povećanje realne minimalne zarade od 1% smanjuje verovatnoću zadržavanja posla radnicima koji primaju minimalnu zaradu za 3,1%. Rizik od gubitka posla usled povećanja realne minimalne zarade razlikuje se po polovima, na način da je opasnost od gubitka posla veća kod muškaraca. Najosetljiviji na promenu minimalne zarade su radnici sa niskim nivoom obrazovanja čija responzivnost na promenu realne minimalne zarade iznosi oko 5%.

Drugi segment istraživanja ispituje učestalost i perzistentnost niskih zarada u Srbiji. Iako se procene razlikuju u zavisnosti od korišćenih izvora podataka, ispostavlja se da oko 1/5 zaposlenih radnika ima primanja koja su manja od 67% nacionalne medijalne zarade, što se smatra niskom zaradom. Dodatno, čak 2/3 niskoplaćenih radnika u Srbiji primalo je niske zarade i u prethodnoj godini, što je iznad proseka odabranih evropskih zemalja. S obzirom na to da je perzistentnost niskih zarada izrazito visoka, u disertaciji detaljnije ispitujuemo šta je njen glavni uzrok. Rezultati proistekli iz sprovedenog modela pokazali su da niskoplaćeni radnici u Srbiji primaju niske zarade u povezanim periodima pre svega zbog svojih ličnih karakteristika i da se ne nalaze u tzv. „klopci niskih zarada“. Ipak, učešće istinske zavisnosti od prethodnog položaja u objašnjenju perzistentnosti niskih zarada u Srbiji nije zanemarljivo i nalazi se iznad proseka za posmatrane evropske zemlje.

Treće istraživanje odnosi se na merenje nejednakosti i ispitivanje mobilnosti zarada tokom vremena. Primenom komplementarnih pokazatelja nejednakosti ustanovljeno je da je u međunarodnoj perspektivi pozicija Srbije dosta povoljnija kada je reč o nejednakosti zarada nego u slučaju nejednakosti dohotka. Međutim, manje povoljno je to što su svi izvori podataka saglasni da se nejednakost zarada u posmatranom periodu blago povećala. Druga komponenta analize nejednakosti koja je sprovedena u disertaciji odnosi se na vremensku pokretljivost radnika na letvici zarada. Nalazi do kojih se došlo pokazuju da je stepen pokretljivosti zarada u Srbiji nešto ispod proseka zemalja EU, ali i da se povećao tokom vremena. Štaviše, dobijene pozitivne i rastuće vrednosti Fildsovog indeksa mobilnosti ukazuju da se radi o tzv. „dobroj mobilnosti“, odnosno da je karakter mobilnosti u Srbiji takav da teži da u dugom roku smanji nejednakost zarada. Konačno, rezultati simulacionog modela pokazali su da je učinkovitost minimalne zarade u smanjenju nejednakosti zarada izuzetno ograničena. Slično važi i za aktuelni sistem oporezivanja rada koga karakteriše nedovoljna redistributivnost, s obzirom na to da je u stanju da redukuje vrednost Ginija za svega 0,3-0,4 poena, što je daleko ispod evropskog proseka.

Ključne reči: Tržište rada, zaposlenost, minimalna zarada, niske zarade, perzistentnost, nejednakost zarada.

Naučna oblast: Ekonomske nauke.

Uža naučna oblast: Tržište rada, nejednakost, primenjena mikroekonometrija,.

JEL klasifikacija: D31, J30, J31, J38.

UDK: 331.2:331.5(497.11)(043.3)

Low-wage labour market – The impact of a change in the national minimum wage and wage inequality in Serbia

Abstract

The worsening of performances on the Serbian labour market due to the economic crisis has led the scientific public to be preoccupied with topics such as low employment and high unemployment. The recovery of the labour market, which began in the first part of the second decade of the 21st century, left room for researchers to deal not only with quantity but also with the quality of employment. The dissertation is a step in that direction, as it looks at one of the most important aspects of employment quality - labour income. It analyzes wages and their dynamics through three empirical studies focusing on the low-wage labour market segment.

The first research within the dissertation deals with the minimum wage in Serbia and assesses the effects of its increase on aggregate employment. With the assumption of a two-way impact of the minimum wage, the results of the estimated model indicate that an increase in the real minimum wage of 1% reduces the likelihood of job retention for workers receiving a minimum wage by 3.1%. The risk of losing a job due to an increase in the real minimum wage varies by gender, so that the risk of losing a job is higher for men. The most sensitive to the change in the real minimum wage are low-skilled workers, whose responsiveness to the change in the real minimum wage is about 5%.

The second segment examines the incidence and persistence of low wages in Serbia. Although estimates vary depending on the data sources used, it turns out that about one-fifth of employed workers have labour incomes that are less than 67% of national median earnings, which is a threshold for the low earnings. In addition, as many as two-thirds of low-paid workers in Serbia received low wages in the previous year, which is above the average of observed European countries. Since the persistence of low wages is extremely high, the root cause of it will be examined minutely in the dissertation. The results from the implemented model showed that low-paid workers in Serbia receive low wages in the consecutive periods, primarily because of their personal characteristics and that they are not in the so-called "Low-wage trap". Nevertheless, the share of true state dependence of the previous position in explaining the persistence of low wages in Serbia is not negligible and is above the average for the observed European countries.

The third research is related to measuring inequality and investigating wage mobility over time. Applying complementary measures of inequality, it has been established that, from an international perspective, Serbia's position is much more favourable when it comes to wage inequality than in the case of income inequality. However, it is less favourable that all data sources agree that wage inequality slightly increased over the observed period. The second component of the inequality analysis that was conducted in the dissertation relates to the mobility of workers on the wage ladder as time goes by. The findings show that the level of wage mobility in Serbia is slightly below the EU average, but has increased over time. Moreover, the positive and increasing values of the Fields mobility index indicate that this is a so-called "good mobility". In other words, the character of mobility in Serbia is such that it tends to reduce wage inequality in the long run. Finally, the results of the simulation model showed that the effectiveness of the minimum wage in reducing wage inequality is extremely limited. The same applies to the current system of labour taxation, which is characterized by insufficient redistributiveness, since it is able to reduce the value of Gini by only 0.3-0.4 points, which is far below the European average.

Key words: Labor market, employment, minimum wage, low wage, persistence, wage inequality.

Scientific field: Economics

Scientific subfield: Labour market, Inequality, Applied microeconometrics.

JEL Codes: D31, J30, J31, J38.

UDC: 331.2:331.5(497.11)(043.3)

SADRŽAJ

1. UVOD	1
2. MINIMALNA ZARADA I NJEN UTICAJ NA ZAPOSLENOST U SRBIJI	6
2.1 Uvod.....	6
2.2 Pregled literature.....	18
2.2.1. Teorijski modeli minimalne zarade.....	18
2.2.2 Empirijska istraživanja o efektima minimalne zarade	28
2.3 Minimalna zarada u Srbiji.....	46
2.3.1 Istorijat minimalne zarade.....	46
2.3.2 Kretanje minimalne zarade	50
2.4 Metodologija.....	77
2.5 Podaci.....	90
2.6 Rezultati	97
2.6.1 Struktura i učešće osoba koje imaju primanja oko minimalne zarade (stacionarna ranjivost) ..	97
2.6.2 Tranzicione matrice na tržištu rada (dinamička ranjivost).....	101
2.6.3 Neto efekat promene minimalne zarade na zaposlenost	107
3. PERZISTENTNOST NISKIH ZARADA U SRBIJI	129
3.1 Uvod.....	129
3.2 Pregled literature.....	139
3.3 Metodologija.....	147
3.4 Podaci.....	158
3.5 Rezultati	165
3.5.1 Deskriptivna statistika na osnovu podataka SES-a	165
3.5.2 Profil niskih zarada na primarnom i sekundarnom tržištu rada	169
3.5.3 Deskriptivna statistika na osnovu podataka ARS-a	174
3.5.4 Perzistentnost niskih zarada	178
3.5.5 Neprilagođena zavisnost od prethodnog položaja.....	180
3.5.6 Profil niskih zarada na osnovu podataka ARS-a za period 2013-2017.....	184

3.5.7 Zavisnost od prethodnog položaja koja uzima u obzir opažene razlike između radnika	191
3.5.8. Istinska zavisnost od prethodnog položaja.....	195
3.6 Zaključak.....	203
4. NEJEDNAKOST ZARADA U SRBIJI.....	216
4.1 Uvod.....	216
4.2 Pregled literature	224
4.3 Metodologija	233
4.3.1 Analiza nejednakosti	233
4.3.2 Analiza mobilnosti	240
4.3.3 Ispitivanje faktora koji utiču na mobilnost.....	245
4.3.4 Simulacija uticaja porasta minimalne zarade i zarada u javnom sektoru na visinu nejednakosti	246
4.4 Podaci.....	248
4.5 Rezultati	255
4.5.1 Nejednakost zarada	255
4.5.2 Mobilnost zarada.....	267
4.5.3 Determinante mobilnosti zarada	278
4.5.4 Simulacioni model	284
4.6 Zaključak i preporuke	286
5. ZAKLJUČAK	293
LITERATURA	298
Dodatak drugom poglavlju	317
Dodatak trećem poglavlju	319
Dodatak četvrtom poglavlju.....	321
Biografija	326
Изјава о ауторству	327
Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада	328
Изјава о коришћењу	329

1. UVOD

U jesen 2008. godine pojavili su se prvi signali uticaja globalne finansijske krize na privredu Srbije. Nedugo zatim, već početkom sledeće godine, negativne posledice finansijske krize prelile su se i na realne segmente privrede Srbije, između ostalog i na tržište rada. Najbolji pokazatelj intenziteta negativnog šoka svakako je uniformno pogoršanje vrednosti svih bazičnih indikatora tržišta rada – stope aktivnosti, zaposlenosti i nezaposlenosti. Time je tržište rada, sa već postojećim inherentnim anomalijama koje datiraju iz procesa tranzicije, pretrpelo još jedan snažan udarac. Upravo zbog toga, primarni interes kako stručne tako i šire javnosti bio je da se objasne uzroci pogoršanja performansi tržišta rada i predlože mere koje bi zaustavile dalji negativni trend. Osnovni izazov u ovom periodu bila je borba protiv rastuće nezaposlenosti, čija je stopa za stanovništvo radnog uzrasta u jednom trenutku prelazila 25%.

Nakon 2012. godine mogli su se uočiti prvi znaci oporavka tržišta rada u Srbiji koji su se manifestovali blagim porastom stope zaposlenosti i smanjenjem stope nezaposlenosti. Pozitivan trend na tržištu rada prisutan je i danas, osam godina kasnije, kada se beleži rekordno visoka stopa zaposlenosti, dok je stopa nezaposlenosti jednocifrena. Poboljšane performanse tržišta rada umnogome su uticale da dođe do zaokreta - u istraživačkom smislu - i da se fokus istraživača i kreatora politika pomeri sa kvantiteta zaposlenosti na kvalitet zaposlenosti. Odnosno, za razliku od kriznog perioda u kojem je bazični interes bio da do rasta zaposlenosti i pada nezaposlenosti dođe po svaku cenu, postkrizni period karakteriše potreba za procenom kvaliteta rasta te zaposlenosti. U skladu sa tim, naše opredeljenje za istraživanje kvaliteta zaposlenosti motivisano je činjenicom da je reč o izuzetno aktuelnoj temi koja privlači pažnju naučne i stručne javnosti. Međutim, kvalitet zaposlenosti je veoma kompleksan pojam i zavisi od mnogo faktora. Tako na primer kombinacija vrste posla koji se obavlja, tipa ugovora, uslova rada, mogućnosti napredovanja, zakonodavne zaštite zaposlenja i sl. određuje sveukupni kvalitet zaposlenosti. Da se radi o multidimenzionalnoj varijabli svedoči i „Priručnik o načinima na koji se meri kvalitet zaposlenosti“ objavljen od strane Ekonomske komisije Ujedinjenih nacija (United Nations, 2015), prema kojem se ona sagledava sa sedam aspekata.

Iako ne jedina, možda najvažnija (ili najzapaženija) determinanta kvaliteta zaposlenosti jeste lična zarada. Interesovanje za ovaj aspekt kvaliteta zaposlenosti uopšte ne iznenađuje s obzirom na to

da najveći deo stanovništva zadovoljava svoje egzistencijalne potrebe zahvaljujući dohotku od rada, dok su oni kojima je osnov materijalnog blagostanja dohodak od kapitala i renta ipak u manjini. Upravo iz pomenutog razloga, predmet ove disertacije biće analiza zarada na tržištu rada u Srbiji u postkriznom periodu.

Da bi se na sveobuhvatan način istražile zarade u Srbiji, kao i njihova dinamika tokom vremena, problematika zarada će biti sagledana iz više različitih uglova. Takav tip analize omogućiće nam da u disertaciji, barem u određenoj meri, damo odgovore na neka od sledećih pitanja. Ko su osobe koje u Srbiji primaju minimalnu zaradu? Da li povećanje minimalne zarade može predstavljati ograničavajući faktor za rast zaposlenosti? Koje kategorije radnika se suočavaju sa najvećim rizikom od eventualnog gubitka posla usled povećanja minimalne zarade? Koliko radnika u Srbiji prima niske zarade u dužem vremenskom periodu? Šta je uzrok primanja niskih zarada u povezanim vremenskim periodima? Kolika je nejednakost zarada u Srbiji i kako se Srbija rangira po ovom pitanju u odnosu na druge zemlje? Koliko iznosi mobilnost zarada, odnosno kakve su šanse radnika da napreduju na lestvici zarada, kao i da li je karakter mobilnosti takav da u dugom roku teži da poveća ili smanji nejednakost? Koji faktori utiču na mobilnost zarada? Kakva je mogućnost minimalne zarade da smanji nivo nejednakosti zarada i sl.

Konceptualni okvir disertacije činiće tri glavna potporna stuba koji će nositi teret istraživačkih hipoteza na osnovu kojih ćemo moći da odgovorimo na prethodno postavljena pitanja. Prvi stub bavi se jednim od egzogenih varijeteta određivanja nadnica – minimalnom zaradom. Minimalna zarada u Srbiji, kao jedna od osnovnih institucija tržišta rada, konstituiše se putem tripartitnih pregovora u kojima učestvuju predstavnici vlasti, kapitala i rada. Razumevanje institucionalnog mehanizma kojim se uspostavlja nacionalna minimalna zarada i sagledavanje efekata njenih promena na ukupnu zaposlenost od suštinskog je značaja za kreatore ekonomske politike. Potonje je od izuzetne važnosti, s obzirom na to da među ekonomistima vlada oprečno mišljenje o tome da li i koliko povećanje minimalne zarade smanjuje agregatnu zaposlenost. S tim u vezi, u prvom delu disertacije biće predstavljen detaljan i sistematski pregled teorijskih modela uticaja minimalne zarade na zaposlenost. Posebna pažnja biće posvećena istorijskom razvoju ovih modela i najznačajnijim empirijskim rezultatima o efektima minimalne zarade koji su zabeleženi u stručnoj literaturi.

Četvrt veka nakon velike debate o minimalnoj zaradi prouzrokovane kontroverznim rezultatima Karda i Krugera (Card & Krueger, 1994) ova tema postaje ponovo aktuelna usled divergentnih ocena efekata povećanja minimalne zarade u Sijetlu (Reich et al. 2017 nasuprot Jardim et al. 2017). Pored aktuelnosti teme, utvrđivanje krajnjih efekata minimalne zarade u Srbiji važno je još iz najmanje dva razloga. Prvo, u prethodnoj deceniji konsenzus o visini minimalne zarade je jako retko postizan, te je tako predstavljao nezanemarljiv balast unutar socijalnog dijaloga. Neretko su se sindikati i predstavnici poslodavaca sukobljavali upravo po ovom pitanju. Drugo, minimalna zarada je u prethodne tri godine osetnije povećana i postoje najave da će i dalje rasti. Kako istraživanja ovog tipa dosad nisu sprovedena u Srbiji, rezultati koje će produkovati ova disertacija mogu biti od značaja za socijalne partnere, što može ako ne unaprediti, onda barem učiniti argumentovanijom debatu unutar socijalnog dijaloga. Procenat ne-zaposlenih koji pronalaze posao usled smanjenja realne minimalne zarade za 1% može poslužiti kao svetionik prilikom razmatranja o tome u kom pravcu se minimalna zarada treba kretati u budućem periodu. Prethodno je od izuzetne važnosti u slučaju Srbije, zemlje u kojoj oko 19% zaposlenih prima zaradu oko minimalne.

Za razliku od prvog stuba koji se bavi pitanjem egzogeno determinisanih zarada, drugi razmatra problematiku niskih zarada koje su endogeno određene. Naime, prema standardnoj definiciji OECD-a, nisku zaradu primaju svi radnici koji zarađuju manje od 2/3 medijalne zarade u zemlji. Ona je inkluzivnija od minimalne zarade, jer obuhvata sve pojedince koji imaju primanja ispod endogeno određene demarkacione linije. Sudeći prema podacima Istraživanja o strukturi zarada iz 2014. godine, učešće zaposlenih koji primaju niske zarade u ukupnom broju zaposlenih u Srbiji iznosilo je oko 23%, što je znatno više od proseka EU-28 (16,7%).

Imajući u vidu volumen niskih zarada u našoj zemlji, u ovom delu disertacije istražićemo ko su zapravo osobe koje imaju ova primanja. Identifikacija najranjivijih grupa treba da nam pomogne da dobijemo odgovor na pitanje **kome pomoći**. Dodatan problem koji postoji u Srbiji odnosi se na činjenicu da veliki broj radnika prima niske zarade u dužem vremenskom periodu. Stoga, nakon identifikacije osetljivih grupa, neophodno je utvrditi glavni razlog zbog koga pripadnici tih grupa u dužem vremenskom periodu primaju niske zarade. Da li je to pre svega zbog njihovih ličnih karakteristika ili zbog toga što su se našli u tzv. „klopki niskih zarada“? Otkrivanje ovog razloga trebalo bi da da odgovor na pitanje **kako pomoći**.

Kao i u slučaju minimalne zarade, empirijska istraživanja koja se bave ovim pitanjem takođe nisu rađena u Srbiji. Sa druge strane, istraživanja rađena na sličnim podacima za veliki broj evropskih zemalja ukazuju da rezultati variraju u zavisnosti od konkretnog primera. U pojedinim zemljama uzrok primanja niskih zarada u najvećoj meri se objašnjava razlikama u ličnim karakteristikama radnika, dok se u drugim on zasniva na tzv. „efektu lepljivog poda“. Drugim rečima, radnici primaju niske zarade prevashodno zbog toga što su primali niske zarade i u prethodnom periodu. Od ovako definisane prirode perzistentnosti niskih zarada, zavisiće i politika koja se treba primeniti kako bi se radnicima sa niskim zaradama olakšala tranzicija u viši dohodni - ili preciznije rečeno - platni rang, odnosno izbavljanje iz „klopke niskih zarada“. U zavisnosti od dobijenih rezultata, kreatori politika mogu se odlučiti za primenu opštih ili specifičnih programa tržišta rada, zatim za unapređenje obrazovnog sistema ili stimulisanje obuke na radu kod poslodavaca i sl. Upravo iz tog razloga ovaj segment disertacije sadržaće istraživanje čiji će rezultati (1) staviti Srbiju u kontekst drugih evropskih zemalja za koja su slična istraživanja rađena i (2) poslužiti kao putokaz kreatorima politika za unapređenje položaja loše plaćenih radnika.

Treći stub razmatra nejednakost zarada u Srbiji i na svojevrsan način prožet je prethodno analiziranim fenomenima. Posledice dinamike minimalne zarade i niskih zarada tokom vremena u određenoj meri biće vidljive upravo na distribuciji zarada. Ukoliko za trenutak prve dve teme ostavimo po strani, problem nejednake raspodele je, sam po sebi, izuzetno značajan. Prema podacima Ankete o prihodima i uslovima života (SILC), Gini koeficijent je u 2016. godini u Srbiji iznosio 38,6, što Srbiju stavlja na mesto lidera u pogledu nejednakosti dohotka među evropskim zemljama. Ne samo to, već su se povećanje nejednakosti i gubitak srednje klase u poslednjih nekoliko godina kvalifikovali kao najvažnije teme na skupovima eminentnih ekonomista širom sveta. Ništa manje za njih nisu zainteresovane ni međunarodne institucije poput OECD, MMF, Svetske banke i sl, koje pokušavaju da pronađu rešenje za situaciju u kojoj se svet trenutno nalazi. Generalno posmatrano, ukupna nejednakost dohotka može se dekomponovati na nejednakost usled razlika u zaradama, prihodima od samostalne delatnosti, prihodima od kapitala i sl. Pošto su zarade najvažniji izvor dohotka, upravo visoka nejednakost zarada može se preliti u visoku ukupnu nejednakost dohotka.

Iako je tema nejednakosti izuzetno aktuelna, uglavnom se govori o nejednakosti dohotka. Prethodno posebno važi u slučaju Srbije, te ovaj deo disertacije ima za cilj da problem nejednakosti

u raspodeli zarada učini vidljivijim. Sistematična analiza nejednakosti zarada u Srbiji sprovedena je na podacima preseka, gde su tom prilikom razmatrani uzroci nejednakosti i doprinosi izvora dohotka ukupnoj nejednakosti (Krstić & Sanfey, 2011; Krstić & Žarković Rakić, 2017). U ovom segmentu disertacije nejednakost zarada u Srbiji ćemo ispitati primenom panel podataka. Takva vrsta analize će nam omogućiti da primenom različitih komplementarnih pokazatelja nejednakosti utvrdimo nivo nejednakosti zarada u Srbiji iz različitih izvora. Dodatno, longitudinalni podaci će nam omogućiti da precizno utvrdimo koje grupe zaposlenih radnika imaju najveće šanse da napreduju, a koje duži vremenski period bivaju zarobljene na istom mestu u distribuciji zarada. Konačno, izračunavanje različitih indeksa mobilnosti daće informaciju o tome kakve su tendencije u pogledu nejednakosti zarada kao i da li mobilnost deluje u smeru povećanja ili smanjenja nejednakosti. Prethodno je od suštinske važnosti, jer bez obzira na to da li društvo karakteriše niska ili visoka nejednakost, bitan faktor je i stepen mobilnosti zarada. Problem nejednakosti mnogo je izraženiji i opasniji u zemljama koje pored visoke nejednakosti odlikuje niska mobilnost zarada. Ovakva pat-pozicija podrazumeva da pored toga što problem u vidu visoke nejednakosti postoji, postoje i određeni faktori koji sprečavaju da do smanjenja nejednakosti dođe. Glavni nalazi ovog dela disertacije mogu poslužiti kao važan input kreatorima politika u borbi protiv siromaštva i rastuće nejednakosti.

2. MINIMALNA ZARADA I NJEN UTICAJ NA ZAPOSLENOST U SRBIJI

The most insidious thing about trickle-down economics is not the claim that if the rich get richer, everyone is better off. It is the claim made by those who oppose any increase in the minimum wage that if the poor get richer, that will be bad for the economy. This is nonsense.

Nick Hanauer

2.1 Uvod

Tokom svoje istorije minimalna zarada je imala različite pojavne oblike. U nekim zemljama ona je najpre definisana kao egzistencijalna plata koja radnicima obezbeđuje minimalna sredstva za život i reprodukciju. U drugim zemljama se minimalna zarada pak manifestovala kroz određivanje fer plate koja je imala za cilj da spreči preteranu eksploataciju rada. Negde su to bile zarade koje imaju za cilj da obezbede „život u skromnom komforu“ i sl. Suštinski, svaki od ovih oblika svodio se na ono što mi danas znamo kao minimalnu zaradu. Savremena definicija minimalne zarade koncipirana je od strane Međunarodne organizacije rada prema kojoj ona predstavlja minimalni iznos naknade koji je poslodavac dužan da isplati radniku za odrađeni posao u prethodnom periodu i koji se ne može definisati u nižem iznosu bilo putem kolektivnih pregovora ili individualnim ugovorom (ILO, 2014). Formulirana na ovaj ili sličan način svrha minimalne zarade je jasna – da zaštiti radnike od eksploatacije i neopravdano niske zarade. U prvom talasu ona je i utvrđivana selektivno, isključivo za svega nekoliko sektora koje karakterišu niske zarade, da bi u kasnijoj fazi postala instrument koji ima univerzalniju primenu.

Koreni minimalne zarade sežu i do 3800 godina unazad, preciznije do oko 1800 godina pre nove ere. Prema pronađenim spisima, smatra se da je neka forma minimalne zarade postojala u okviru dobro poznatog Hamurabijevog Zakonika:

Član 239: Ukoliko neko angažuje mornara ne sme mu platiti manje od 6 gura pšenice (oko 1800 litara) godišnje... Član 257: Ukoliko neko angažuje radnika u polju ili stočara ne sme mu platiti manje od 8 gura pšenice godišnje... Član 258: Ukoliko neko angažuje vozača volova ne sme mu platiti manje od 6 gura pšenice

godišnje... Član 221-223: Ukoliko lekar zaleći slomljenu kost ili bolest na mekom tkivu, pacijent mu mora platiti ne manje od 5 šekela. Ukoliko je pacijent oslobođeni rob, kompenzacija ne može biti manja od 3 šekela. Ako se pak radi o robu, njegov vlasnik ne može platiti manje od 2 šekela. (King, 2012).

Hronološki posmatrano, prva minimalna zarada u modernom svetu je implementirana još krajem XIX veka. Tačnije 1894. godine na Novom Zelandu gde je usvojena od strane Parlamenta u okviru Zakona o industrijskim odnosima (Neumark & Wascher, 2008). Susedna Australija je prva sledeća zemlja koja je prihvatila ovaj institut 2 godine kasnije, te su tako ove dve zemlje postale jedine moderne države koje su pre XX veka imale formalne propise o minimalnoj zaradi. Tek kasnije dolazi do ekspanzije minimalne zarade na prostorima najrazvijenijih zapadnih zemalja. Tako se prvi oblik minimalne zarade u Velikoj Britaniji javlja 1909, a samo na delu teritorije SAD-a 1912. godine u državi Masačusets. Konstituisanje minimalne zarade na federalnom nivou dogodilo se tek 1938. što je ujedno i godina koja se smatra zvaničnim pojavljivanjem obavezujuće minimalne zarade u Sjedinjenim Američkim Državama.

Iako je minimalna zarada u prvoj polovini XX veka postala sve rasprostranjenija kako u razvijenim zemljama tako i u zemljama u razvoju, ona pravu ekspanziju doživljava neposredno posle Drugog svetskog rata (Starr, 1993). Ne samo da je sve više zemalja usvajalo propise o minimalnoj zaradi, već se i njen obuhvat u zemljama u kojima je već postojala značajno proširio. Najveći doprinos sve većoj primeni minimalne zarade dao je veliki broj država sa prostora Latinske Amerike i Afrike koje su gotovo simultano počele da primenjuju regulativu minimalne zarade tokom četvrte i pete dekade XX veka. Širenje minimalne zarade nastavljeno je i u poslednjoj četvrtini XX veka, kada je veliki broj kontinentalnih evropskih država počeo sa primenom ovih propisa. Upravo u ovom periodu Međunarodna organizacija rada je ustanovila Konvenciju o minimalnoj zaradi¹ sa posebnim osvrtom na njenu primenu u zemljama u razvoju. Cilj ovog sporazuma je bio da svi zaposleni u zemljama potpisnicama postanu obuhvaćeni minimalnom zaradom. S tim u vezi, godine koje smo u prethodnom delu navodili za početak primene minimalne zarade, treba shvatiti uslovno. Odnosno, to ne znači da do tada poslodavci i sindikati nisu stupali

¹https://www.ilo.org/dyn/normlex/en/f?p=NORMLEXPUB:12100:0::NO::P12100_INSTRUMENT_ID:312276

u pregovore o iznosu minimalnih primanja, već samo da je u ovom periodu uvedena zakonska obaveznost definisanja minimalne zarade.

Danas minimalna zarada na nacionalnom nivou postoji u preko 100 država i u preko 90% svih članica Međunarodne organizacije rada. Najsvježiji primer uvođenja minimalne zarade u jednoj razvijenoj ekonomiji je Nemačka, gde je ovaj institut prvi put implementiran 2015. godine. Međutim, i dalje postoji određeni broj zemalja, kako razvijenih, tako i onih u razvoju, koje još uvek odolevaju pritiscima da usvoje propise o minimalnoj zaradi. Možda je najadekvatniji primer Švajcarska u kojoj su se građani o ovom pitanju izjašnjavali na referendumu koji je održan u aprilu 2014. godine. Građani su većinski (77%) odbili predlog kojim bi švajcarski radnici imali najveći minimalac na svetu i time ostali jedna od svega 10-ak zemalja na teritoriji Evrope koje još uvek ne primenjuju propise o minimalnoj zaradi na nacionalnom nivou². Prema najnovijim podacima za 2019. godinu, EU i EFTA zemlje u kojima ne postoji minimalna zarada na nacionalnom nivou su Danska, Italija, Kipar, Austrija, Finska, Švedska, Island, Norveška i Švajcarska³. Kuriozitet je da su ovo ujedno i zemlje u kojima je dominantno zastupljen sistem nacionalnih (centralizovanih) kolektivnih ugovora.

Zanimljivo je i da, za razliku od prve formalizacije donje granice zarada, regulacija maksimalnih zarada ima skoro šest vekova duži staž. Prvi zabeleženi pokušaj maksimiranja zarada dogodio se sredinom XIV veka u Engleskoj. U trenutku kada je kuga usmrtila skoro polovinu stanovništva, pad ponude rada uticao je na enormni rast zarada. Kako bi se ograničio dalji rast nadnica i stimulisala proizvodnja, kralj Edvard III donosi čuvenu Uredbu o radnicima (*Ordinance of Labourers*) kojom se između ostalog zarade zamrzavaju na nivo pre pojave kuge. Iako neuspešan u svojoj nameri, ovaj zakon se smatra ne samo jednim od prvih iz oblasti ograničavanja zarada, već i jednim od prvih zakona u Engleskoj (Putnam, 2002).

² <https://www.bbc.com/news/business-27459178>

³ https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Minimum_wage_statistics&oldid=168863#Proportion_of_minimum_wage_earners

U osnovi, minimalna zarada se najčešće konstituiše na dva načina – zakonskom regulativom ili putem procesa kolektivnog pregovaranja. Kada je reč o zakonski propisanoj minimalnoj zaradi, to nužno ne znači da je unilateralno donosi Vlada. Naprotiv, prilikom utvrđivanja nivoa minimalne zarade Vladin zadatak je da obezbedi jednake uslove svim socijalnim partnerima koji odluku o njenoj visini treba da donesu konsenzusom. U slučaju da predstavnici kapitala i radnika imaju oprečna mišljenja o visini minimalne zarade, Vlada treba da odigra ulogu medijatora i da uz promovisanje otvorenog i javnog dijaloga posreduje u postizanju kompromisa. U mnogim zemljama visina minimalne zarade se ne utvrđuje zakonskim putem, već je ona rezultat bipartitnog pregovaranja socijalnih partnera. Ovaj tip pregovaranja se najčešće dešava na granskom nivou, pa tako utvrđeni iznosi minimalne zarade važe samo za pojedine grane ili zanimanja. Odličan primer za navedeni model svakako su skandinavske zemlje. Ipak, ovakav sistem utvrđivanja minimalne zarade je nešto ređi od zakonskog zbog toga što u velikom broju zemalja broj radnika pokrivenih kolektivnim pregovaranjem nije izrazito velik. Da ne bi došlo do diskriminacije radnika koji rade u nepokrivenom sektoru, zemlje se prevashodno odlučuju za tzv. statutarnu minimalnu zaradu. I na teritoriji Evrope, zastupljeniji je mehanizam zakonskog određivanja pri čemu Vlada donosi konačnu odluku o visini minimalne zarade. U većini zemalja ona to radi ili u saradnji ili na preporuku socijalnih partnera, ali u nekim zemljama i bez konsultacija sa socijalnim partnerima. Jedini izuzetak u određivanju visine minimalne zarade je Crna Gora gde je zakonom propisano da se minimalna zarada utvrđuje po automatizmu kao 30% prosečne zarade. Međutim, sporazumom Vlade, sindikata i poslodavaca ona može biti definisana i iznad 30% minimalne zarade, kao što je trenutno slučaj⁴.

Slično načinu konstituisanja, postoje i dva tipa minimalnih nadnica – uniformni i diferencirani. Prvi podrazumeva propisivanje jedinstvene minimalne zarade koja važi za sve radnike koji su pokriveni propisima o minimalnoj zaradi, dok drugi dopušta postojanje različitih nivoa minimalne zarade unutar jedne zemlje. Diferencirane minimalne zarade se najčešće određuju za različita zanimanja, sektore, kategorije stanovništva i geografske celine. Podsećamo da ovo nije novina, inspiracija za diferenciranu minimalnu zaradu crpi

⁴ https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/Annexes/earn_minw_esms_an2.doc

se još iz Hamurabijevog Zakonika. Uniformni pristup je jednostavniji, a da pritom nije diskriminatoran, jer u osnovi podrazumeva jednake isplate za jednak rad. Međutim njega odlikuje nedovoljna fleksibilnost, pošto ne uzima u obzir specifične okolnosti koje karakterišu određeni region, zanimanje ili grupu stanovništva. Zbog toga, suviše visoko postavljena nacionalna minimalna zarada, čak iako ima marginalne posledice na globalnom nivou, može dovesti do ozbiljnih distorzija na pojedinim tržištima rada. Sa druge strane sistem višestrukih nivoa minimalne zarade omogućava neku vrstu finih podešavanja, ali je zato mnogo kompleksniji. Njegova primena podrazumeva mnogo veće troškove i veće institucionalne kapacitete. Dobar primer ovako kompleksnog sistema određivanja minimalne zarade je Australija koja ima 3 osnovne grupe minimalnih zarada⁵:

1. Nacionalna minimalna zarada
2. Minimalna zarada zasnovana na „modernim nagradama“⁶
3. Specijalna nacionalna minimalna zarada

Prva kategorija ima jedinstven nivo i služi kao sigurnosna mreža svim zaposlenima. Ovom tipu minimalne zarade podležu gotovo sva zanimanja i sektori delatnosti. Minimalna zarada zasnovana na „modernim nagradama“ je minimalna zarada koja se propisuje za različite grane i zanimanja. Procenjuje se da postoji oko 120 takvih „nagrada“ unutar kojih nivo minimalne zarade varira u zavisnosti od kvalifikacija i radnog staža. Takvih varijacija u vidu platnih razreda može biti od samo nekoliko do više od 20 (Dube, 2018). Specijalna minimalna zarada se odnosi na one kategorije radnika koje se smatraju ranjivim, kao na primer mladi, pripravnici, osobe sa invaliditetom i sl. Za ove kategorije specijalna minimalna zarada se utvrđuje kao procenat nacionalne minimalne zarade. Tako na primer specijalna minimalna zarada za tinejdžere se graduelno povećava sa brojem godina. Donja granica za osobe ispod 16 godina iznosi 36,8% nacionalnog minimuma, za osobe sa 16 godina minimalac iznosi 47,3% nacionalnog minimuma i tako se povećava sve do dvadesete godine gde ovaj procenat iznosi 97,7. Tek nakon navršene 21 godine, zaposleni ostvaruju pravo na pun iznos nacionalne minimalne zarade.

⁵ <http://www.oecd.org/employment/emp/Minimum%20wages.pdf>

⁶ Radi se o Uredbi koja definiše minimalne uslove iz oblasti zapošljavanja u okviru Nacionalnih standarda zapošljavanja.

Pored kompleksnosti primene, koja je očigledna iz prethodnog primera, možda i najveća mana ovog sistema je ta što on nesumnjivo ima diskriminatorni karakter. Jedna grupa radnika, bilo zbog njihovih demografskih karakteristika, zanimanja ili geografske pripadnosti *de facto* biva manje plaćena od ostalih koje podležu propisima o minimalnoj zaradi. Ovo posebno može da bude opasno ukoliko utiče na produbljivanje već postojećeg jaza između nekih grupa. Na primer, ukoliko se niže minimalne zarade sistemski propisuju u onim granama u kojima je ženska radna snaga relativno zastupljenija, ovakva politika može uticati na porast jaza u zaradama između muškaraca i žena.

Zbog svega navedenog, neke zemlje se odlučuju na uniformni nivo minimalne zarade, bez potpuno izuzetih kategorija i/ili nižih propisanih vrednosti za neke od njih. Evropske zemlje koje koriste ovaj pristup su Bugarska, Estonija, Hrvatska, Mađarska, Poljska, Rumunija, Slovačka, Španija, Albanija, Crna Gora i Srbija. Takođe, od nedavno na ovaj režim su prešle i Slovenija (2012.) i Češka (2017.). Ne treba da čudi to što većinu zemalja koje su se opredelile za uniformni pristup zapravo čine bivše komunističke i tranzicione zemlje. Kao i u slučaju poreske politike, ovim zemljama se u periodu tranzicije po pravilu savetovala primena manje kompleksnog mehanizma utvrđivanja minimalnih zarada.

Ipak veliki broj zemalja u određenoj meri koristi diferencirani pristup određivanja minimalnih zarada kako bi izbegle distorzije na tržištu rada i povećala zaposlenost određenih kategorija stanovništva. Tako recimo u Francuskoj mladi radnici mlađi od 17 godina sa manje od 6 meseci radnog staža mogu da budu plaćeni i do 80% od nacionalne minimalne zarade, odnosno 90% ukoliko imaju 17 i više godina. Slično njima, pripravnici mogu biti plaćeni između 25% i 78% nacionalne minimalne zarade u zavisnosti od godina i sektora delatnosti. Različita minimalna zarada postoji i za osobe sa invaliditetom i kreće se u rasponu od 55% do 110% (Eurofund, 2018).

Slične diferencijalne minimalne zarade koje zavise od uzrasta postoje i u drugim zemljama. U Grčkoj se za sve osobe mlađe od 25 godina primenjuje posebna minimalna zarada koje je za oko 13% manja od nacionalne minimalne zarade. Na Malti specifični iznosi za mlade nešto manje odstupaju od nacionalnih iznosa. U ovoj zemlji osobe od 16 godina imaju pravo na 94%, a osobe od 17 godina na 96% nacionalnog minimuma. Zanimljiv je i slučaj Luksemburga, gde se mlađi od 17 godina plaćaju 75%, a

sedamnaestogodišnjaci 80% nacionalnog minimuma. Suprotno prethodnim slučajevima, mladi starosti 18 godina moraju biti plaćeni ne manje od 120% nacionalnog minimuma.

Holandija takođe sprovodi diferencijaciju prema godinama starosti. Tako lica mlađa od 22 godine imaju nešto niže pragove minimalne zarade koji se smanjuju što je starost zaposlenog manja. Međutim, od 2017. godine, država je odlučila da pojedine starosne kategorije isključi iz primene specifične minimalne zarade. Implementacija isključivanja planirana je postepeno na način da se za svaku godinu života prethodno utvrđeni prag minimalne zarade povećava. Time će se postići da posle jula 2019. godine samo osobe koje imaju manje od 20 godina podležu nižim nivoima minimalne zarade (Eurofund, 2018).

Pored diferencijalne minimalne zarade prema starosti, postoje evropske zemlje koje koriste ovaj princip određivanja i za neke druge grupe ranjivih radnika. Tako su recimo u Letoniji od nacionalnih propisa izuzeti radnici koji rade u rizičnom i opasnom radnom okruženju, odnosno na poslovima na kojima je normalno radno vreme 35 sati nedeljno i manje. U kontekstu radnog zakonodavstva Srbije, pandan bi bili poslovi sa skraćenim radnim vremenom. u Litvaniji je svojevremeno postojala posebna minimalna zarada za državne političare, sudije vojnike i javne zvaničnike. Portugal ima propisane različite minimalne zarade u zavisnosti od regiona. Njihove visine određuju regionalne vlasti. Minimalna nadnica u regionu Akor je za 5% veća od nacionalne, dok u slučaju Madeira regiona to iznosi 2%. U Portugalu takođe minimalne zarade mogu biti niže i do 20% za osobe za invaliditetom, ali se one ne mogu primenjivati u periodu dužem od jedne godine⁷.

Zanimljivo je i rešenje koje se primenjuje u Sjedinjenim Američkim Državama. Na njihovoj teritoriji postoji jedinstvena federalna minimalna zarada od 1937. godine, ali svaka država zasebno može da odredi svoj minimum, koji može biti veći od federalnog, ali nikako ne sme biti manji od njega. Prema podacima Instituta za ekonomsku politiku koji se odnose na april 2019. godine, Distrikt Kolumbija i 29 saveznih država imalo je minimalnu zaradu višu od federalne⁸. Zbog toga minimalna zarada varira u zavisnosti od države - od federalnih 7,25\$ po satu do čak 13,25\$ po satu. Ovo pravo nije ograničeno

⁷ https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/Annexes/earn_minw_esms_an2.doc

⁸ <https://www.epi.org/minimum-wage-tracker/>

samo na države, već je i gradovima delegirano da određuju visinu minimalne zarade na svojoj teritoriji. Prema istom izvoru, čak 41 grad je utvrdio iznos minimalne zarade veći od nivoa u svojoj saveznoj državi. Najviše minimalne zarade po pravilu su rezervisane za gradove na Zapadnoj obali u Kaliforniji i Vašingtonu. Grad prepoznatljiv po najvećoj minimalnoj zaradi je Sijetl sa čak 16\$ po satu u 2019. godini.

Nemačka je prilikom uvođenja minimalne zarade u 2015. godini predvidela veliki broj različitih nivoa minimalne zarade (ILO, 2015). Namera regulatora je bila da se izbegne inicijalni šok koji uvođenje ove institucije može da ima na poslodavce koji rade u specifičnom regionu/sektoru ili zapošljavaju određene ranjive grupe radnika. Sa primenom gotovo sasvim jedinstvene minimalne zarade za sve počelo se od 2017. godine. Tako je različitim profesijama, regionima i starosnim grupama ostavljen period od dve godine da se prilagode novim uslovima. Ipak od 2018. godine donete su određene modifikacije, pa su tako od minimalne zarade izuzeti sezonski radnici i inostrani radnici angažovani preko sezonskih ugovora.

Dodatno pitanje koje se javlja u vezi minimalne zarade je i koji nivo minimalne zarade je optimalan i koliko često je treba prilagođavati. Generalno, ova problematika je zapravo i najteža od svih do sada spomenutih. U najjednostavnijem teorijskom obliku, Ukoliko se postavi suviše visoko - iznad ravnotežne zarade – povećaće ponudu rada, smanjiti tražnju za radom i tako smanjiti zaposlenost. U zavisnosti od teorijskog gledišta prethodno može biti praćeno rastom nezaposlenosti ili neaktivnosti (u zavisnosti od toga kakav je odnos rezervacione nadnice radnika otpuštenih na tržištu koje podleže regulativi minimalne zarade i apsorpcione moći tržišta na kojem se ovi propisi ne primenjuju). O ovim teorijskim konceptima biće više reči u narednom delu. Sa druge strane, ukoliko se minimalna zarada odredi suviše nisko nameće se pitanje koja je onda njena svrha. Tako definisana minimalna zarada ne štiti radnike od siromaštva i ne obezbeđuje im egzistencijalnu nadnicu ili „život u skromnom komforu“.

Problem je što ne postoji univerzalno optimalan nivo minimalne zarade, već se ona mora uskladiti sa širim socijalno-ekonomskim kontekstom. Moraju se u obzir uzeti potrebe radnika i njihovih porodica, ali i ekonomske okolnosti u kojima posluju preduzeća. Ni makroekonomske performanse zemlje u celosti ne smeju biti zanemarene, posebno kada

je reč o minimalnoj zaradi koja je definisana na nacionalnom nivou. Takođe, minimalna zarada nije autonomna institucija, njena visina treba da bude optimalno određena u odnosu na druge institucije sa kojima dolazi u interakciju. Ovde se pre svega misli na razvijenost i zastupljenost kolektivnog pregovaranja, ali i na poresku politiku, konkretnije oporezivanje rada.

Isto tako se ne sme zanemariti ni način na koji je dizajniran sistem socijalne zaštite. Socijalna pomoć i minimalna zarada su komplementarni instrumenti kojima se treba boriti protiv siromaštva. Oslanjanje isključivo na minimalnu zaradu je greška kojoj kreatori politika često pribegavaju. Prema preporukama MMF-a, minimalna zarada može da smanji siromaštvo samo ukoliko se kombinuje sa efikasnijom socijalnom zaštitom koja bolje targetira najsiromašnije, progresivnijim porezom na rad i obuhvatnijim oporezivanjem kapitala i bogatstva (IMF, 2016). Pojedini autori čak smatraju da minimalna zarada treba da bude relativno niža u zemljama u razvoju nego što je u razvijenim zemljama. Pod pojmom relativno niža misli se na njenu visinu u odnosu na prosečnu zaradu u zemlji. Prethodno je posebno značajno u slučaju da u nerazvijenim zemljama postoji izuzetno velika nezaposlenost i ukoliko je ona koncentrisana među mladima i niskokvalifikovanim radnicima (Rutkowski, 2003). Preporuke su da u tom slučaju ona ne prelazi nivo od 40% prosečne zarade. Štaviše, trebalo bi da se kreće oko 1/3 prosečne zarade. Oko ovih procena su složni i ILO, MMF, OECD i Svetska Banka. Naime, prema njihovim računama, zasnovanim na empirijskim podacima, preporučuje se da bi minimalna zarada trebalo da se kreće između 30% i 40% medijalne zarade, što korespondira sa nekih od 25% do 35% prosečne zarade (G20, 2012).

Monitoring je veoma važan kada je minimalna zarada u pitanju. Zadatak regulatora nije isključivo da odredi nivo minimalne zarade koji se potom nikad neće menjati. Naprotiv, reč je o dinamičnoj instituciji koja mora da prati korak sa promenama u privredi. Stoga zemlje najčešće visinu minimalne zarade prilagođavaju jednom ili dva puta godišnje. Dodatno, da bi prilagođavanja minimalne zarade mogla da se urade na adekvatan način, neophodno je sagledavanje šire slike i praćenje velikog broja statističkih pokazatelja. Kako istorijski, tako i u uporednom smislu treba pratiti indikatore poput apsolutnog nivoa minimalne zarade, odnosa minimalne zarade i prosečne ili medijalne zarade, obuhvata

minimalne zarade i slično. Još jedan važan uslov je i permanentna interakcija između države i socijalnih partnera. Socijalni partneri su ti koji treba da igraju ulogu *checks and balances* u mehanizmu prilagođavanja minimalne zarade. Oni treba da prate promene i informišu vladu o tome u kojoj meri minimalna zarada treba da se promeni ili ne.

U svetskoj praksi, zemlje su se uglavnom opredeljivale za blaga i povremena povećanja vrednosti minimalne zarade, ali to nije bio uvek slučaj. Naravno, nijedno povećanje minimalne zarade ne može da se poredi sa šokom koji se dešava u onim zemljama koje nisu imale minimalnu zaradu pa su je u nekom trenutku uvele. Ipak postoje zemlje koje su drastičnije podizale nivo minimalne zarade. Mađarska je jedna od onih koje su to učinile. Sa padom Berlinskog zida uvedena je i prva nacionalna minimalna zarada koja je umereno usklađivana prvih 10 godina tranzicije, sve do 2000. godine. Sledeće godine minimalna zarada je povećana sa 25.000 na 40.000 forinti, da bi u 2002. godini ponovo bila povećana na 50.000 forinti. Ovakvom dinamikom, Mađarska je postala jedna od retkih zemalja koje su u tako kratkom periodu udvostručile minimalnu zaradu (Kertesi & Köllö, 2003b). Dosta manje intenzivan primer, ali relativno skoriji, dogodio se u Severnoj Makedoniji koja je nacionalnu minimalnu zaradu uvela 2012. godine. Njeno umereno kretanje u prethodnom periodu prekinulo je povećanje od 20% koje se dogodilo u 2017. godini. Najskoriji slučaj energičnog povećanja minimalne zarade dogodio se 2019. godine u Egiptu kada je tamošnja prelazna vlada jednokratno udvostručila minimalnu zaradu sa 1.200 na 2.000 egipatskih funti. Nešto blaži intenzitet i širi vremenski horizont imalo je nedavno povećanje minimalne zarade u Rumuniji. U ovoj zemlji je minimalna zarada povećana tri puta za dve godine, pa je tako u 2019. njena vrednost veća za 61% u odnosu na onu sa početka 2017. godine⁹. O efektima povećanja minimalne zarade u Mađarskoj i Severnoj Makedoniji na zaposlenost biće više reči u narednom delu, dok se u slučaju Egipta i Rumunije ocene mogu očekivati tek za nekoliko godina.

Najveća debata se upravo vodi o pomenutim negativnim efektima koje povećanje minimalne zarade ima na zaposlenost. Pored zaštite prava radnika, značajan ponder pri odabiru modaliteta minimalne zarade koje smo u prethodnom delu opisali (nacionalna ili granska, uniformna ili diferencijalna, postepeno povećana ili putem šoka i sl.) ima i

⁹ http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=earn_mw_cur&lang=en

intenzitet nepovoljnih efekata odabrane kombinacije na zaposlenost. U skladu sa tim, zemlje se opredeljuju za onu kombinaciju koja, što je moguće više štiti položaj radnika, a da pri tom u što manjoj meri ograničavajuće deluje na agregatnu zaposlenost. U literaturi postoje prilično oprečne procene o ovom uticaju i one variraju u zavisnosti od konkretne zemlje, tipa istraživanja, vremenskog konteksta i primenjene metodologije.

Upravo navedena kontroverza o različitom uticaju minimalne zarade na zaposlenost nas je opredelila da se u radu detaljnije bavimo ovim pitanjem. S tim u vezi, predmet istraživanja će biti da ispitamo kako zaposlenost u Srbiji reaguje na promene minimalne zarade koje su se dogodile u prethodnom periodu. Preciznije, da li promena realne minimalne zarade utiče na verovatnoću pronalaska/gubitka posla onih radnika koji primaju minimalnu zaradu. Naravno, u slučaju da je došlo do rasta minimalne zarade potrebno je oceniti u kojoj meri je ona uticala na povećanje verovatnoće gubitka posla radnika koji primaju minimalnu zaradu i obratno, u slučaju njenog smanjenja racionalno je ispitati koliko je ovo smanjenje uticalo na povećanje verovatnoće da osoba pronađe posao za primanja oko minimalne zarade. S obzirom na to da je u posmatranom periodu realna minimalna zarada u Srbiji opala, imalo bi smisla testirati da li je i u kojoj meri to povećalo verovatnoću pronalaska posla radnicima koji rade za primanja oko minimalnih. U skladu sa tim, u radu polazimo od sledeće hipoteze H1: Smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću licima koja su se u prethodnoj godini nalazila izvan zaposlenosti da se zaposle za primanja oko minimalne zarade.

Polazna hipoteza zasniva se na teorijskom konceptu izvedene tražnje, prema kome zaposlenost zavisi od tržišnih nadnica i vrednosti graničnog proizvoda rada radnika. Sa smanjenjem realne vrednosti minimalne zarade, radnici čije angažovanje u prethodnom periodu nije bilo isplativo poslodavcima, sada postaje isplativo, zbog čega očekujemo da bi zaposlenost mogla da poraste. Naravno, u ovom slučaju promena vrednosti minimalne zarade ne tangira sve radnike već samo one granične čije je angažovanje u međuvremenu postalo isplativo poslodavcima usled realnog smanjenja zakonskog minimuma.

Bazični cilj našeg rada biće da procenimo volumen uticaja promene minimalne zarade. Na taj način ćemo ustanoviti da li ona predstavlja ograničavajući faktor za rast zaposlenosti. Pored toga bavićemo se identifikacijom ranjivih kategorija unutar stanovništva, odnosno

onih grupa na čiju verovatnoću zaposlenja promena minimalne zarade najviše utiče. Time ćemo dobiti solidnu osnovu za ocenu metoda utvrđivanja minimalne zarade u Srbiji. Drugim rečima, moći ćemo da komentarišemo koliko je efikasan uniformni način određivanja minimalne zarade i da istovremeno damo preporuke o eventualnom uvođenju diferenciranih minimalnih zarada za mlade, niskoobrazovane ili prema teritorijalnoj pripadnosti. Konačno, rezultati će pokazati da li je minimalna zarada u Srbiji dovoljno visoka kao i koliki je prostor za njeno dalje povećanje u budućnosti - povećanje koje neće biti opasno po agregatnu zaposlenost.

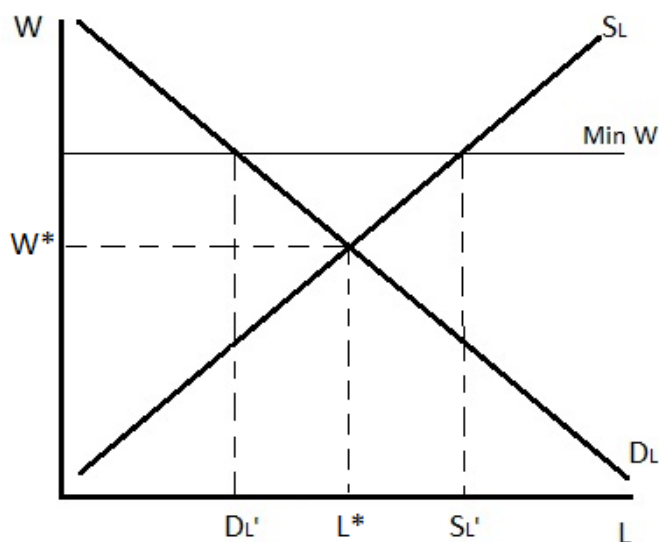
Da bismo ostvarili navedeni cilj, rad će biti strukturiran na sledeći način. Najpre će biti prikazani rezultati do kojih se došlo u literaturi koja se bavi procenom efekata minimalne zarade. Radi se o izuzetno bogatoj literaturi u kojoj je primenjivano veoma mnogo konvencionalnih i nekonvencionalnih tehnika i metoda. Autori su se dovijali da, što na direktan, što na indirektan način izmere ovaj teško merljivi uticaj. Nakon toga uslediće deo koji je posvećen minimalnoj zaradi u Srbiji. U njemu će biti prikazan istorijski razvoj ove institucije u našoj zemlji i način na koji je ona konstituisana. Pored toga, pratićemo kretanje apsolutnih i relativnih pokazatelja kako u odnosu na prethodni period tako i u odnosu na druge zemlje iz okruženja i zemlje EU. Delovi posvećeni metodologiji i podacima uslediće nakon analize minimalne zarade u Srbiji. Svrha njihove sadržine je da na detaljan način opišu podatke koji su korišćeni u istraživanju i ukažu na potencijalne nedostatke u vezi sa njima. Pored podataka, u ovim delovima sa posebnom pažnjom će biti predstavljen i proces restrikcije korišćenog uzorka. Veoma važan deo zauzeće i objašnjenje ekonometrijskih tehnika koje se primenjuju za testiranje polazne hipoteze. Pretposlednji deo rada rezervisan je za rezultate istraživanja, gde će pored glavnog modela biti predstavljene i ocenjene vrednosti pomoćnih modela. Sadržaj ovog dela poslužiće kao osnovni input za testiranje hipoteze i diskusiju koja je ostavljena za sam kraj rada. U njemu će biti izneti finalni zaključci, preporuke i mogući pravci za dalja istraživanja.

2.2 Pregled literature

2.2.1. Teorijski modeli minimalne zarade

Debata o uticaju minimalne zarade na ishode na tržištu rada stara je koliko i sama institucija minimalne zarade. Jedino što se menjalo tokom vremena jeste intenzitet ove debate. U ovoj debati naučne polemike su uglavnom bile zasnovane na efektima koje minimalna zarada ima na zaposlenost i siromaštvo. Na samom početku XX veka javile su se dve polarizovane struje mišljenja. Prva od njih, iza koje stoje klasičari, zagovara stav da je minimalna zarada sama po sebi štetna jer podiže rezervacionu nadnicu i time veštački povećava ponudu na tržištu rada. Iako bi porast ponude rada trebalo da smanji ravnotežnu nadnicu, zbog postojanja zakonskog minimuma, tržište rada nije u mogućnosti da ostvari novu ravnotežu ispod tog nivoa. Istovremeno, viša obavezujuća zarada prouzrokuje rast troškova proizvodnje usled toga što je angažovanje radnika postalo skuplje. Kao krajnja posledica stvaraju se viškovi na tržištu rada i dolazi do smanjenja zaposlenosti i porasta nezaposlenosti. Dobro poznati grafički prikaz osnovnog modela dat je na Grafikonu 2.1.

Grafikon 2.1 – Obavezujuća minimalna zarada na tržištu rada



Izvor: Obrada autora

Sa klasičarskim stavom, uz različit mehanizam prilagođavanja, saglasni su i „austrijanci“. Njihov stav konkretizovan je u delima Ludviga Fon Mizesa, koji ističe da borba za veće minimalne zarade ide na štetu, a ne u korist radnika. Mizes polazi od toga da porast minimalne zarade, a samim tim i troškova rada, mora dovesti do porasta cene finalnih proizvoda ukoliko ne dođe do smanjenja zaposlenosti. Pošto do smanjenja zaposlenosti nije došlo, više cene ne utiču na smanjenje kupovne moći zaposlenih zbog toga što povećanje cena finalnih proizvoda koincidira sa rastom njihovih zarada. Međutim, zaposleni za minimalnu zaradu (čiji su se radni dohoci povećali) nisu jedini kupci na tržištu. Finalne proizvode kupuju i oni radnici koji imaju plate više od minimalnih (čiji se radni dohoci nisu povećali usled porasta minimalne zarade), ali što je još važnije i oni koji nisu zaposleni. Neminovno je da će usled smanjenja relativne kupovne moći navedene dve grupe potrošača doći do pada agregatne tražnje koja će indirektno dovesti do smanjenja tražnje za radom i konačno manje zaposlenosti. Izvanredan pregled stavova „austrijanaca“ o minimalnoj nadnici i njenim efektima na zaposlenost predstavljeni su u Stojanović, B. (2009).

Druga grupa, poznatija kao institucionalisti, polazi od toga da se tržište rada razlikuje od ostalih tržišta. Zagovaraju tezu da ono nije tradicionalno spot tržište, jer se na njemu ne trguje klasičnom robom. Iako ekonomska nauka teži da svemu pripiše vrednost i sve iznese na tržište, na radnu snagu se mora gledati kao na specifičnu vrstu „robe“. Slično tome i tržište na kome se trguje ovom robom ne odgovara klišeju ostalih tržišta. Ako ni zbog čega drugog onda zbog toga što ne postoji dovoljno pouzdan metod da kupci savršeno precizno utvrde kvalitet robe koju kupuju, kao što ni ponuđači ne mogu pouzdano da znaju sa kakvim kupcima saraduju. Drugim rečima, ne postoji dovoljno precizna informisanost kupaca i prodavaca na tržištu rada. Nehomogeni radnici uparaju se sa sasvim različitim poslovima. Dodatno, neravnoteža moći koja je na strani kupaca neretko može da dovede radnike u veoma nezavidan položaj. Pošto je tržište rada daleko od savršenog tržišta, odnosno onog na kome dolazi do automatskog čišćenja, neophodno je pažljivo regulisati ga. Regulacija tržišta rada podrazumeva da je ono satkano od mreže institucija koje su u stalnoj međusobnoj interakciji. Upravo zbog navedenih razloga, ova struja ističe važnost minimalne zarade u zaštiti osnovnih prava radnika, sprečavanju eksploatacije radnika i njenu efikasnost u sprečavanju siromaštva.

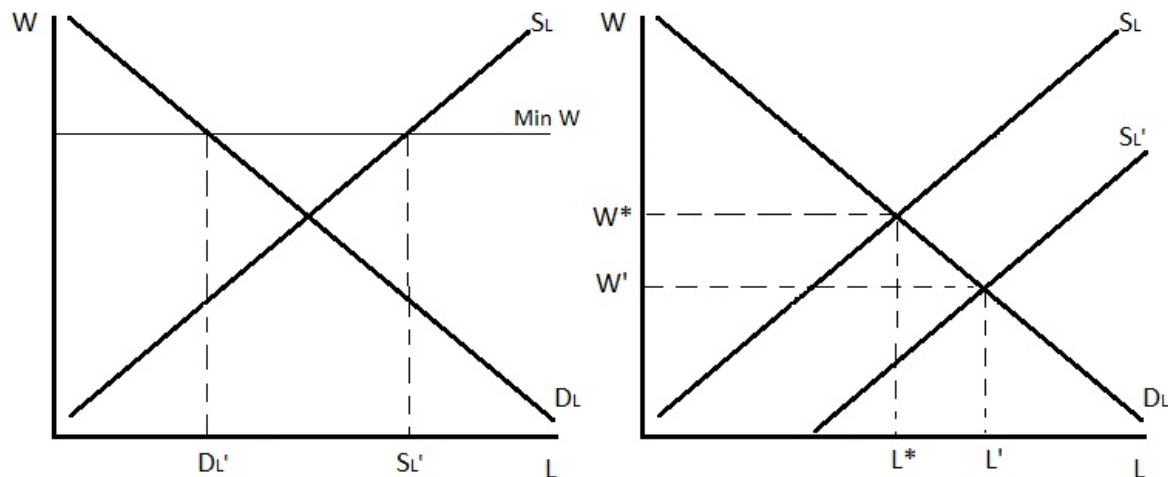
Vremenom su mišljenja blago konvergirala, ali su razlike prisutne i u sadašnjici. Klasičari su u jednom trenutku popustili, priznavši da uvođenje minimalne zarade (ili njeno povećanje) ne

smanjuje nužno zaposlenost svih grupa. Minimalna zarada pre svega tangira one grupe koje zbog svoje produktivnosti imaju niske zarade. Međutim, i dalje zagovaraju stav da su efemerni dobici, u kojima uživaju radnici čija se zarada povećala, neuporedivo manji od dugoročnih gubitaka društva u celosti do kojih je došlo usled povećanja minimalne zarade (Madžar, 2017). Slično njima i zagovornici institucionalnog pristupa su prestali da veruju u superiornost minimalne zarade u sprečavanju siromaštva, ali su ipak isticali da njena primena u osnovi donosi više koristi nego štete. Za približavanje stavova dveju grupa zaslužan je veliki broj radova eminentnih autora iz ove oblasti. Oni su kod teoretičara obe struje uspeali da omekšaju „tvrda jezgra“, u Poperovom smislu. Međutim, bilo je i onih čiji su rezultati podgrejali ostrašćene stavove sa početka debate i dodatno polarizovali stručnu javnost. Upravo opsežne rezultate velikog broja studija koje su se bavile fenomenom minimalne zarade ćemo prikazati u delu koji se odnosi na empirijska istraživanja.

Razni teoretičari su pokušali da modifikuju osnovni (klasičarski) model tržišta rada kako bi pokazali da minimalna zarada ne mora nužno da redukuje zaposlenost i dovede do destrukcije poslova. Ubedljivi argumenti marginalista Alfreda Maršala i Džona B. Klarka koji su se najoštrije protivili minimalnoj zaradi olabavljeni su u određenoj meri od strane Velča. On je ukazao na jedan sveprisutni fenomen – nepotpuni obuhvat minimalne zarade. Zaista, danas gotovo da ne postoji zemlja u kojoj je 100% radnika pokriveno propisima o minimalnoj zaradi. Čak i da postoji, zasigurno ih svi poslodavci slepo ne primenjuju. S tim u vezi tržište rada ne treba posmatrati kao jedinstvenu celinu, već treba analizirati njegove pojedine segmente.

U ovom kontekstu dovoljno je razmatrati tržište rada samo na osnovu dvosektorskog modela, što znači da postoje dva sektora na tržištu rada – pokriveni i nepokriveni. Na pokrivenom sektoru važe i primenjuju se propisi o minimalnoj zaradi, dok na nepokrivenom sektoru radnici mogu biti angažovani i za iznos niži od zakonskog minimuma. U takvoj postavci određivanje minimalne zarade iznad nivoa ravnotežne zarade ne mora nužno da smanji agregatnu zaposlenost, jer se prilagođavanje odigrava u dva koraka. Prvi korak je identičan kao i u klasičarskom modelu, usled povećanja proizvodnih troškova marginalni radnici ostaju bez posla. Međutim u drugom koraku radnici koji su istisnuti sa pokrivenog tržišta u Velčevom modelu mogu se zaposliti na tržištu rada koje nije pokriveno minimalnom zaradom (Welch, 1974). Razume se, to neće proći bez posledica po radnike koji rade na nepokrivenom tržištu, jer će povećanje ponude nužno spustiti nadnice svih radnika koji u novoj ravnoteži rade na njemu, kao što je to prikazano na Grafikonu 2.2.

Grafikon 2.2 – Uticaj minimalne zarade u dvosektorskom modelu tržišta rada



Izvor: Obrada autora

Baš iz ovog razloga nije realno očekivati da će svi radnici koji su otpušteni na pokrivenom tržištu posao pronaći na nepokrivenom tržištu. Najmanje dva činioca utiču na lakoću i obim tranzicije. Prvi se odnosi na apsorpcionu moć sektora koji ne podleže primeni propisa o minimalnoj zaradi. Od obuhvata minimalne zarade zavisice broj radnika koju nepokriveni sektor može da primi. U ovom slučaju vlada inverzan odnos, što su propisi o minimalnoj zaradi inkluzivniji, manja je apsorpciona moć nepokrivenog sektora. Takođe, pored veličine nepokrivenog sektora presudnu ulogu imaju i elastičnosti krivih ponuda i tražnje na oba tržišta. Što su krive ponude i tražnje za radom elastičnije na pokrivenom tržištu i neelastičnije na nepokrivenom tržištu manja je apsorpciona moć nepokrivenog sektora i obratno. Drugi činilac se tiče rezervacione nadnice radnika koji su izgubili posao na pokrivenom tržištu. Ukoliko je ona suviše visoka da bi se prihvatio manje plaćeni posao na nepokrivenom tržištu, do pada zaposlenosti ipak može doći. Suština Velčove modifikacije klasičarskog modela jeste da ona dopušta smanjenje agregatne zaposlenosti zbog subjektivnih preferencija radnika i apsorpcione moći nepokrivenog sektora, ali je taj pad zaposlenosti svakako manji nego u bazičnom modelu.

Velč je dakle u klasičarski model uveo neaktivnost koja se javlja kod onih radnika čija je rezervaciona zarada viša od ravnotežne na nepokrivenom sektoru. Na taj način on je pretpostavio da radnici reaguju na novonastale promene prilagođavajući se isključivo duž ekstenzivne margine. Drugi autori su nastavili da unapređuju Velčov model pa su pored zaposlenih na oba tržišta i neaktivnih radnika uveli još jednu kategoriju – radnike koji aktivno traže posao na pokrivenom

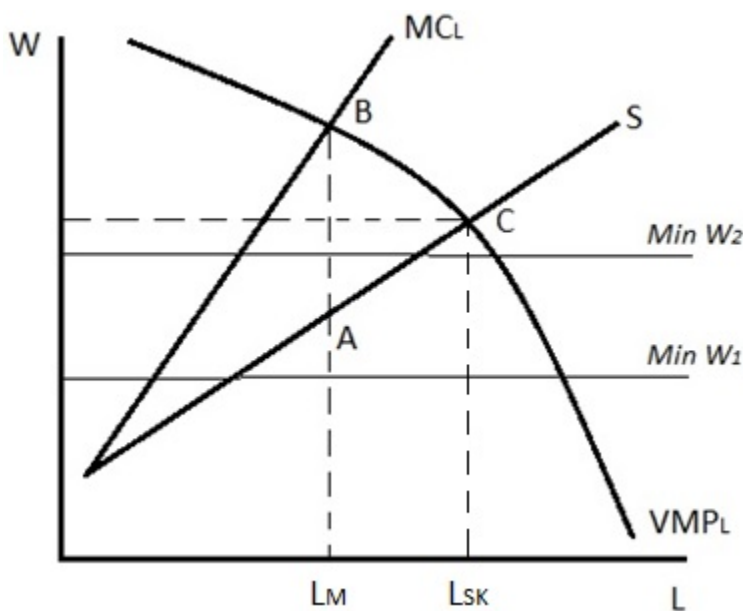
tržištu (Mincer, 1976; Gramlich, 1976). Otpuštanje prouzrokovano povećanjem minimalne zarade ne mora nužno radnike da natera da odmah pređu na nepokriveno tržište ili odu u neaktivnost. Ovakvo rezonovanje deluje sasvim logično, jer je zarada na nepokrivenom tržištu niža od one za koju su radili pre nego što su izgubili posao, dok je na pokrivenom tržištu viša. Upravo ta viša zarada može da privuče radnike da ostanu na tržištu u nadi da će na njemu ponovo pronaći posao (sada za veću zaradu nego pre) umesto da odu u neaktivnost. Prilagođavanje koje su uradili pomenuti autori samo čini Velčov model realističnijim, ali ne menja njegov finalni ishod. Njima se samo u još većoj meri relaksiraju klasičarske tvrdnje o štetnosti minimalne zarade na radni potencijal zemlje. Naime, sprečavanje erozije radne snage omogućeno je uvođenjem kategorije nezaposlenih koji iako nisu prihvatili posao na nepokrivenom tržištu ne postaju obeshrabreni i izlaze sa tržišta rada, već nastavljaju da tragaju za njim.

Dobro poznat teorijski slučaj u kom minimalna zarada nema štetno dejstvo na zaposlenost je i slučaj nesavršenog tržišta rada. Ukoliko pretpostavimo da tržište rada nije savršeno konkurentno, uvođenje minimalne zarade ne mora nužno da ima neželjene posledice. Štaviše, u slučaju monopsona ona može da deluje sasvim suprotno i u određenim okolnostima čak i poveća zaposlenost. Na monopsonističkom tržištu posluje samo jedno preduzeće čiji je osnovni cilj maksimiranje profita, što nije sporno. Međutim, za razliku od konkurentne strukture, krajnji ishod racionalnog ponašanja monopsoniste na zaposlenost dosta je nepovoljniji. Preciznije, monopsonista koji maksimira profit će zapošljavati manje radnika nego što bi zapošljavalo savršeno konkurentno preduzeće (Robinson, 1969).

Ovakav ishod se postiže zbog činjenice da se monopsonista susreće sa rastućim graničnim troškovima angažovanja dodatnog radnika, za razliku od savršeno konkurentnog preduzeća koje nema taj problem. Operativno to znači da ukoliko monopsonista želi da zaposli novog radnika on mora da mu ponudi veću platu. Za monopsonistu važe zakonitosti koje su ustoličene i kada na tržištu postoji monopolsko preduzeće. Naime, ukoliko monopolsko preduzeće želi da privuče dodatne kupce ne može da snizi cenu proizvoda samo tim novim kupcima, već mora da snizi cenu svim kupcima zbog čega se susreće sa opadajućim marginalnim prihodom. Analogno tome, monopsonista da bi zaposlio nove radnike ne može isključivo da poveća platu samo tim novim radnicima, već mora da podigne zarade svim zaposlenima. Upravo zbog ovoga će se ravnoteža na tržištu rada u slučaju monopsona nalaziti uvek ulevo u odnosu na slučaj savršeno konkurentnog

preduzeća, što će posledično rezultovati nižoj zaposlenosti ukoliko je tržište proizvoda i usluga nekonkurentno. Grafički prikaz ravnoteže na tržištu rada usled postojanja monopsona dat je na Grafikonu 2.3.

Grafikon 2.3 – Ravnoteža na tržištu rada u slučaju monopsona



Izvor: Obrada autora

Na grafičkom prikazu se vidi da pažljivo određena minimalna zarada može da smanji razliku između „pune“ zaposlenosti koja je karakteristična za savršeno konkurentno tržište (L_{SK}) i zaposlenosti koja je rezultat neregulisanog monopsona (L_M). Kada se minimalna zarada uvede ona prisiljava monopsonistu da prilikom donošenja odluke o broju radnika koje će zaposliti u određenoj meri ignoriše ranije važeće granične troškove. Na taj način ona zapravo čini ponudu savršeno elastičnom u nivou zakonski propisanog minimuma. Koridor povećanja agregatne zaposlenosti na monopsonističkom tržištu nalazi se između tačaka A i B. Odnosno, svaka minimalna zarada čiji se iznos nalazi iznad tačke A, a ispod tačke B u stanju je da poboljša ishode na tržištu rada. Utopijski, optimalno određena minimalna zarada u visini koordinata tačke C, izjednačila bi zaposlenost u slučaju monopsonističkog preduzeća sa onom koju bi ostvarilo savršeno konkurentno preduzeće. Superiornost minimalne zarade u povećanju zaposlenosti u slučaju monopsona, u odnosu na slučaj kada je određena iznad ravnotežne na konkurentnom tržištu, posebno je izražena kada se radi o malim otvorenim privredama. Ove privrede teže da na

tržištu dobara i usluga prihvataju svetsku cenu kao datu, što uslovljava da kriva tražnje za proizvodima i uslugama ove zemlje bude veoma elastična. Kako se tražnja za radom izvodi iz tražnje za finalnim proizvodima i uslugama, koridor za povećanje zaposlenosti još je širi u slučaju ovih zemalja (Manning, 2003).

Iako su pozitivni efekti uvođenja minimalne zarade u slučaju monopsona nesporni u teoriji, postavlja se pitanje koliko se ove tržišne strukture zaista javljaju u praksi. Razmatranje monopsonске moći Džoan Robinson počinje primerima iz antičke Grčke. Jasno je da takvi slučajevi u modernom svetu više nisu mogući. Teoretičari nešto kasnije navode savremeniji primer u vidu „gradova kompanija“. Radi se o lokalitetima na kojima dominira jedna velika fabrika koja je stoga jedini poslodavac za stanovništvo iz tog kraja. Za ilustraciju ovog fenomena najčešće se koriste rudnici i veliki prerađivački kompleksi u ruralnim predelima. Iako se i ovi primeri sve ređe susreću u praksi, oni su zapravo samo deo monopsona koji postoje na tržištu. Ovako shvaćen monopson zasniva se isključivo na statičkom modelu. Nešto noviji, dinamički koncept monopsona razvio je Alan Manning prema kome je sveprisutnost monopsona u praksi znatno izraženija. Prema ovom konceptu i preduzeća na konkurentnim tržištima mogu imati određenu moć prilikom određivanja nadnica umesto da uzimaju cenu rada kao datu. Ovakva mogućnost se javlja usled postojanja nesavršenih informacija i troškova traganja za poslom. U opštem smislu, bilo kakva barijera koja utiče na prostornu mobilnost radnika uticaće na pojavu određenog stepena monopsonске moći poslodavaca koji posluju na tim lokalitetima.

Ukoliko prihvatimo postavke teorije efikasnih nadnica, ispostaviće se da minimalna zarada na sličan način može da poboljša ishode na tržištu rada kao i u slučaju monopsona. Teorija efikasnih nadnica zasniva se na pretpostavci da pojedina preduzeća isplaćuju nadnice radnicima koje su više od ravnotežnih na tržištu. Smatra se da one to čine iz nekoliko razloga. Prvo, usled nesavršenih informacija i nemogućnosti razlikovanja radnika, preduzeća višim nadnicama žele da privuku one radnike koji su produktivniji. Drugo, ovakvim ponašanjem preduzeća žele da smanje fluktuaciju radnika i posledično troškove proizvodnje. Višim nadnicama one ne samo da privlače nove radnike, već i zadržavaju postojeće, te ne moraju da ulažu sredstva u regrutaciju i obuku novozaposlenih radnika koja može da bude izuzetno skupa. Ništa jeftinije nije ni otpuštanje radnika u slučaju striktnе zakonodavne zaštite zaposlenja. Treće, troškovi monitoringa u preduzećima koja isplaćuju efikasnu nadnicu znatno su niži nego u onim preduzećima koja to ne

čine. Naime, u ovakvim okolnostima počinje da deluje tzv. insajder-outsajder model. Radnici zaposleni u preduzećima koja isplaćuju efikasne nadnice svesni su da ukoliko „zabušavaju“ i zbog toga budu otpušteni mogu da pronađu posao, ali po tržišnoj nadnici koja je niža od one koju trenutno primaju. Upravo ova premija na posao u preduzećima koja isplaćuju efikasnu nadnicu odvraća radnike od zabušavanja i stoga preduzeću smanjuje troškove kontrole.

Međutim, ovakav racionalan obrazac ponašanja preduzeća na mikro nivou, stvara nepovoljne rezultate na makro nivou. Bez obzira što se ovom prilikom radi o dobrovoljnom umesto mandatornom potezu preduzeća, na tržištu rada će se javiti nezaposlenost. Svako veštačko podizanje nadnica iznad ravnotežnih osnovni je razlog pojave viškova na tržištu rada, i posledično, nezaposlenosti strukturnog tipa. Ispostavlja se, da ukoliko se posmatra teorijski okvir efikasnih zarada, povećanje minimalne zarade do određenog nivoa može da smanji nezaposlenost i poveća ukupnu zaposlenost. Rezultati jedne studije krajem XX veka, koja se bavila ovom problematikom, pokazuju da bi uvođenje minimalne zarade u navedenim uslovima povećalo zaposlenost u kratkom roku (Rebitzer & Taylor, 1995). Međutim, autori primećuju da će efekti na zaposlenost u dugom roku umnogome zavisiti od strukture tržišta i broja preduzeća koja na njemu posluju, kao i dinamike cene finalnih proizvoda.

Zanimljivo tumačenje uticaja minimalne zarade na ekonomske ishode iznet je i u širokocitiranom radu Rejnoldsa i Gregorija (Reynolds & Gregory, 1965). Autori su stava da minimalna zarada ne mora nužno da utiče na smanjenje zaposlenosti i rast nezaposlenosti. Oni dovode u pitanje samu srž ekonomskih postulata, prema kojima se preduzeća u konkurentnom okruženju ponašaju racionalno u pogledu maksimiranja profita. Naime oni ne spore da izjednačavanje marginalnih prihoda i marginalnih troškova vodi optimalnosti, ali sumnjaju da preduzeća slepo slede ovaj uslov. Njihovo je viđenje da preduzeća koja posluju na tržištu rade ono što najbolje umeju, a to je da stvaraju profit, što ne znači da on barem malo ne odstupa od matematičkog maksimuma. Zaista, postoji dosta činjenica koje govore u prilog da se, posebno u malim preduzećima, odluke uprave ne baziraju na uslovu jednakosti marginalnih veličina. Postavlja se pitanje kako ona uopšte opstaju na tržištu ukoliko ignorišu marginalistički pristup koji se predaje na svim ekonomskim katedrama? Stvar je jednostavna. Kao što igrači bilijara ne moraju da budu vrsni poznavaoци fizike i pre svakog udarca izračunaju kojom brzinom i pod kojim uglom će udariti kuglu, tako i preduzeća ne moraju savršeno poznavati sve ekonomske zakone. U oba slučaja je dovoljno da akteri bude upoznati sa

osnovnim principima, dok će permanentno ponavljanje aktivnosti (treening) obezbediti rezultate koji teže maksimumu.

Poimanje funkcionisanja preduzeća na ovaj način podrazumeva da preduzeća ne koriste svoje resurse do teorijski poželjnog maksimuma. U kontekstu rada kao jednog od ključnih resursa, preduzeće ne izvlači maksimum iz svojih radnika. Ovo recimo može da bude slučaj ukoliko zbog prevelikih pauza u toku rada ili slabijeg monitoringa radnici nisu produktivni koliko bi mogli da budu. Upravo iz ovog razloga, povećanje minimalne zarade koje bi u drugim okolnostima dovelo do otpuštanja radnika, neće izazvati takve efekte u slučaju pomenutih preduzeća. Suprotno tome, preduzeća će najpre pokušati od svojih radnika da izvuku maksimum, odnosno primeniti mere koje mogu da utiču na povećanje njihove produktivnosti. Ukoliko budu uspešna u tome, povećanje produktivnosti će rezultovati rastom vrednosti graničnog proizvoda rada, čime će porast troškova rada nametnut povećanjem minimalne zarade biti kompenzovan povećanjem prihoda koji stvara dodatni radnik. Pretpostavka je da povećanje (uvođenje) minimalne zarade za ova preduzeća predstavlja neku vrstu „šok efekta“. Stoga krajnji ishod u ovako postavljenoj situaciji ne dovodi do smanjenja zaposlenosti, već na povećanje nadnica radnici reaguju povećanjem produktivnosti. Na taj način oni zadržavaju svoja radna mesta, a u opštem slučaju dolazi do porasta nivoa produktivnosti na nivou čitave privrede.

Drugi autori imaju donekle različit pogled, ali sa veoma sličnim ishodom na ukupnu produktivnost zemlje. Oni smatraju da sama najava uvođenja (podizanja) minimalne zarade prouzrokuje reakcije i pre nego što do implementacije dođe (Acemoglu & Pischke, 1999). Kako se zna da uvođenje minimalne zarade najpre istiskuje one radnike koji su najmanje produktivni, sama najava može stimulatивно da deluje na ovu grupu radnika. Sasvim je opravdano da veliki broj radnika koji ima zaradu blisku najavljenom minimumu nastavi sa ulaganjem u ljudski kapital kako se ne bi desilo da nakon početka primene ove institucije dođu u situaciju da ostanu bez posla. Ovo ne znači da će svi radnici koji imaju niska primanja masovno nastaviti sa formalnim obrazovanjem. Povećanje ljudskog kapitala je moguće i putem raznih vrsta obuka na radnom mestu kojima se uvećava produktivnost. Autori ove studije naglašavaju da bi najavljenno povećanje minimalne zarade upravo uticalo na povećanje broja obuka na radnom mestu koje preduzeća nude niskokvalifikovanim radnicima (Acemoglu & Pischke, 1999). Stoga, „efekat pretnje“ koji u ovom slučaju predstavlja najavljenno uvođenje (povećanje) minimalne zarade u osnovi ima dvostruko pozitivno dejstvo.

Najpre zbog povećanja produktivnosti i posledično vrednosti graničnog proizvoda rada veliki broj radnika će izbeći situaciju pri kojoj biva istisnut sa tržišta rada. Pored ovoga, slično zaključcima prethodnih autora minimalna zarada će uticati na rast ukupne produktivnosti i porast broja visokoproduktivnih poslova u privredi.

Ovakva razmišljanja nisu karakteristična samo za prethodno pomenute autore. Mnogi od onih koji svoje učenje baziraju na endogenoj teoriji rasta vide mogućnost za unapređenje ekonomskih performansi usled uvođenja minimalne zarade. Prema ovoj teoriji ekonomski rast bi bio indirektna posledica veze između povećanja minimalne zarade i odluke o investicijama u ljudski kapital. U ovom kontekstu bi minimalna zarada zapravo proizvela pozitivne eksternalije u vidu obrazovanja. Kao i u prethodnom slučaju, njeno povećanje predstavlja ozbiljnu pretnju po one sa niskim obrazovanjem, te ih može podstaći da više investiraju u svoj ljudski kapital. Takvo dodatno ulaganje u ljudski kapital za posledicu će imati bolje obrazovanu radnu snagu, i posledično, veći privredni rast. Neki autori su otišli korak dalje i analizirali kakvi su efekti smanjenja minimalne zarade. Njihovi rezultati ukazuju da bi smanjenje minimalne zarade smanjilo ekonomski rast, a ujedno i blagostanje svih ekonomskih agenata u privredi (Cahuc & Michel, 1996).

Na kraju, postoji jedna teorija koja se, sasvim neočekivano, slaže i sa klasičarima i sa institucionalistima. Prema ovoj teoriji minimalna zarada dovodi do nezaposlenosti, što je u skladu sa klasičarima, ali ne i do društvenih gubitaka. Naprotiv, propisi o minimalnoj zaradi samo mogu da unaprede blagostanje društva i podstaknu njegov razvoj, doduše, na pomalo bizaran način. Radi se o teoriji koja se zasniva na eugenizmu ili ti osnovnim darvinističkim postulatima, prema kojima je vršenje prirodne selekcije osnov za permanentni napredak društva (Leonard, 2005). Dakle, eugenizam u pogledu ekonomije ogleda se u prečišćavanju društva od njegovih niskoproduktivnih članova. S tim u vezi, minimalna zarada nameće se kao odlično oruđe za marginalizaciju „nekvalitetnog“ stanovništva, tj. stanovništva koje bi zbog niske produktivnosti izgubilo posao usled uvođenja/povećanja minimalne zarade. Usled činjenice da ne mogu da pronađu posao u urbanim sredinama, ovi „nepodobni“ članovi društva bi najpre bili prisiljeni da se presele u ruralne zajednice, gde bi se postepeno vršila njihova segregacija, koja bi vremenom dovela do potpune sterilizacije „neproduktivnih“ članova društva. Minimalna zarada bi, poput instinkta za preživljavanjem u životinjskom svetu, zapravo doprinela razvoju društva, odnosno, ona bi omogućila reprodukciju samo najproduktivnijih članova društva. Prethodno najbolje artikuliše

naredni stav koji ćemo parafrazirati: „nezaposlenost „neproaktivnih“ članova društva ne predstavlja signal bolesti društva, naprotiv, ono predstavlja signal njegovog zdravlja... minimalna zarada je samo jedan od načina na koji se treba boriti protiv ovih nesrećnih parazita“ (Sidney & Beatrice Webb, 1897, p. 785).

2.2.2 Empirijska istraživanja o efektima minimalne zarade

Sve teorijske postavke koje su navede u prethodnom delu veliki broj istraživača je proveravao u praksi. Autori su se dovijali na razne načine da ispituju da li i u kojoj meri minimalna zarada utiče ne samo na zaposlenost već i na mnoge druge ishode. Brojne studije su pokušavale da izmere bilo direktne efekte minimalne zarade bilo indirektne preko određenih pokazatelja koji su igrali ulogu instrumentalne varijable. Tom prilikom je takođe korišćeno nebrojano mnogo različitih izvora podataka, počevši od cenzusnih podataka, anketa domaćinstava, anketa preduzeća, makroekonomskih podataka i sl. Različite tehnike su korišćene prilikom procene, od najuobičajenih statističkih, do složenijih ekonometrijskih koje su se zasnivale na analizi dugačkih vremenskih serija ili panel modelima. U ovom delu iskoristićemo priliku da prikazemo rezultate onih koje se u ovoj oblasti smatraju najznačajnijim.

Svakako studija koja je pomerila granice u naučnom smislu i doprinela da do preispitivanja osnovnih postavki klasičarskog modela minimalne zarade dođe jeste ona iz poslednje decenije XX veka. Dvojica relativno mladih kolega sa Univerziteta Princeton su 1994. godine ispitala uticaj porasta minimalne zarade na zaposlenost koji se dogodio 1. aprila 1992. godine u državi Nju Džersi (Card & Krueger, 1994). Rezultati do kojih su došli mnogima su delovali kao prvoaprilska šala, ali zapravo su uzburkali stručnu javnost. Da bi ispitali uticaj minimalne zarade autori su posmatrali 410 restorana brze hrane u Nju Džersiju i istočnom delu Pensilvanije. Stanovništvo ove dve države je potpuno identično u kulturološkom smislu, jedino što ih odvaja je manje od kilometar, u američkom folkloru istorijski značajne, reke Delaver. Međutim, 1992. ih je odvajalo i to što je u Nju Džersiju minimalna zarada povećana sa 4,25\$ na 5,05\$ dolara, dok je u Pensilvaniji ostala na nivou od 4,25\$. Ovo je stvorilo idealne laboratorijske uslove da autori primenom statističke tehnike razlika-u-razlikama ispituju ishode na tržištu rada u eksperimentalnoj (Nju Džersi) i kontrolnoj (istočni deo Pensilvanije) grupi.

Autori su se odlučili za restorane brze hrane iz nekoliko razloga. Prvo, u ovom sektoru su radnici sa najnižim zaradama najzastupljeniji, skoro 25% svih radnika u industriji brze hrane primalo je niske zarade. Drugo, restorani brze hrane su bili podložni propisima o minimalnoj zaradi. Treće, poslovi u ovim restoranima su prilično homogeni što olakšava procenu promene zaposlenosti. Na ovako dizajniranom uzorku, primenom opisane metodologije, rezultati do kojih su autori došli ukazivali su da povećanje minimalne zarade u Nju Džersiju nije dovelo do smanjenja zaposlenosti u restoranima brze hrane. Štaviše, suprotno tradicionalnom verovanju, ovo povećanje je čak dovelo do rasta zaposlenosti. Nalazi su se pokazali kao robusni i primenom drugih specifikacija modela. Rezultati su oborili možda i najprihvaćeniji postulat koji govori o nesumnjivom uticaju minimalne zarade na zaposlenost mladih. Naime, poređenjem nisko plaćenih mladih iz Nju Džersija, Pensilvanije i Nju Jorka, koji su autori dodali samo za ovu priliku, došli su do zaključka da je zaposlenost mladih u Nju Džersiju relativno porasla uprkos povećanju minimalne zarade. Ono što je dodatno šokiralo javnost jeste i odbacivanje konvencionalnih uslova u kojima se minimalna zarada pokazala kao efikasna – klasičan monopson i ravnotežu koja uključuje postojanje troškova traganja za poslom. Do ovog zaključka autori su došli na osnovu toga što su cene brze hrane u Nju Džersiju porasle relativno više nego u Pensilvaniji čime se povećanje minimalne zarade uglavnom prevalilo na kupce. Ipak, činjenice ukazuju da se cene nisu povećale značajno više u onim restoranima koji su bili više pogođeni porastom minimalne zarade.

Koliko je ovo delo ostavilo trag na stručnu i širu javnost pokazuju i reakcije brojnih ekonomista na ovu studiju. Kritike na račun Karda i Krugera stizale su sa svih strana sveta, ali nije manjkalo ni njihovih odgovora. Ukoliko na kratko ostavimo naučnu polemiku po strani, važno je pomenuti i da je, prvenstveno zbog ovog istraživanja, samo godinu dana kasnije jedan od autora dobio možda i najveće priznanje koje na svake dve godine dodeljuje Američko društvo ekonomista. David Kard je 1995. godine dobio priznanje koje su pre njega dobila i imena poput Samjuelsona, Fridmana, Tobina, Eroua, Soloua, Bekera, Štiglica, Krugmana i dr¹⁰. Radi se o Ordenu Džona B. Klarka. Paradoksalno, onog Džona B. Klarka koga smo u uvodnom delu pomenuli kao prvog ekonomistu koji je ukazao na koji način minimalna zarada smanjuje zaposlenost i koji je bio jedan od najvećih antagonista minimalne zarade. Sve ovo samo dodatno potvrđuje koliko su rezultati Karda i Krugera bili značajna za riznicu znanja iz ove oblasti.

¹⁰ <https://www.aeaweb.org/about-aea/honors-awards/bates-clark>

Međutim, kao što smo naveli, reakcije nisu izostale. Jedna od najargumentovanijih napada objavili su Njumark i Vaščer, takođe vodeća dva imena u ovoj oblasti (Neumark & Wascher, 1995). Oni su pokušali da repliciraju istraživanje Karda i Krugera na drugačije pribavljenim podacima. Njihova glavna kritika odnosila se upravo na verodostojnost podataka koje su prikupili Kard i Kruger, pošto oni nisu pribavljeni iz nekog formalnog izvora, već telefonskim putem. Za razliku od njih, autori ove studije su podatke prikupili iz izveštaja o platama preduzeća u industriji brze hrane. Pronašli su da je u slučaju telefonski prikupljenih podataka broj zaposlenih mnogo više varirao nego u slučaju administrativno prikupljenih podataka. U ukupnom uzorku standardna devijacija promene zaposlenosti je bila čak 3 puta veća. Zatim, u odnosu na promenu zaposlenosti u Pensilvaniji, Kard i Kruger su dobili da zaposlenost ima elastičnost 0,93. Koristeći podatke preduzeća, Njumark i Vaščer su u odnosu na porast zaposlenosti u Pensilvaniji došli do elastičnosti od -0,24. Drugim rečima, njihovi nalazi bili su sasvim suprotni nalazima Kard i Krugera. Prema njihovim rezultatima porast minimalne zarade od 18,8% u Nju Džersiju doveo je do relativnog smanjenja zaposlenosti od 4,6% u odnosu na zaposlenost u Pensilvaniji.

U svoju odbranu Kard i Kruger naveli su da su zaključci do kojih su njihovi kritičari došli zasnovani na uzorku koji nije slučajan (Card & Krueger, 1998). I pored toga, odgovorili su na izazov i koristili reprezentativan uzorak koji su dobili sada iz onih administrativnih podataka o zaposlenosti u Nju Džersiju i Pensilvaniji koje su koristili Njumark i Vaščer. Ustanovili su da je negativan uticaj minimalne zarade u Nju Džersiju prisutan samo ukoliko kontrolnu grupu čini jedna neslučajno odabrana franžiza restorana brze hrane u Pensilvaniji. Dodatno, ustanovili su da postoji velika razlika u kretanju zaposlenosti u zavisnosti od toga da li preduzeća izveštaje o platama radnika predaju na nedeljnom, dvonedeljnom ili mesečnom nivou. Takođe, ispostavilo se da se zaposlenost mnogo brže povećava u preduzećima koja podatke iskazuju na nedeljnom nivou. Ispostavilo se da su u Njumarkovom i Vaščerovom uzorku preduzeća koja su iskazivala podatke na nedeljnom nivou višestruko bila zastupljenija u Pensilvaniji. Stoga su Kard i Kruger u repliciranom istraživanju uveli promenljivu kojom su kontrolisali periodiku izveštavanja. Primenom svoje originalne metodologije na različit set podataka, autori su potvrdili svoje ranije nalaze – povećanje minimalne zarade nije uticalo na smanjenje zaposlenosti. Ipak, neznatno su revidirali svoje ranije ocene u smislu da minimalna zarada nije imala izrazito pozitivan efekat na zaposlenost, već je on bio umereno pozitivan.

Da diskusija i dalje živi, dokaz je i novo ažurirano izdanje knjige „Mitovi i merenja: Nova ekonomija minimalne zarade“ Karda i Krugera koje je izašlo na dvadesetogodišnjicu prvog izdanja (Card & Krueger, 2016). U ovoj knjizi autori, između ostalog, sumiraju rezultate studija koje su pokušale da repliciraju njihovo istraživanje i odgovaraju na primedbe koje su u tim studijama iznete. Jedna od najosnovanijih se odnosila na tvrdnju da je merenje izvršeno suviše brzo pošto je došlo do povećanja minimalne zarade. C&K su osporili kritiku time što ne smatraju racionalnim da restorani brze hrane u kratkom roku reaguju na povećanje minimalne zarade time što zapošljavaju nove radnike da bi ih, ako je kritika tačna, otpustili u dugom roku. Dodatnu argumentaciju su pronašli u tome što radnici u restoranima brze hrane u SAD-u ne uživaju visok stepen zakonodavne zaštite zaposlenja, stoga ukoliko su poslodavci želeli da ih otpuste odmah nakon povećanja minimalne zarade, ništa ih u tome nije sprečavalo. Još jedna kritika se odnosila na reprezentativnost kontrolne grupe, odnosno ispravnost korišćena Pensilvanije kao kontrolne grupe. Kao odgovor na ovu tvrdnju C&K potkrepili su svoju argumentaciju poredeći restorane iz Nju Džersija sa restoranima iz Teksasa, prilikom čega su dobili slične rezultate. Takođe, svoju metodologiju su primenili na iskustvo države Kalifornije gde je minimalna zarada povećana 1988. godine. I ovom prilikom nisu pronašli da je povećanje minimalne zarade imalo statistički značajan uticaj na promenu zaposlenosti (Card & Krueger, 2016).

Pored kontroverznih rezultata iz navedenog istraživanja i reakcija koje su oni proizveli, veliki broj empirijskih studija je sproveden u ovoj oblasti. U nastavku ćemo sublimirati rezultate onih najvažnijih koje predstavljaju talas novih istraživanja o uticaju minimalne zarade nastalih u poslednjoj dekadi drugog milenijuma i kasnije. Ona su kanalisana u nekoliko pravaca. Najveći deo studija bavio se uticajem minimalne zarade na opšte makroekonomske agregate kao što su zaposlenost, nezaposlenost i njihove relativne izraze. Račvale su se u dva smera – one koje uzimaju u obzir efekte minimalne zarade na ukupno stanovništvo i one koje procenjuju uticaj minimalne zarade na posebno ranjive grupe, kao što su recimo mladi. Druga linija istraživanja se odnosila na ispitivanje veze između minimalne zarade i raspodele zarada, nejednakosti i siromaštva. Odnosno, veliki broj istraživanja je ispitivao superiornost minimalne zarade u prevazilaženju problema nejednakosti i redukovanja siromaštva. Treća linija istraživanja se sastoji od onih studija koje su na indirektan način pokušale da utvrde neto efekte minimalne zarade. Koristeći različite instrumente, ova grupa istraživanja imala je za cilj da na posredan način objasni zbog čega je minimalna zarada dobra ili loša u širem socijalno-ekonomskom kontekstu.

Kao što smo pomenuli, dominantnu liniju istraživanja o minimalnoj zaradi čine istraživanja koja se bave direktnim procenama njenog uticaja na zaposlenost i nezaposlenost. Upravo jedna od takvih studija nastala je na prekretnici između drugog i trećeg milenijuma. Zapravo nije reč o studiji, već o seriji istraživačkih papira autora okupljenih oko Džona Abouda koji su se bavili uticajem promene realne minimalne zarade na verovatnoću pronalaska i gubitka posla (Abowd et al, 1999; 2000a; 2000b). Ove studije ispitivale su kauzalnost minimalne zarade i zaposlenosti za dve potpuno različite zemlje u potpuno različitim okolnostima. Predmet istraživanja bile su im Francuska u kojoj je realna minimalna zarada rasla tokom 80-ih godina XX veka i Sjedinjene Američke Države, gde je u istom periodu nominalna minimalna zarada bila zamrznuta, te je stoga njena realna vrednost opadala tokom vremena. Navedene okolnosti odredile su pravac istraživanja pa je tako u Francuskoj ocenjivana verovatnoća gubitka posla nakon povećanja realne minimalne zarade, a u SAD-u verovatnoća pronalaska posla u godini kada je realna minimalna zarada smanjena.

Autori su na panel podacima primenili binarni logit model kako bi utvrdili koliko promena minimalne zarade utiče na verovatnoću pronalaska/gubitka posla onih koji imaju primanja u nivou minimalne zarade. Da bi to postigli, upoređivali su reakcije osoba koje imaju zaradu oko minimalne i osoba koje imaju zaradu koja je marginalno iznad minimalne. Rezultati su pokazali da u slučaju Francuske povećanje realne minimalne zarade od 1% smanjuje verovatnoću zadržavanja zaposlenja muškaraca koji su neposredno pre povećanja bili zaposleni za minimalnu zaradu za 1,3%, dok je u slučaju žena to smanjenje nešto niže i iznosi 1%. Suprotno tome, na primeru SAD-a ocenjivan je porast verovatnoće pronalaska zaposlenja za minimalnu zaradu nakon smanjenja realne minimalne zarade. Ispostavilo se da jednogodisnje smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću da muškarac, koji je u prethodnoj godini bio van zaposlenosti, pronađe zaposlenje za 0,4%. Kada je reč o ženama, njihova reakcija na promenu minimalne zarade je nešto izraženija, jer je procenjeno da se verovatnoća povećava za 1,6%.

Za razliku od rezultata Abouda i saradnika, rezultati istraživanja koje se odnosilo na Veliku Britaniju bili su potpuno drugačiji. Ova studija je utvrđivala uticaj nacionalne minimalne zarade na zaposlenost tokom 80-ih godina prošlog veka (Machin & Manning, 1994). U tom periodu došlo je do drastičnog pada nivoa minimalne zarade u odnosu na prosečnu i smanjenja broja radnika koji primaju minimalnu zaradu. Da bi sproveli istraživanje, autori su najpre izračunali vrednost

Kaitzovog indeksa, koji su definisali kao odnos minimalne i prosečne zarade, za čitav period posmatranja. Primenom instrumentalnih varijabli i regresiranjem promene zaposlenosti na vrednost Kaitzovog indeksa došli su do zaključka da ne postoji negativna veza između minimalne zarade i zaposlenosti. Suprotno teorijskim očekivanjima, smanjenje minimalne zarade nije dovelo do očekivanog porasta zaposlenosti. Štaviše, u pojedinim delatnostima primećeno je da je smanjenje minimalne zarade uzrokovalo pad zaposlenosti.

Pošavši od pretpostavke o savršeno konkurentnom tržištu rada, još jedno istraživanje bavilo se procenom elastičnosti zaposlenosti u odnosu na minimalnu zaradu u Grčkoj (Koutsogeorgopoulou, 1994). Na podacima Ankete o radnoj snazi, za dvadesetpetogodišnji vremenski period, primenjen je model strukturnih vremenskih serija sa jednačinama tražnje za radom i nadnica iz kojih je dobijena elastičnost zaposlenosti. Rezultati su pokazali da minimalna zarada različito pogađa polove, te tako minimalna zarada ima mnogo negativniji uticaj na muškarce. Štaviše, ocenjena elastičnost kod žena bila je blago pozitivna. Odnosno, rast minimalne zarade je redukovao zaposlenost muškaraca, ali u određenoj meri povećavao zaposlenost žena.

Do zanimljivih rezultata došao je i Bel koji je u svom istraživanju ispitivao uticaj minimalne zarade na zaposlenost u Meksiku i Kolumbiji (Bell, 1995). Naime, uočio je potpuno divergentna kretanja u ove dve zemlje. U Meksiku porast realne minimalne zarade gotovo da nije imao uticaja na zaposlenost u formalnom sektoru. Sa druge strane uticaj minimalne zarade u Kolumbiji bio je znatno izraženiji. Procenjeno je da je isključivo minimalna zarada bila odgovorna za smanjenje broja zaposlenih u intervalu od 2% do 12%, u zavisnosti od specifikacije. Kao glavni uzrok divergentnih kretanja autor je naveo različitu raspodelu zarada u ove dve zemlje. U Meksiku je u tom periodu minimalnu zaradu primalo veoma malo radnika, te je ona stoga imala simboličan uticaj na zarade u formalnom sektoru. Dodatno, u relativnom smislu, ona je prema veličini bila marginalna u odnosu na prosečnu zaradu i stoga nije imala potencijal da izazove značajnije distorzije. U Kolumbiji je situacija bila potpuno suprotna. Ne samo da je velik broj radnika na formalnom tržištu primao minimalnu zaradu, već je raco minimalne i prosečne zarade bio znatno veći nego u Meksiku.

Druga linija istraživanja odnosila se na ispitivanje efekata koje minimalna zarada izaziva kod određenih kategorija stanovništva koje se tradicionalno smatraju osetljivijim na ovu instituciju tržišta rada. U teoriji se najčešće mlade osobe ističu kao one koje najpre mogu biti istisnute pod

uticajem minimalne zarade, pa se tako i najveći broj istraživanja bavio upravo stanovništvom ove starosne dobi. Studija koja je bila inicijalna kapisla za čitav talas novih istraživanja o uticaju minimalne zarade – bilo na agregatnu zaposlenost ili na zaposlenost ranjivih grupa - pokrenutih u poslednjoj deceniji drugog milenijuma, bila je ona koju je proizvela grupa ekonomista okupljenih oko Čarlsa Brauna (Brown et al. 1982). Oni su u svom radu razmatrali veliki broj istraživanja na temu uticaja minimalne zarade, uglavnom rađenih za teritoriju SAD-a. Sistematizacijom istraživanja došli su do zaključka da kada se koriste podaci vremenskih serija povećanje minimalne zarade od 10% smanjuje zaposlenost maloletnika u rasponu od 1% do 3%, u zavisnosti od specifikacije. Rezultati prikupljenih studija su pokazali da je uticaj minimalne zarade na nezaposlenost maloletnika znatno volatilniji, ali se prema zaključcima autora ona najverovatnije smanjuje između 0% i 0,75% sa desetoprocentnim povećanjem minimalne zarade. Takođe, sistematizacijom istraživanja ustanovljeno je da ovi efekti slabe sa godinama života, t.j. da su značajno manji kod osoba starosti između 20 i 24 godine.

U svojim opsežnim studijama o uticaju minimalne zarade u Francuskoj i SAD-u, o kojima je ranije bilo reči, grupa okupljena oko Džona Abouda razmatrala je i kakve efekte ona ima na mlade (Abowd et al, 2000a). Istraživanje se baziralo na istim principima kao i ono koje se odnosilo na ukupnu populaciju. Ocena uticaja minimalne zarade zasnivala se na poređenju reakcija eksperimentalne i kontrolne grupe mladih. Elasticiteti koji su dobijeni znatno su izraženiji od onih za ukupno stanovništvo. Tako recimo povećanje realne minimalne zarade od 1% smanjuje verovatnoću zadržavanja posla mladim muškarcima (25-30 godina) u Francuskoj za oko 4,6% i ženama iste starosne dobi za 1,3%. Poređenja radi, u slučaju ukupnog stanovništva, elasticiteti su bili 1,3% za muškarce i 1% za žene. Kada se radi o mladima u SAD-u, razlike po polovima nisu postojale. U oba slučaja, smanjenje realne minimalne zarade od 1% povećavalo je verovatnoću pronalaska zaposlenja, osobi koja se nalazila van zaposlenosti u prethodnoj godini, za oko 4,1%. I ovom prilikom elasticiteti su znatno viši kod mladih nego kod ukupnog stanovništva (0,4% kod muškaraca i 1,6% kod žena). Rezultati za obe zemlje nedvosmisleno su potvrdili da su mlade osobe ranjivije na promene minimalne zarade, bilo kada se radi o njenom realnom smanjenju ili kada se radi o povećanju njene realne vrednosti.

Neposredno pre toga, sprovedeno je još jedno zanimljivo istraživanje koje se odnosilo na Francusku. Ono se zasnivalo na primeni regresione analize u ispitivanju uticaja minimalne zarade

na zaposlenost mladih (Benhayoun, 1994). Istraživanje je podstaknuto ranijim studijama čiji su rezultati ukazali na prisustvo negativne veze između navedenih agregata u ovoj zemlji. Autor je u istraživanju koristio podatke vremenske serije za period 1975-1991. Ispostavilo se da rezultati do kojih je došao ukazuju da ne postoji statistički značajan negativan uticaj povećanja minimalne zarade na zaposlenost mladih. S tim u vezi, autor je izrazio određenu rezervu po pitanju uvođenja diferencirane minimalne zarade za mlade, što je u to vreme bio predlog oko koga se žučno debatovalo.

Studija koja se odnosila na SAD koristila je mesečne podatke kako bi regresirala stope zaposlenosti na visinu minimalne zarade (Burkhauser et al, 2000). Analiza je sprovedena kako za ukupno stanovništvo, tako i za pojedine grupe za koje se očekuje da su ranjive na promenu minimalne zarade. Rezultati do kojih su došli potvrđuju teorijska predviđanja da porast minimalne zarade smanjuje zaposlenost nekim od najranjivijih grupa. U konkretnom slučaju negativni efekti su identifikovani kod mladih (20-24 godine) bez završene srednje škole, mladih osoba crne puti (16-24 godine) i maloletnika starosti od 16 do 19 godina. Generalno, procenjeno je da minimalna zarada izrazito tangira zaposlenost svih mladih osoba. Interesantno je i to da negativan uticaj minimalne zarade na zaposlenost radnika u „najboljim godinama“ (25-54) nije identifikovan.

Uz pomoć modela fiksnih efekata u jednoj uticajnoj studiji regresirane su stope zaposlenosti na minimalnu zaradu na podacima 50 država SAD-a (Neumark & Wascher, 1992). U zavisnosti od specifikacije modela utvrdili su da porast minimalne zarade od 10% smanjuje zaposlenost osoba starosti 16-19 godina između 1% i 2%. Ukoliko se starosna kategorija nešto šire posmatra, navedeno povećanje smanjuje zaposlenost osoba 16-24 godine između 1,5% i 2%. Značajan je i sporedni nalaz do koga su autori došli, a tiče se postojanja nešto niže minimalne zarade za osobe starosti 16-19 godina. U državama gde postoji ovakva zakonska mogućnost, negativni efekti na zaposlenost su znatno niži. Iz tog razloga, autori su podržali pristup diferencirane minimalne zarade prema starosnim kategorijama.

Sveobuhvatna studija OECD-a imala je zadatak da analizira vezu između minimalne zarade i zaposlenosti na uzorku od 9 zemalja članica za vremenski period od 21 godine (OECD, 1998). U zasebnim regresijama u periodu 1975-1996 za svaku od zemalja posmatrane su dve ključne varijable: stopa zaposlenosti i odnos minimalne i prosečne zarade. Pored njih, u regresionu jednačinu je uključen i velik broj objašnjavajućih promenljivih čiji je zadatak bio da kontrolišu

uticaj mnogih cikličnih i institucionalnih faktora koji utiču na zaposlenost. Posebnim jednačinama ocenjivane su osobe prema polu i tri starosna uzrasta. Rezultati potvrđuju da minimalna zarada ima negativne efekte na zaposlenost. U zavisnosti od specifikacije, dobili su da porast minimalne zarade od 10% smanjuje zaposlenost osoba starosti 15-19 godina između 3% i 6%. Uticaj minimalne zarade slabi sa porastom godina, pa tako njeno povećanje od 10% smanjuje zaposlenost osoba 20-24 godine za oko 2%, dok uticaj na „prajm ejdž“ radnike ili nije statistički značajan ili je ispod 1%, u zavisnosti od specifikacije. Posmatrano po polovima, intenzivnija reakcija zaposlenosti usled povećanja minimalne zarade zabeležena je kod žena.

Istraživanje koje je sprovedeno na podacima Ankete o radnoj snazi na Novom Zelandu bavilo se pitanjem uticaja minimalne zarade krajem 1993. godine na dve kategorije – maloletnike (15-19 godina) i mlade (20-24 godine) (Maloney, 1995). Za to su postojali idealni uslovi pošto je prema propisima o minimalnoj zaradi kategorija maloletnika bila izuzeta sve do 1994. godine. Na ovaj način su autoru bile na raspolaganju dve relativno slične kohorte koje su mogle da odigraju ulogu eksperimentalne i kontrolne grupe. Da bi se procenio uticaj minimalne zarade u studiji je regresirana zaposlenost obe starosne grupe na Kaitzov indeks. Za potrebe ove studije Kaitzov indeks je definisan kao odnos minimalne i prosečne zarade. Rezultati su pokazali da porast minimalne zarade od 10% smanjuje zaposlenost mladih za 3,5%. Ono istovremeno podiže stopu nezaposlenosti ove kohorte za 3,5 procentnih poena. Ovo povećanje posebno pogađa mlade bez kvalifikacija smanjujući njihovu zaposlenost za 5,7% i pritom povećavajući stopu nezaposlenosti ove grupe za 6,5 procentnih poena. Suprotno tome, identično povećanje minimalne zarade povećalo je broj zaposlenih maloletnika za 6,9% i dovelo do smanjenja njihove stope nezaposlenosti za 3 procentna poena. Kasnije studije su pokušale da opovrgnu ove nalaze, tvrdeći da povećanje minimalne zarade nije u direktnoj vezi sa porastom zaposlenosti maloletnika. Prema navodima jedne od njih, čiji je predmet posmatranja bio duži vremenski period, porast zaposlenosti i smanjenje stope nezaposlenosti maloletnika pre se može objasniti cikličnim faktorima nego porastom minimalne zarade (Mare, 1995).

Nacionalno longitudinalno istraživanje mladih je poslužilo kao sjajan izvor za panel analizu uticaja minimalne zarade na zaposlenost mladih u SAD-u. Autori studije su ocenjivali uticaj minimalne zarade na tranziciju iz zaposlenosti u nezaposlenost između 1979. i 1980. godine (Currie & Fallick, 1996). Rezultati ukazuju da pojedinci koji su direktno pogođeni povećanjem federalne minimalne

zarade imaju za 3% manju verovatnoću da budu zaposleni i sledeće godine. Do navedenih nalaza autori su došli poredeći ovu grupu sa grupom mladih koje povećanje minimalne zarade nije tangiralo. Rezultati su ostali značajni čak i u slučaju kada se u model uključe varijable kojima se kontroliše razlika između mladih koji su direktno izloženi minimalnoj zaradi i onih koji to nisu.

Treća grupa istraživanja bavila se pitanjem odnosa između minimalne zarade, raspodele zarada, nejednakosti i siromaštva. Mnogi autori ispitivali su pretpostavku da li je i u kojoj meri minimalna zarada efikasan instrument u borbi protiv siromaštva. Jedno od takvih širokocitiranih istraživanja sprovedeno je na teritoriji Sjedinjenih Američkih Država. Služeći se podacima Tekućeg istraživanja stanovništva (CPS), autori su se bavili pitanjem uticaja određenih institucija tržišta rada na raspodelu zarada i nejednakost. Primenom poluparametarskih metoda, oni su, između ostalog, ispitivali kako bi raspodela zarada izgledala da tokom 80-ih godina prošlog veka nije došlo do pada realne vrednosti minimalne zarade (DiNardo et al, 1996). Pod pretpostavkom da promena minimalne zarade nije uticala na promenu zaposlenosti, autori su došli do rezultata da je smanjenje njene realne vrednosti značajno uticalo na povećanje nejednakosti u zaradama. Zanimljiv nalaz je i da je ovo smanjenje više naškodilo ženama, pošto je utvrđeno da je ono u većoj meri bilo odgovorno za povećanje nejednakosti zarada kod žena nego što je zabeleženo u slučaju muškaraca.

O efikasnosti minimalne zarade u borbi protiv siromaštva u svojoj knjizi govorili su i Kard i Kruger (Card & Krueger, 2016). Na osnovu empirijske analize koju su sprovedeli za period 1990. i 1991. godine na teritoriji saveznih država SAD-a, zaključili su da je veza između siromaštva i minimalne zarade veoma slaba. Prema njihovom viđenju, siromaštvo je pre svega karakteristično za one porodice u kojima nema radnika. Kako povećanje minimalne zarade na direktan način može da tangira samo one porodice čiji članovi rade, ograničenja minimalne zarade u ovom smislu više su nego očigledna. Autori su svoju analizu nastavili tako što su u obzir uzeli isključivo uticaj minimalne zarade na radno siromaštvo. Ovako specifikovan model u određenoj meri je pokazao da se radno siromaštvo brže smanjivalo u onim zemljama u kojima je učešće radnika koji primaju minimalnu zaradu veće. Ipak, kako sami autori tvrde, dobijene ocene nisu sasvim pouzdane. Međutim, oni ne sumnjaju da povećanje minimalne zarade može u izvesnoj meri da poboljša položaj radnika sa niskim zaradama i marginalno redukuje radno siromaštvo.

Još jedno istraživanje koje se odnosilo na Sjedinjene Američke Države imalo je za cilj da primenom logističke regresije oceni uticaj nivoa minimalne zarade na tranzicione verovatnoće

izlaska i ulaska u siromaštvo (Neumark & Wascher, 2002). Ispostavilo se da povećanje minimalne zarade povećava verovatnoću siromašnim porodicama da izađu iz siromaštva, ali istovremeno povećava i verovatnoću da ne-siromašne porodice postanu siromašne sa protokom vremena. Iako se istraživanje baziralo na relativno kratkom roku (tranzicija od jedne i dve godine), rezultati su statistički značajni. Nešto veća verovatnoća je ustanovljena za ne-siromašne porodice koje postaju siromašnije u odnosu na obrnutu situaciju, ali ta razlika ipak nije statistički značajna. Autori stoga smatraju da se povećanje minimalne zarade, u kontekstu borbe protiv siromaštva, može smatrati igrom nulte sume. Svakako da ona u određenoj meri popravljiva distribuciju zarada na donjem repu, ali ne klasičnom redistribucijom kako se to ranije smatralo. Drugim rečima, usled povećanja minimalne zarade dolazi do redistribucije dohotka između porodica sa malim zaradama, umesto redistribucije od bogatih ka siromašnima. Upravo zbog toga, ne može se očekivati da minimalna zarada ima prevelik efekat na smanjenje nejednakosti zarada.

Pre nego što je u Nemačkoj konstituisana nacionalna minimalna zarada vodile su se žustre debate o njenim efektima. Jedno zanimljivo istraživanje se baziralo na utvrđivanju njene efikasnosti u smanjivanju siromaštva (Müller & Steiner, 2008). U okviru istraživanja primenjen je mikrosimulacioni model koji je pretpostavio uvođenje minimalne zarade od 7,5 evra po satu. Pored minimalne zarade u model su bile uključene i varijable kojima se kontroliše njena interakcija sa individualnim zaradama, poreskim sistemom, sistemom socijalne zaštite i prihodima domaćinstava. Rezultati simulacije su pokazali da uvođenje minimalne zarade u Nemačkoj ne bi dalo željene rezultate. Krajnji efekti na smanjenje siromaštva bili bi zanemarljivi, čak iako bi se značajno povećale zarade u donjem delu raspodele koji za posledicu ne bi imali redukciju zaposlenosti. Autori kao glavni razlog neefikasnosti minimalne zarade kao potencijalnog instrumenta u borbi protiv siromaštva vide prilično efikasan sistem socijalne zaštite u Nemačkoj koji je zasnovan na proveru imovinskog stanja porodice. Međutim, da sličan sistem ne postoji, efekti bi verovatno bili drugačiji. Prethodni nalaz dodatno govori u prilog tezi da se protiv siromaštva treba boriti pre svega poreskim i socijalnim sistemom, a da minimalna zarada može biti isključivo komplementarno oružje u takvoj borbi.

Jedna novija studija koja se bavila uticajem minimalne zarade na nejednakost imala je dva cilja (David et al. 2016). Prvi je bio da preispita rezultate prethodnih studija koji su bili opterećeni pristrasnošću zbog postojanja poznatih efekata preliivanja koje minimalna zarada izaziva. Drugi se

odnosio na korišćenje dužih vremenskih serija za ocenu uticaja minimalne zarade. Primenom opštih pokazatelja nejednakosti, poput 50/10 odnosa zarada, autori su ustanovili da povećanje minimalne zarade smanjuje nejednakost u donjem delu raspodele zarada. Međutim, za razliku od prethodnih autora, njihove ocene sugerišu da je uticaj minimalne zarade više nego upola manji od uticaja koji je procenjivan u ranijim studijama. Štaviše, njena delotvornost u smanjenju nejednakosti kod muškaraca gotovo da je zanemarljiva. Oba nalaza su nastala upravo kao posledica kontrolisanja za efekte preliivanja, što je često bilo zanemarivano u ranijim istraživanjima.

Studija novijeg datuma koja je praćena sa velikom pažnjom od stručne javnosti bavila se ispitivanjem uticaja minimalne zarade na porodični dohodak u Sjedinjenim Američkim Državama (Dube, 2019). Istraživanje se zasnivalo na individualnim podacima CPS-a i koristilo je veliki broj različitih pokazatelja i specifikacija kojima se testirala veza između minimalne zarade i siromaštva. Nalazi autora su takvi da povećanje minimalne zarade nesumnjivo povećava dohotke porodica koje se nalaze na dnu raspodele. Autor je ocenio da elastičnost minimalne zarade u odnosu na stopu siromaštva onih porodica u kojima je nosilac domaćinstva mlađi od 65 godina (*non-elderly*) iznosi između -0,2 i -0,5. Drugim rećima, povećanje minimalne zarade od 10% u proseku bi smanjilo za 2% do 5% broj porodica (u kojima nosilac domaćinstva nema više od 65 godina) koje žive u siromaštvu. Koristeći aktuelne podatke o najavljenim povećanjima federalne minimalne zarade i stopi siromaštva porodica pomenute strukture (*non-elderly*), Dube procenjuje da bi ono moglo da dovede do toga da broj siromašnih lica opadne za blizu 6,5 miliona.

Posebna grupa istraživanja bavila se procenom indirektnih efekata indukovanih minimalnom zaradom. Tako je jedna skorija studija, zvućnog naziva „Ljudi protiv mašina...“, stavila u fokus onu grupu radnika koja se po pravilu izostavljala iz većine istraživanja koja su se bavila minimalnom zaradom. Radi se o visokokvalifikovanoj radnoj snazi, koja je, zbog svoje predodređenosti da prima relativno visoke zarade, često smatrana neranjivom grupom, te stoga nije posmatrana. Ipak, određeni autori sugerišu da ona i te kako može biti pogođena promenama u minimalnoj zaradi, ali na posredan naćin (Lordan & Neumark, 2018). Oni su pošli od pretpostavke da povećanje minimalne zarade može da podstakne preduzeća da u procesu optimizacije supstituišu rad kapitalom. Na taj naćin, ona bi sasvim legalno izbegla novonastalo povećanje troškova rada. Takva supstitucija učinila bi poslove znatno automatizovanijim.

Robotizacija poslova, ili kako autori navode „zamena čoveka mašinama“, nužno će imati za posledicu smanjenje zaposlenosti i to pre svega niskokvalifikovanih radnika koji zapravo i rade za minimalnu zaradu. Međutim, kapitalno intenzivniji proces proizvodnje ipak ne može da bude u potpunosti automatizovan. Naime, potreban je i određen broj radnika koji će te mašine da programiraju i kasnije kontrolišu i usavršavaju njihovu funkcionalnost. Takvom profilu ne odgovaraju niskokvalifikovani radnici, već je ovo posao za one sa visokim stepenom obrazovanja. Zbog toga smanjenje zaposlenosti niskokvalifikovanih radnika usled povećanja minimalne zarade može uticati na otvaranje novih radnih mesta za visokokvalifikovane radnike. Ne može se očekivati da će ovo biti igra sa nultom sumom, ali posledice po agregatnu zaposlenost svakako mogu biti blaže, s tim da bi se ona redistribuirala od niskokvalifikovanih ka visokokvalifikovanim radnicima. Intenzitet redistribucije i agregatni efekti na zaposlenost zavisice pre svega od prirode proizvoda i usluga koje se proizvode u konkretnom sektoru i stepena njegove automatizacije.

Postavivši istraživačko pitanje na ovaj način, autori su na podacima Tekućeg istraživanja stanovništva (CPS) za period 1980-2015 želeli da testiraju svoju teoriju. Definisanjem stepena automatizacije svakog sektora, oni su došli do rezultata koji pokazuju da povećanje minimalne zarade znatno smanjuje udeo zaposlenih niskokvalifikovanih radnika u automatizovanim sektorima. Posebno negativni efekti utvrđeni su za starije niskokvalifikovane radnike u prerađivačkom sektoru. Suprotno tome, ustanovljeno je da je porast minimalne zarade imao pozitivan efekat na povećanje broja novih radnih mesta za koje je potrebno visoko obrazovanje. Autori su istakli da će se ovaj fenomen značajno intenzivirati u budućnosti. Tako recimo zanimanja u kojima radnici tradicionalno imaju primanja oko minimalne zarade poput kasira, zidara i vozača, teže da se u potpunosti automatizuju. Ističu da je do delimične automatizacije u ovim profesijama došlo, iako je do pre svega nekoliko godina to bilo teško i zamisliti. Tako su kasiri zamenjeni samouslužnim kasama koje primaju gotov novac i platne kartice, dok su pronalaskom Hadriana X, robota koji može da složi 1000 cigli za 1 sat, zidari postali „potrošni“. Takođe, od skora je Uber pokrenuo svoj pilot projekat bezvozačkog automobila Volvo XC90, koji je nedavno testiran na ulicama Pitsburga¹¹. Sve navedeno je jasan signal kakva bi budućnost niskokvalifikovanih radnika u tradicionalno radno intenzivnim sektorima mogla da bude. Jasno je da povećanje minimalne zarade nije jedini uzročnik toga, ali njena komplementarna rola u ovom procesu je sasvim moguća.

¹¹ <https://techcrunch.com/2018/12/20/uber-self-driving-car-testing-resumes-pittsburgh/>

Još jedna neuobičajena studija je pokušala da uspostavi vezu između povećanja minimalne zarade i broja smrtnih ishoda u saobraćaju u kojima su učestvovali mladi (Adams et al. 2012). Istraživači su pošli od pretpostavke da je većina lica starosti između 16 i 20 godina još uvek finansijski zavisna od roditelja. Stoga, zaradu koju ostvaruju od honorarnih poslova ne troše na egzistencijalne stvari poput hrane, odeće i smeštaja, već na neka druga, „luksuzna“, dobra. Na takvim poslovima mladi uglavnom rade za primanja oko minimalnih pa se taj dodatni luksuz uglavnom svodi na, kako autori navode, benzin, cigarete i alkohol. Međutim, kada se minimalna zarada poveća, povećava se i raspoloživ dohodak mladih koji oni mogu da troše na ova dobra. Ovo je važno, jer je ustanovljeno da upravo najveći procenat mladih vozi pod dejstvom alkohola i učestvuje u saobraćajnim nesrećama koje je vožnja u alkoholisanom stanju izazvala.

Autori su u uzeli u obzir podatke 51 države unutar Sjedinjenih Američkih Država. Prilikom procesa ocenjivanja koristili su četiri različite specifikacije i testirali robusnost rezultata uključivanjem poreza na pivo koji postoji u nekim saveznim državama. Utvrđeno je da povećanje minimalne zarade od 1% dovodi do porasta broja smrtnih slučajeva kod mladih osoba usled vožnje u alkoholisanom stanju za 7,6%. U apsolutnim izrazima, prethodno znači bi takvo povećanje minimalne zarade povećalo broj mladih koji su poginuli u ovakvim okolnostima za 88 godišnje ukoliko se posmatra donja granica intervala ili 162 ako u obzir uzmemo gornju granicu ocene. Ipak, kao rešenje za ovaj problem autori ne sugerišu zamrzavanje minimalne zarade, već se zalažu za povećanje poreza na alkohol i striktniju kontrolu poštovanja propisa o zabrani prodaje alkohola mladima. Njihove ocene ukazuju da bi upravo svako povećanje minimalne zarade trebalo da bude praćeno ili pooštavanjem kontrole prodaje alkohola mladima ili povećanjem poreza na alkohol.

Što se tiče studija u okruženju, dva su specifična slučaja koja se ističu. Prvi je onaj koji se dogodio na početku trećeg milenijuma u Mađarskoj, kada je minimalna zarada udvostručena i to u veoma kratkom periodu. Za svega godinu dana minimalna zarada je najpre podignuta sa 25.000 forinti na 40.000 forinti u 2001, a potom i na 50.000 forinti u 2002. godini. Očekivalo se da ovako energično povećanje nesumnjivo mora ostaviti neke tragove na ishode na tržištu rada. Istraživanje koje se fokusiralo isključivo na prvi talas povećanja u 2001. godini, ispitalo je uticaj ovog povećanja na firme različite veličine (Kertesi & Kollo, 2003b). Rezultati su pokazali da je povećanje minimalne zarade od oko 60% smanjilo ukupnu zaposlenost u malim firmama za 3%, što iznosi negde oko

11.000 radnih mesta. Intenzitet uticaja značajno je varirao u zavisnosti od posmatranog regiona. Najgore su prošli oni regioni u kojima je učešće niskokvalifikovanih radnika i radnika koji primaju minimalnu zaradu bilo veće. Što je još zanimljivije, autori nisu našli da je ovako veliko povećanje minimalne zarade imalo statistički značajan uticaj na smanjenje zaposlenosti u velikim firmama. Navedeni nalazi mogu biti relevantni za Srbiju, imajući u vidu velike regionalne razlike na nivou zemlje, ali i strukturu privrede u kojoj velika preduzeća učestvuju sa manje od 1%.

Do donekle drugačijih rezultata došlo se u studiji koja je razmatrala isti vremenski period (Harasztosi & Lindner, 2015). Autori su došli do zaključka da je oštro povećanje minimalne zarade imalo veoma umereni uticaj na smanjenje zaposlenosti. Svega svaki 10 radnik koji je primao minimalnu zaradu je ostao bez posla, dok su oni koji su posao zadržali iskusili povećanje zarade od oko 50%. Oni su procenili da je najveći deo povećanja minimalne zarade prevaljen na kupce (čak 80%) u vidu povećanja cene proizvoda. Zanimljiv je i nalaz o različitoj reakciji sektora koji se bavi proizvodnjom razmenjivih dobara i sektora koji podrazumeva proizvodnju nerazmenjivih dobara. Ispostavilo se da je sektor razmenjivih dobara na povećanje minimalne zarade reagovao tako što je u dobroj meri smanjio broj zaposlenih, dok je u nerazmenjivom sektoru uticaj na zaposlenost bio potpuno zanemarljiv. Time se potvrdilo konvencionalno razmišljanje koje podrazumeva da što je veća mogućnost da preduzeća troškove usled povećanja minimalne zarade prevale na kupce, redukcija zaposlenosti će biti manja.

Pojedini autori su za slučaj Mađarske razvili teorijski model prema kojem su preduzeća i radnici stimulisani da podele dobitke od izbegavanja plaćanja poreza (Tonin, 2011). Usled tako velikog povećanja minimalne zarade preduzeća su se neretko odlučivala da radnike angažuju na neformalnom tržištu. Sličnu tematiku imalo je i istraživanje koje se bavilo procenom neprijavljenih zarada. Umesto da radnike u potpunosti angažuju na „crnom“ tržištu, neka preduzeća su se opredelila da ih angažuju na formalnom tržištu, ali da ih ne prijave na pun iznos zarade. Da bi procenili koliko formalnih radnika je prijavljeno na minimalac, a deo zarade prima „na ruke“, autori su kombinovali podatke iz Ankete o radnoj snazi sa podacima Fonda za penziono osiguranje. Ispostavilo se da je takvih radnika bilo od 10% do 17%, u zavisnosti od specifikacije (Benedek et al, 2013).

Nešto svežiji slučaj osetnijeg povećanja minimalne zarade dogodio se u Severnoj Makedoniji kada je ona povećana za oko 20% u 2017. godini. Rezultati skoro sprovedenog istraživanja ukazuju da

je nakon povećanja minimalne zarade došlo do rasta prosečne zarade od oko 7% (Petreski & Mojsoska-Blazevski). U istom periodu došlo je i do smanjenja nejednakosti zarada, koje je u većoj meri bilo vidljivo kod muškaraca. Nakon povećanja minimalne zarade uočeno je i blago proširenje jaza u zaradama između muškaraca i žena. Nešto kompleksniji ekonometrijski pristup ukazao je da negativni efekti povećanja minimalne zarade na zaposlenost gotovo da i ne postoje. Negativna veza uspostavljena je jedino između minimalne zarade i sati rada kod žena. Autori ističu da je vrlo verovatno da su preduzeća u industrijama poput tekstilne i kožne, u kojima je najveće učešće i žena i onih sa niskim zaradama, reagovala na povećanje minimalne zarade smanjenjem (prim. aut. plaćenih) sati rada.

Dva najnovija događaja koja su podgrejala raspravu o efektima minimalne zarade jesu slučaj uvođenja minimalne zarade u Nemačkoj i povećanje minimalne zarade u Sijetlu. U relativno kratkom periodu nastao je veliki broj studija čiji je cilj bio da procene posledice uvođenja minimalne zarade u Nemačkoj. Kao i u ranijoj literaturi, ispostavilo se da su procene oprečne. Kada se radi o uticaju minimalne zarade na agregatnu zaposlenost u jednom broju istraživanja utvrđeno je postojanje statistički značajnih negativnih efekata (Bossler & Gerner, 2016; Schmitz, 2017), dok u drugima to nije bio slučaj (Garloff, A, 2016).

Mnogo koherentniji rezultati bili su kada je reč o negativnom uticaju na marginalne kategorije radnika, odnosno one koji su najviše izloženi uticajima minimalne zarade. Neki autori su pronašli da je minimalna zarada prouzrokovala gašenje oko 180.000 mini-poslova, što iznosi negde oko 2,5% svih poslova tog tipa u Nemačkoj (Caliendo et al, 2018). Slično prethodnicima još jedna grupa autora je pronašla da je minimalna zarada imala statistički značajan negativan efekat na one zaposlene koji zarađuju ispod 450 evra (Holtemöller & Pohle, 2017). U skladu sa očekivanjima, skoro sve studije su bile jednoglasne oko pozitivnog uticaja minimalne zarade na zaradu po satu (Caliendo et al, 2018; Bossler & Gerner, 2016; Garloff, A, 2016). Jedino su se njihove procene intenziteta delimično razlikovale.

Debata koja najviše podseća na onu iz sredine 90-ih godina XX veka, jeste polemika koja se trenutno vodi o efektima povećanja minimalne zarade u Sijetlu. U ovom gradu u državi Vašington 2014. godine je doneta uredba o povećanju minimalne zarade u fazama. Najpre je u 2015. ona sa 9,47\$ povećana na 11\$, da bi u 2016. godini bila povećana na 13\$. Poslednje povećanje na 19\$ dogodilo se u januaru 2019. godine. Kontroverza je nastala u vezi prva dva talasa povećanja kada

su, gotovo istovremeno, objavljene dve studije sa potpuno različitim ocenama o efektima povećanja minimalne zarade. Grupa autora sa Berklija, Univerziteta u Kaliforniji, ocenila je da rast minimalne zarade u Sijetlu nije uticao na smanjenje ukupne zaposlenosti (Reich et al, 2017). Štaviše, povećanje minimalne zarade nije imalo negativne efekte ni na zaposlenost radnika koji primaju niske zarade. Naprotiv, oni su pronašli da je rast minimalne zarade uzrokovao povećanje zarada radnika koji primaju niske zarade.

Za razliku od njih, grupa autora sa Univerziteta u Vašingtonu je došla do sasvim drugačijih rezultata (Jardim et al, 2017). Prema njihovim procenama, porast minimalne zarade u Sijetlu uticao je na povećanje zarada po satu radnika koji primaju niske zarade za oko 3%. Sa druge strane, povećanje minimalne zarade je uticalo na smanjenje sati rada ovih radnika za oko 9%. Kao posledica navedenih efekata, zarada radnika koji imaju niska primanja smanjila se u proseku za oko 125\$ mesečno u 2016. godini. Na osnovu ovih proračuna, autori su zaključili da je usvajanje uredbe o povećanju minimalne zarade bilo pogrešno. Umesto da poboljša položaj radnika sa najnižim primanjima, ono je drastično pogoršalo njihov položaj. Jedino u čemu su ova dva istraživanja bila saglasna, jeste nepostojanje negativnog efekta na ukupan broj zaposlenih.

Divergentni rezultati uzburkali su, kako stručnu, tako i širu javnost, jer se radilo o veoma aktuelnom političkom pitanju. Kritičara je bilo na obe strane, ali su se napadi češće mogli čuti na rezultate studije koju je radila grupa sa Univerziteta u Vašingtonu. Upravo te kritike navele su ih da revidiraju svoje rezultate, prema kojima je povećanje zarada od 3% ostalo nepromenjeno, ali je smanjenje sati revidirano na 6-7%. Novi proračuni rezultovali su neto gubitkom radnika koji primaju niske zarade za oko 75\$ mesečno. Međutim, revizija metodologije je bila marginalna, tako da su kritičari i dalje nastavili sa napadima na ovu grupu autora. Najglasniji među kritičarima bio je Ben Zipser sa Instituta za ekonomsku politiku koji je čak izneo tvrdnju da su rezultati u određenoj meri lažirani.

Grupa oko Ekatarine Žardim odlučila je da na ovo odgovori novom studijom u kojoj je koristila administrativne podatke (Jardim et al, 2018). Primenom istog, i nekih novih, metoda na podatke iz drugačijeg izvora, autori su došli do sasvim drugačijih rezultata u odnosu na svoje prethodno istraživanje. Naime, procenili su da je povećanje minimalne zarade u Sijetlu poboljšalo položaj radnika koji imaju niska primanja, s obzirom na to da se njihova mesečna zarada povećala za oko 84\$ mesečno. Najveći deo tog dobitka prisvojili su niskokvalifikovani radnici koji imaju

iznadprosečno radno iskustvo, dok se zarada onih sa veoma malo radnog iskustva gotovo i nije promenila.

Ostaje nejasno kako je moguće da se u tri navedene studije istih autora procene promene blagostanja kreću od -125\$ do +84\$ mesečno. Upravo iz ovog razloga ponovo se javio njihov najveći kritičar Ben Ziperer koji je na svom blogu objavio da nema razloga da veruje da nova studija nema određena propuste¹². On taksativno navodi greške koje su autori pravili, a kao najrelevantniju ističe pogrešan odabir ostatka države Vašington za kontrolnu grupu sa kojom su poređeni radnici u Sijetlu. Postoji više studija koje ukazuju na to da je grad Sijetl specifičan slučaj u državi Vašington, te da su zarade u njemu duži niz godina rasle višestruko brže nego u ostatku države. Upravo Ziperer jedan je od koautora istraživanja koje je se bavilo uticajem minimalne zarade na položaj radnika sa niskim zaradama (Cengiz et al, 2019). Koristeći podatke za period 1979-2016 koji obuhvata 138 promena državnih minimalnih zarada pronašli su da se broj nisko plaćenih poslova ne smanjuje i do 5 godina nakon povećanja minimalne zarade. Dodatno, našli su da minimalna zarada u određenoj meri poboljšava blagostanje radnika sa niskim primanjima, a da pritom ne utiče značajno na smanjenje njihove zaposlenosti.

U pravdanjima rezultata grupe autora sa Univerziteta iz Vašingtona, najglasniji od autora bio je ekonomista Džejkob Vigdor. Nakon objavljivanja revizije rezultata, a potom i nove studije, istupao je u javnost sa stavom da rezultati nisu nužno suprotstavljeni. Branio je stav da su rezultati konzistentni ukoliko se posmatraju ona lica koja još uvek nisu počela da rade, jer je povećanje minimalne zarade imalo negativan efekat na njihova buduća primanja. Kao krajni argument vredi izneti i njegov stav da su oni kao autori želeli da u što većoj meri objasne fenomen minimalne zarade i njenog uticaja na položaj radnika sa najmanjim primanjima, ali da nisu „debelo“ plaćeni da donose konačne odluke o tome koliko ona treba da iznosi.

Ovaj šaljiv stav dobija na težini kada se uzme u obzir anegdotska priča vezana za honorar koji su on i njegove kolege dobili za izradu studije o minimalnoj zaradi. Kako je u jednom radijskom intervjuu Vigdor ispričao, gradonačelnik Ed Marej je raspisao poziv za projekat, ali u njemu nije bio naveden raspoloživ budžet. Pre nego što se sa kolegama prijavio na projekat, izračunali su da će im za izradu studije biti potrebno oko 1,7 miliona dolara. Nakon što su konkurisali, ispostavilo

¹² <https://www.epi.org/blog/six-reasons-not-to-put-too-much-weight-on-the-new-study-of-seattles-minimum-wage/>

se da su jedini prijavljeni, što je uticalo da dobiju projekat. Sa objavljivanjem pobjednika na tenderu, gradonačelnik je objavio i planirani budžet koji je u ovom slučaju iznosio simboličnih 100.000\$¹³. Iako je kasnije malo više novca prikupljeno iz drugih izvora, ne možemo a da ne posumnjamo u istinitost ironične opaske Vigdora o „debelom“ plaćanju. Nedovoljna novčana sredstva sigurno nisu bila presudni faktor, ali su verovatno doprinela potpuno suprotnim procenama u tri studije ovih autora. Kako smo naveli, Sijetl je doživeo najnovije povećanje minimalne zarade u 2019. godini, a ko je u ovoj debati bio u pravu, ostaje da se vidi.

Debate o uticaju minimalne zarade traju i trajaće sve dok bude ove institucije. U ovom tonu želimo da formulišemo i naše istraživanje. Nismo u zabludi da će ono predstavljati univerzalnu istinu, već smatramo da će dodatno rasvetliti fenomen minimalne zarade. Posebno u kontekstu njenog uticaja u zemljama u razvoju, i još uže Srbiji. Stoga, na ovo istraživanje treba gledati kao na kap u moru i mali doprinos postojećem repozitorijumu empirijskih istraživanja o uticaju minimalne zarade.

2.3 Minimalna zarada u Srbiji

2.3.1 Istorijat minimalne zarade

Minimalna zarada, kakvu je danas znamo, prvi put se u Srbiji pominje krajem 1996. godine. Tada je u okviru Zakona o radnim odnosima formalno konstituisana institucija minimalne zarade. Sa njenom primenom počelo se prvog radnog dana naredne godine, pa se tako 8. januar 1997. može smatrati začetkom istorije minimalne zarade u Srbiji. Međutim, istorija minimalne zarade u nešto širem smislu malo je duža. Ekonomske okolnosti, izazvane pre svega političkim dešavanjima, uticale su da nešto slično minimalnoj zaradi bude primenjeno sredinom 90-ih godina XX veka.

Učestvovanje u ratnim dejstvima prouzrokovalo je uvođenje međunarodnih sankcija tadašnjoj Saveznoj Republici Jugoslaviji. U privredi usmerenoj na finansiranje vojnih aktivnosti, koja je pritom funkcionisala pod međunarodnim embargom, nije bilo lako obezbediti potrebnu količinu novca za isplatu zarada i penzija. Iz tog razloga, već 1992. godine uređen je sistem isplate zarada prilikom čega je naveden iznos najniže zarade koji je radnicima neophodan za egzistenciju i koji

¹³ <http://www.econtalk.org/jacob-vigdor-on-the-seattle-minimum-wage/#audio-highlights>

se svima mora isplaćivati. Paralelno sa tim, osnovan je i Fond sredstava za isplatu najnižih zarada i naknada (Vlada RS, 1992). Međutim, na ovaj način su se uređivale sve zarade, a ne isključivo minimalna.

Do formalizacije rudimentarnog oblika minimalne zarade zvanično dolazi 1994. godine kada se ona usvaja u vidu institucije garantovanih zarada. Garantovane zarade se prvi put spominju u okviru Zakona o radnim odnosima, a formalno su uređene Uredbom o zaradama za vreme primene sankcija međunarodnih organizacija iz 1994 (Vlada RS, 1994). Ovom uredbom je zaposlenima bilo ustanovljeno pravo na garantovanu neto zaradu. Pod tim pojmom se podrazumevala cena rada za najjednostavniju vrstu rada. Njena uloga je prevashodno bila da obezbedi osnovnu egzistenciju i prava iz socijalnog osiguranja radnicima koji su bili zaposleni u najneefikasnijim društvenim preduzećima.

Takođe, ona je predstavljala i tampon zonu za efikasnija preduzeća. Naime, zakonom je predviđeno da ukoliko usled poremećaja poslovanja preduzeće nije u mogućnosti da obezbedi sredstva za isplatu zarada zaposlenima u skladu sa kolektivnim ugovorom, ono je obavezno da zaposlenima isplati garantovanu neto zaradu, radi obezbeđivanja njihove materijalne i socijalne sigurnosti (Vlada, 1996). Kada „poremećaj u poslovanju“ prođe, poslodavac je dužan da zaposlenima isplati razliku između zarade koju bi ostvarili u skladu sa kolektivnim ugovorom i isplaćene garantovane neto zarade za period poremećaja poslovanja. Ovaj pravni institut se pokazao kao veoma sporan, tako da se i danas, 25 godina kasnije, vode sudski sporovi oko neisplaćivanja ovog platnog reziduala.

Kada preduzeće pak nije moglo da isplati ni plate ekvivalentne garantovanim zaradama, ono se tada obraćalo Fondu sredstava za isplatu najnižih zarada i naknada koji je subvencionisao plate zaposlenih u takvim preduzećima. Fondu je bila namenjena i uloga utočišta u krajnjoj instanci kada poslodavac nije bio u mogućnosti da isplati garantovanu zaradu radnicima za vreme plaćenog odsustva. Da se ne radi o marginalnom fenomenu govore i procene da je tih godina oko 350.000 radnika bilo na plaćenom odsustvu. Višak zaposlenosti, koji je karakterističan za sva socijalistička društva, u kombinaciji sa padom agregatne tražnje usled međunarodnih sankcija uticao je na to da izuzetno velik broj radnika bude na prinudnom odmoru, t.j. primorani su bili da uzmu plaćeno odsustvo. Tokom plaćenog odsustva, ukoliko preduzeće nije bilo u stanju da isplaćuje platu ovim licima, iz sredstava Fonda isplaćivale su se zarade u iznosu od 80% garantovane neto zarade.

Da se radi o fenomenu koji je ostavio značajan trag u ekonomskoj istoriji Srbije govori u prilog i činjenica da su se garantovane zarade sve do 2019. godine koristile prilikom obračuna penzija. Pošto u tom periodu nije postojala minimalna osnovica kod doprinosa za obavezno socijalno osiguranje, garantovane zarade su predstavljale osnovni izvor za izračunavanje godišnjeg ličnog koeficijenta u određenim okolnostima. Naime, za one osiguranike koji nisu mogli da dokažu svoja primanja za period od 1994. do 1998. godine, kao osnovica za izračunavanje godišnjeg ličnog koeficijenta uzimao se iznos garantovane zarade (Vlada, 2003). Sa ovom praksom prekinuto je nakon poslednjih izmena Zakona o penzijskom i invalidskom osiguranju.

Osnovni problem ovako definisanih garantovanih neto zarada je bio u tome što one nisu bile ni u kakvoj vezi sa kretanjima u privredi i kretanjima prosečne zarade. Iznos garantovane neto zarade je prema zakonu utvrđivala Vlada Republike Srbije, po prethodno pribavljenom mišljenju Veća Saveza sindikata Srbije i Privredne komore Srbije. Kako je većinski deo Veća sindikata činio sindikat koji je bio blizak vlasti i kako je Privredna komora bila pod velikim uticajem države, jasno je da je visina garantovane zarade zavisila isključivo od odluke Vlade. Iako ne postoje precizni podaci o kretanju garantovane neto zarade, prema nezvaničnim izvorima njen nivo u 1994. godini je iznosio 60 novih dinara¹⁴, što je u odnosu na prosečnu zaradu od 165 novih dinara (RZS, 2006) činilo nekih 36% prosečne mesečne zarade. Veliki broj radnika na prinudnom odmoru u kombinaciji sa ogromnim brojem preduzeća koja nisu bila u mogućnosti da isplaćuju zarade prouzrokovali su dodatne probleme u javnim finansijama. Niska osnovica za uplatu doprinosa i veliki broj onih koji su koristili ovu najnižu stopu, ozbiljno je narušilo isplatu penzija tekućim penzionerima u to doba. Ovo stanje se popravilo tek nakon ukidanja ekonomskih sankcija 1995. i 1996. godine.

Garantovane zarade bile su na snazi do kraja 1996. godine, što je koincidiralo sa ukidanjem Fonda sredstava za isplatu najnižih zarada i naknada koji je prestao sa radom naredne godine. Od 8. januara 1997. godine, Srbija je po prvi put dobila minimalnu zaradu kakvu je danas znamo. Međutim, u odnosu na garantovanu zaradu nije se mnogo toga promenilo. Uz kozmetičke promene izgledalo je kao da je minimalna zarada samo postala moderniji termin za garantovanu zaradu. Zakonom o radnim odnosima ona je u periodu 1997-2001. godina određivana mehanički, na osnovu podatka koji je objavljivao republički organ zadužen za poslove statistike, odnosno RZS.

¹⁴ <http://aimpress.ch/dyn/pubs/archive/data/199412/41214-003-pubs-beo.htm>

Njena visina je iznosila 35% prosečne neto plate u privredi ne računajući pritom plate u javnom sektoru¹⁵. Taksativno posmatrano, nova minimalna zarada zadržala je sve karakteristike garantovane zarade: (1) određivana je u neto iznosu, (2) imala je univerzalni karakter bez deiferencijalnog tretmana, (3) visina od 35% prosečne zarade odgovara visini garantovane zarade iz 1994. godine i (4) pošto se određuje po automatizmu, sindikati i predstavnici kapitala se ništa ne pitaju, što je suštinski važno i u slučaju garantovane zarade.

Do bitnijih promena dolazi u decembru 2001. godine kada je Zakonom o radu iz 2001, koji je važio do 2005. godine, bilo definisano da se minimalna zarada utvrđuje sporazumno između Vlade RS, sindikata i udruženja poslodavaca koji su reprezentativni na nivou Republike Srbije. Tako je u ovom periodu minimalna zarada utvrđivana konsenzusom između Saveza samostalnih sindikata Srbije, Ujedinjenih granskih sindikata „Nezavisnost“, Unije poslodavaca i Vlade RS. Formalno, minimalna zarada se utvrđivala sporazumima između navedenih aktera kojih je u referentnom periodu bilo 7 – po dva godišnje od 2002-2004. godine i jedan u 2005. godini.

Tek 2005. godine dolazi do potpune institucionalizacije minimalne zarade, kada se pregovori o njenoj visini obavljaju unutar Socijalno-ekonomskog saveta. Iako je formiran još 2001. godine, Savet tek 2004. godine dobija zakonski definisan okvir za rad. Njegovi članovi su socijalni partneri koji su i u prethodnom periodu razgovarali o minimalnoj zaradi, ali su sada pregovori izmešteni unutar ove institucije. Savet se sastoji od 18 članova, među kojima su predstavnici Vlade i predstavnici reprezentativnih udruženja poslodavaca i radnika (sindikati), koji osim minimalne zarade razmatraju i druga pitanja od značaja za ostvarivanje ekonomskih i socijalnih sloboda i prava čoveka. Kada je reč o minimalnoj zaradi, socijalni partneri o njoj odlučuju vodeći računa o troškovima života, kretanju prosečne zarade, egzistencijalnim i socijalnim potrebama zaposlenih i njihovih porodica, stopi nezaposlenosti, kretanju zaposlenosti na tržištu rada i opštem nivou ekonomske razvijenosti Republike Srbije (Vlada, 2005). Nivo minimalne zarade se utvrđuje najmanje za period od 6 meseci, ali on može važiti i u dužem vremenskom period. Izuzetno, ukoliko socijalni partneri unutar Saveta ne mogu da postignu konsenzus o visini minimalne zarade, Vlada može samostalno da donese odluku o njenoj visini. Period koji je sindikatima i Uniji

¹⁵ https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Minimum_wage_statistics&oldid=168863#Proportion_of_minimum_wage_earners

poslodavaca ostavljen na raspolaganje da se dogovore pre nego što Vlada unilateralno donese odluku iznosi 10 dana od početka pregovora.

Princip utvrđivanja nivoa minimalne zarade zadržan je do danas, te njenu visinu i dalje određuje Socijalno-ekonomski savet. Za razliku od prethodnih perioda, minimalna zarada se više ne donosi po automatizmu ili putem sporazuma, već u formi odluke koja se objavljuje u Službenom glasniku Republike Srbije. Od toga da li je nivo minimalne zarade utvrđen dogovorom između socijalnih partnera ili na osnovu samostalnog mišljenja Vlade, zavisiće formalno-pravno definisanje važeće minimalne zarade. Kada se partneri dogovore, dogovoreni nivo minimalne zarade se objavljuje u formi odluke Socijalno-ekonomskog saveta, u suprotnom minimalna zarada za naredni period se definiše u formi odluke Vlade Republike Srbije.

2.3.2 Kretanje minimalne zarade

Kako bismo na sveobuhvatan način mogli da sagledamo evoluciju minimalne zarade u Srbiji, u ovom delu će biti predstavljeni različiti apsolutni i relativni pokazatelji njenog kretanja. Na taj način steći će se uslovi da na celovit način analiziramo, kako istorijsku, tako i njenu uporednu dimenziju. Odnosno, komplementarni pokazatelji minimalne zarade iz različitih izvora biće predstavljeni kroz vreme, ali i uporedo sa pokazateljima drugih zemalja. Ovaj pristup pomoći će nam da steknemo širu sliku o tome gde se Srbija nalazi danas u odnosu na prethodni period, ali i u odnosu na ostale zemlje. Tabela 2.1 sadrži prvi u nizu pokazatelja koje ćemo razmatrati. Radi se o kretanju apsolutnog nivoa minimalne zarade od momenta njenog zvaničnog uvođenja. U koloni pored dati su lančani indeksi, koji predstavljaju procentualnu promenu u odnosu na poslednju promenu minimalne zarade. Tako na primer lančani indeks od 22% iz jula 2002. godine podrazumeva da je ona porasla za 22% u odnosu na iznos iz januara 2002, a ne u odnosu na vrednost iz 2001. godine.

Tabela 2.1 - Kretanje neto minimalne zarade po satu u Srbiji, 1997-2019 (RSD)

Godina	Mesec	Minimalna zarada	Lančani indeks
1997.	Mesečno	1.6	
1998.	Mesečno	2.1	32%
1999.	Mesečno	2.5	20%
2000.	Mesečno	4.8	89%

2001.	Mesečno	11.7	144%
2002.	Januar	18.5	57%
	Jul	22.5	22%
2003.	Januar	25	11%
	Jul	27	8%
2004.	Januar	31	15%
	Jul	35	13%
2005.	Januar	38.5	10%
	Jul	41	6%
2006.	Januar	46	12%
	Jul	49	7%
2007.	Januar	55	12%
	Jul	63.5	15%
2008.	Januar	70	10%
	Jul	78	11%
2009.	Januar	87	12%
2010.	Januar	90	3%
	Novembar	95	6%
2011.	Jun	102	7%
2012.	April	115	13%
2015.	Januar	121	5%
2017.	Januar	130	7%
2018.	Januar	143	10%
2019.	Januar	155.3	9%

Izvor: Obrada autora na osnovu podataka Socijalno-ekonomskog saveta

Kao što smo ranije pomenuli, minimalna zarada je nasledila garantovanu zaradu i u prvom periodu je isključivo određivana prema automatizmu - nezavisno od svih ostalih faktora, sem prosečne plate. Ona se u tom četvorogodišnjem periodu (1997-2001.) više nego usedmostručila. Oštar rast bio je posledica kombinacije faktora – njene niske osnove, rasta opšteg nivoa zarada usled visoke inflacije i promene načina obračuna zarada o čemu će kasnije biti reči.

Od 2002. godine odustaje se od mehaničkog određivanja minimalne zarade i njenu vrednost određuje vlada, na osnovu sporazuma sa sindikatima i predstavnicima poslodavaca. Prethodno je dvojako uticalo na dalji trend minimalne zarade. Prvo, prilikom određivanja njenog nivoa u obzir je uzet veći broj faktora, i drugo, ustalilo se pravilo da se ona utvrđuje dva puta godišnje, najčešće u januaru i julu. Nezavisnost od prosečne zarade, relativno visoke stope ekonomskog rasta (ali i inflacije) u prvim godinama nakon društveno-političkih promena uticale su da minimalna zarada

ostvari značajan nominalni rast sve do izbijanja globalne ekonomske krize. Ništa manje tom rastu nije doprinelo ni političko jačanje sindikata. Naime, posle petooktobarskih promena sindikati su bili znatno bolje reprezentovani u parlamentu, štaviše, jedan od njihovih lidera bio je Ministar za rad i zapošljavanje. Trend rasta minimalne zarade nije se promenio ni institucionalizacijom njenih pregovora koja se dogodila 2005. godine, kako smo naveli, donošenjem Zakona o Socijalno-ekonomskom savetu.

Sve do preliivanja ekonomske krize na privredu Srbije, dogovor socijalnih partnera o nivou minimalne zarade bilo je možda i najmanje sporno pitanje od svih pitanja razmatranih unutar SES-a. Štaviše, najviše kritika Savetu do 2008. godine upućeno je baš na ovaj račun, jer je minimalna zarada, od čitave palete zaduženja koja su u njegovoj nadležnosti, bila jedina stvar kojom se on zapravo bavio. Njena povećanja su bila redovna i umerena, bez velikih nesuglasica između reprezentativnih sindikata i Unije poslodavaca. Međutim, eksterni šokovi uzrokovani globalnom recesijom doprineli su da celokupan socijalni dijalog zapadne u krizu krajem 2008. godine. Naime, Unija poslodavaca je zbog posledica ekonomske krize povukla potpis sa Opšteg kolektivnog ugovora, potpisanog ranije te godine. Time je potpisan Opšti kolektivni ugovor ostao bez proširenog dejstva, a socijalni dijalog zapao u ćorsokak i zaoštrio sukob između pregovaračkih partnera. Ispostavilo se da će ovo kasnije imati ozbiljne posledice na pronalaženje modusa između sindikata i Unije poslodavaca čak i oko onog pitanja oko koga su se ranije po pravilu najlakše dogovarali – iznosu minimalne zarade.

Pored rastućeg animoziteta između socijalnih partnera, na dogovor o minimalnoj zaradi uticala su i politička dešavanja. Srbija je imala tu nesreću da se početak ekonomske krize poklopi sa izbornom godinom. Ne samo da su početkom 2008. godine održani izbori za predsednika, već su nedugo zatim održani i vanredni parlamentarni izbori. Iako je Srbija prvi udar ekonomske krize osetila (blago) na samom kraju 2008. i (oštrije) početkom 2009. godine, ranije održani izbori imali su određene posledice. Tadašnja vladajuća koalicija polako je počela da gubi apsolutnu većinu, pa joj je svaki glas bio veoma važan. Podrška sindikata u tom trenutku bila je od velike važnosti. Međutim, ona je imala svoju cenu, a između ostalog je podrazumevala dalje povećanje minimalne zarade u drugoj polovini 2008. i početkom 2009. godine. Tako je, kao produkt predizbornih obećanja, minimalna zarada u kratkom periodu dva puta povećana, uprkos jasnim naznakama o budućem preliivanju ekonomske krize na privredu Srbije. Ovim povećanjima, ona je ostvarila

kumulativan rast od skoro 24% u, za privredu, veoma nepovoljnom periodu (najpre 11% u julu 2008, a zatim 12% u januaru 2009. godine). Postojeći sukob između socijalnih aktera i ranije data predizborna obećanja uticala su na to da u obe godine Vlada jednostrano donese odluke o povećanjima. Međutim, kasnije se ispostavilo da će napravljeni koalicioni ustupci u vidu povećanja minimalne zarade i povećanja plata i penzija krajem 2008. godine, Srbiju, u ekonomskom smislu, koštati mnogo u kriznim godinama koje su joj predstojale (Aleksić, 2015).

Jednostrane odluke o nivou minimalne zarade postale su redovna praksa u godinama koje su usledile, pošto se u većini slučajeva odlučivalo po ovom obrascu. Od kad je promenjen način objavljivanja sporazuma o minimalnoj zaradi, jednostavnije je pratiti da li je ona doneta jednostrano od strane Vlade ili sporazumom između socijalnih partnera. Počevši od 2009. godine, minimalna zarada je u više od $\frac{3}{4}$ slučajeva donošena jednostranom odlukom Vlade. Preciznije, jednostrana odluka Vlade bila je odgovorna za 10 nivoa minimalnih zarada, dok je sporazum između socijalnih partnera uredio svega 3 nivoa minimalne zarade. Ne treba da zbunjuje što u tabeli nakon 2008. godine postoji 9 različitih nivoa minimalne zarade, a da je pritom bilo 13 odluka o nivoima minimalne zarade. Sasvim je moguće da broj odluka premašuje broj povećanja, pošto se odluka o minimalnoj zaradi donosi i u onim godinama kada se njen iznos ne menja. Do ovakvog ishoda došlo se zbog toga što, sa jedne strane socijalnim partnerima nedostaje kredibilitet, dok sa druge, ne postoji politička volja Vlade da ih ojača i podstakne konstruktivni dijalog, već umesto toga, samostalno donosi odluke o visini minimalne zarade. Još jedna promena uočava se nakon 2009. godine. Radi se o napuštanju prakse da se minimalna zarada utvrđuje dva puta godišnje i od tada se u većoj meri određuje na godišnjem nivou.

Posle serije jednostranih odluka Vlade koja je počela krajem 2008. godine, čekalo se dve i po godine da se visina minimalne zarade utvrdi u okviru Socijalno-ekonomskog saveta (jun 2011). Međutim, nada da se pregovori o minimalnoj zaradi vraćaju unutar institucija ubrzo je umrla, pošto je već 2013. godine, usled primene mera štednje, Vlada donela odluku o zamrzavanju minimalne zarade. Ispostavilo se da zamrzavanje minimalne zarade iz 2013. nije bio samo izuzetak koji potvrđuje pravilo. Naprotiv, skoro da je preraslo u pravilo pa je ona tako zadržana na istom nivou 3 puta u toku 4 naredne godine. Jednokratni rast zabeležila je u 2015. godini, dok tek posle 2016. njena vrednost raste u kontinuitetu.

Iako se visina minimalne zarade u prethodnom periodu nije utvrđivala konsenzusom, ipak treba pomenuti i to da, sam dogovor oko njenog nivoa ne može se oceniti kao apsolutni neuspeh, jer se ona uglavnom uvek nalazila između tražene vrednosti sindikata i ponuđene vrednosti poslodavaca. Međutim, način na koji se ona određivala – jednostranom odlukom Vlade i bez postignutog samostalnog dogovora između socijalnih partnera, oslikava trenutni stepen razvijenosti socijalnog dijaloga u zemlji. Prethodno potvrđuju i činjenice u vezi sa dogovorom o visini minimalne zarade u 2017. godini. Naime, pošto usled velikih razmimoilaženja - 140 dinara po satu koji su tražili sindikati i nešto malo iznad postojećih 121 koji su nudili poslodavci – konsenzus o minimalnoj zaradi ponovo nije postignut. Zbog toga je Vlada 14. septembra 2016. godine donela „kompromisnu“ odluku o tome da minimalna cena rada od 1. januara 2017. godine iznosi 130 dinara po času.

Umesto da deluje kao posrednik između socijalnih partnera u pregovorima o minimalnoj zaradi i stimuliše razvoj socijalnog dijaloga uopšte, Vlada je svoju nadmoć nastavila da koristi za ostvarivanje dnevno-političkih ambicija. Tako je bilo i u vezi sa određivanjem minimalne zarade u poslednje dve godine. Ekonomska igra „štapa i šargarepe“ započela je u 2018. godini. Poslodavci su se oštro protivili povećanju minimalne zarade od 10% sa argumentacijom da će ono drastično povećati troškove rada, pre svega mikro i malim preduzećima, i u tome su bili istrajni. Kako bi ih odobrovoljila da do ovog povećanja ipak dođe, Vlada je Uniju poslodavaca „kupila“ obećanjem o značajnom povećanju neoporezivog dela zarade. Inače, poreski odbitak se, od njegovog uvođenja u sistem oporezivanja rada, uglavnom jednogodišnje usklađivao sa stopom inflacije, dok je planirano povećanje u 2018. iznosilo oko 28%. Vlada je pravljjenjem ovog ustupka poslodavcima obezbedila da, početkom 2018. godine, minimalna zarada bude povećana na 143 dinara, ali je to povećanje bilo praćeno rastom neoporezivog dela zarada sa tadašnjih 11.790 na 15.000 RSD.

Relativno sličan scenario dogodio se krajem 2018. godine kada su počeli razgovori o minimalnoj zaradi za narednu godinu. Sindikati su tražili povećanje, a poslodavci još jednom ukazivali na posledice po troškove rada koji bi za neka preduzeća bili neodrživi. Kako bi omekšala čvrst stav poslodavaca, država je ponudila da na drugi način rastereti troškove rada. Ponudila je smanjenje doprinosa, odnosno ukidanje doprinosa na ime osiguranja za slučaj nezaposlenosti koji ide na teret poslodavca. Tako je postignut i dogovor o najskorijem povećanju na 155,3 dinara koje se dogodilo u 2019. godini, a bilo je praćeno smanjenjem stope doprinosa od 0,75%. Sudeći prema

preliminarnim razgovorima o visini minimalne zarade u 2020. godini koji se trenutno vode, postoje indicije da će njeno povećanje od 10% biti praćeno smanjenjem penzionih doprinosa od 0,5 procentnih poena. Ovo je samo još jedan dokaz da se igra „štapa i šargarepe“ i dalje nastavlja.

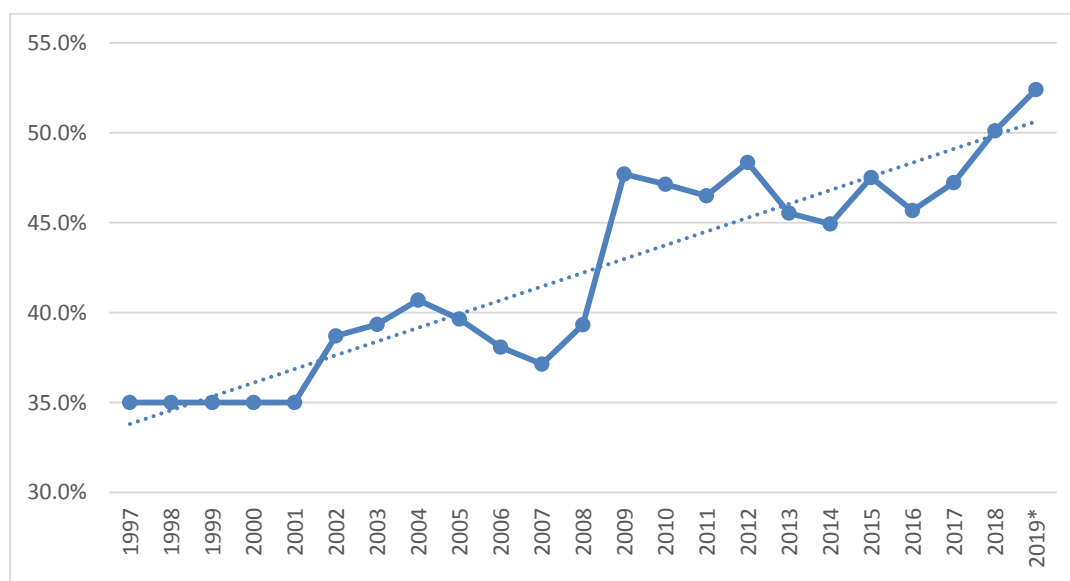
Kontroverza oko dogovora o minimalnoj zaradi je izostala u poslednje tri godine i ona je utvrđivana relativno lako uz pomenute ustupke Vlade. Ipak, pitanje je koliko je realno očekivati da minimalna zarada i u budućnosti bude rezultanta igre štapa i šargarepe. Takva igra može da traje dok postoje šargarepe (koje se polako iscrpljuju) ili dok se neko od socijalnih partnera ne pobuni protiv štapa u vidu zamrzavanja minimalnih zarada. Zbog toga je jako važno uspostaviti zdrav socijalni dijalog i omogućiti reprezentativnim sindikatima i Uniji poslodavaca da o minimalnoj zaradi pregovaraju argumentovano i sa realnim zahtevima i očekivanjima. Svaka druga opcija potencijalno može dovesti do distorzija na tržištu rada. Primer za to je i kumulativan rast minimalne zarade od oko 28% koji je zabeležen u poslednje tri godine i koji nije zanemarljiv, imajući u vidu apsolutni nivo na kojem se ona nalazi i privredna kretanja u zemlji u ovom periodu.

Podaci predstavljeni u Tabeli 2.1 su indikativni, ali ipak ne govore sve. Praćenje promena apsolutnih vrednosti minimalne zarade je važno, ali se zaključci sa većom upotrebnom vrednošću mogu iznositi tek ukoliko se ona posmatra u relativnom obliku. Uprosečavanje minimalne zarade se u praksi najčešće čini tako što se ona podeli sa nekom od mera centralne tendencije raspodele zarada. Uglavnom se izbor svodi ili na aritmetičku sredinu ili na medijanu. Prvi koji je uočio potrebu za relativnim vrednostima minimalne zarade bio je Hajman Kaitz (Kaitz, 1970). On je početkom osme decenije XX veka stavio u odnos minimalnu zaradu sa prosečnom, što je doprinelo da ovaj pokazatelj po njemu nosi ime. Nedugo zatim, Kaitzov indeks je postao veoma popularan instrument u mnogim empirijskim istraživanjima, kao što se i može videti iz predstavljenog pregleda literature. Jedino je, u zavisnosti od istraživanja, varirao izbor između prosečne i medijalne zarade za imenilac u Kaitzovom indeksu.

Za potrebe našeg istraživanja odlučili smo se da predstavimo odnos minimalne i prosečne zarade. Pre se radi o nuždi nego o dobrovoljnom izboru, pošto u Srbiji do 2018. godine nije postojala mogućnost izračunavanja medijalne zarade. Anketa RAD koja je do 2018. predstavljala zvaničan (i jedini) izvor podataka o zaradama u Srbiji nije davala tu mogućnost. Tek prelaskom na podatke Centralnog registra obaveznog socijalnog osiguranja (CROSO) i podatke Poreske uprave, stekli su se uslovi da podatak o medijalnoj zaradi bude dostupan. Iz tog razloga, dužu vremensku seriju

je moguće posmatrati isključivo ako se za imenilac u Kaitzovom indeksu odredi prosečna zarada. Nadalje, pošto je u Srbiji minimalna zarada definisana u neto iznosima, smisleno je posmatrati neto vrednosti Kaitzovog indeksa. S tim u vezi, na Grafikonu 2.4, prikazan je ovaj trend od uvođenja minimalne zarade pa sve do danas.

Grafikon 2.4 - Odnos minimalne i prosečne zarade (neto) u Srbiji, 1997-2019



* Januar

Izvor: Obrada autora na osnovu podataka RZS o prosečnim zaradama i SES o minimalnim zaradama.

Zbog mehaničkog načina određivanja minimalne zarade, sve do 2001. godine Kaitzov indeks je imao stabilnu vrednost od 35%. Napuštanjem ovog sistema i prelaženjem na odluke Vlade na osnovu konsultacija sa socijalnim partnerima, količnik minimalne i prosečne zarade znatno je porastao. Ipak, ne treba smetnuti sa uma da je tokom 2001. godine došlo i do promene obračuna zarada u Srbiji. Prvo, prešlo se sa neto principa, na bruto princip obračuna zarada. Drugo, reforme u oporezivanju rada koje su u tom periodu donete učinile su zaradu inkluzivnijom. Tako su neke komponente koje do tada nisu bile obuhvaćene zaradom, poput putnih troškova, regresa, toplog obroka i sl, postale sastavni deo zarade (Arandrenko & Stanić, 2006). Iako je ova promena imala uticaj kako na minimalnu, tako i na prosečnu zaradu, ne može se sa sigurnošću reći da li je i koliko doprinela rastu vrednosti Kaitzovog indeksa.

Sve do 2004. godine, kada su Srbiju karakterisale relativno visoke stope privrednog rasta, umereno se povećavao i ratio minimalne i prosečne zarade, dostigavši vrednost od oko 41%. Nakon toga Kaitzov indeks poprima perzistentan kontraciklični karakter koji traje narednih 10 godina, sve do 2014. Sa izuzetkom 2008, u svim ostalim godinama referentnog perioda dolazi do divergentnih kretanja realnog BDP-a i Kaitzovog indeksa. Tako najpre u prosperitetnom periodu do 2008. godine vrednost Kaitzovog indeksa se gotovo vraća na svoj nivo od pre 2000-ih, da bi u 2009. godini, sa prvim posledicama krize, njegova vrednost naglo porasla na skoro 48%. Međutim, ovako oštar skok izazvan je uzajamnim delovanjem dva faktora. Prvo, dva značajna povećanja minimalne zarade u veoma kratkom roku od svega 6 meseci nesumnjivo su dala svoj doprinos. Posebno kad se uzme u obzir da je u tim godinama pad ekonomske aktivnosti uticao na kretanje prosečnih zarada, koje se, za razliku od minimalne zarade, ne određuju egzogeno.

Drugo, još jednom je došlo do promene metodologije obračuna prosečne zarade. Naime, uzorak na kojem se bazirala anketa RAD postao je sve manje reprezentativan, jer je u sebi sadržao uglavnom velika preduzeća u kojima je zarada mnogo brže rasla nego u ostatku privrede (Arandarenko & Vukojević, 2008). S tim u vezi, RZS je učinio izvesne promene u obračunavanju prosečne zarade, a najvažnija od njih je proširenje uzorka. Prema njihovom istraživanju, ispostavilo se da u Srbiji postoji mnogo veći broj preduzetnika nego u trenutku kada je RAD anketa pravljena i kada je taj broj bio marginalan. Zbog toga se, od 2009. godine prilikom obračuna prosečne zarade uzima u obzir i zarada kod fizičkih lica, odnosno preduzetnika. Pošto su zarade kod preduzetnika u opštem slučaju niže od zarada ostatka formalnog sektora, ova statistička modifikacija uticala je na to da zvanična prosečna zarada bude potcenjena. Kako ona nije imala direktan uticaj na vrednost minimalne zarade, sasvim je racionalno očekivati da vrednost Kaitzovog indeksa u 2009. godini poraste i po ovom osnovu.

Nije zgoreg napraviti malu digresiju da bismo prodiskutovali o navedenoj metodološkoj modifikaciji, koja je interesantna iz ugla regionalne uporedivosti. Naime, sve zemlje bivše Jugoslavije koriste anketu RAD kao osnovni izvor podataka o zaradama. Premda je u Sloveniji ona poznatija pod imenom ZAP/M, u Makedoniji kao TRUD, radi se u istom tipu ankete koja se u BiH, Hrvatskoj i Crnoj Gori zove RAD. Međutim, u nama susednim zemljama se navedeno istraživanje i dalje zasniva na ranije definisanom uzorku – onom na kojem se zasnivala i anketa RAD u Srbiji sve do 2009. godine. Upravo zbog ovoga možemo reći da su prosečne zarade u Srbiji

nakon 2009. godine nešto niže nego u zemljama u regionu koje za obračun koriste identičan izvor podataka, a da pritom ne uzimaju u obzir zaradu kod preduzetnika.

Tokom ekonomske krize racio minimalne i prosečne zarade je nastavio svoj kontracikličan trend, da bi vrhunac doživeo u 2012. godini kada je njegova vrednost iznosila 48,4%. Nakon toga usledile su dve uzastopne godine u kojima je minimalna zarada bila zamrznuta, što se i odrazilo na vrednost Kaitzovog indeksa koja je opala za 3,6 procentnih poena. Blagi skok, pa povratak na približan nivo dogodio se u naredne dve godine kada je minimalna zarada naizmenično bila odmrzavana, pa ponovo zamrzavana. Sa poslednjim odmrzavanjem u 2017. godini, minimalna zarada, i posledično vrednost Kaitzovog indeksa, nastavile su sa ubrzanim rastom. U ovom, relativno kratkom, periodu neto racio minimalne i prosečne zarade porastao je za skoro 7 procentnih poena. Tako snažan rast može predstavljati problem ako se ima u vidu da je osnovica ovog pokazatelja u 2017. godini već bila umereno visoka. Najskoriji rast Kaitzovog indeksa svrstao je Srbiju u retku grupu zemalja u kojima je vrednost ovog pokazatelja veća od 50%. Ipak, navedeni rezultat treba uzeti sa rezervom imajući u vidu raniju diskusiju o potcenjenosti prosečne zarade u Srbiji.

Potrebno je napomenuti da je u 2018. došlo do još jedne promene u metodologiji obračuna prosečnih zarada, kada se, kako smo ranije već pomenuli, sa RAD ankete prešlo na CROSO podatke i podatke Poreske uprave, ali je malo verovatno da je ova statistička promena imala značajniji uticaj na kretanje racia. Tome u prilog govori i nastavak trenda njegovog rasta u 2019. godini kada je on sa 50% porastao na oko 52,5%. Druga važna napomena se odnosi na vrednost indeksa za 2019. godinu. Ona je dobijena tako što je u odnos stavljen minimalna zarada koja je počela da se primenjuje od januara 2019. i zvanična prosečna zarada za ovaj mesec. Sasvim je moguće da će zbog prognoziranog privrednog rasta paralelno doći i do povećanja zarada, pa će tako prosečna zarada za 2019. godinu verovatno biti viša od one iz januara. Međutim, razlika uopšte ne mora biti drastična. Primera radi, u 2018. godini je neto zarada u januaru iznosila 50.048 RSD, dok je prosečna zarada za tu godinu bila 49.650. Štaviše, ispostavilo se da je prosečna zarada bila niža za oko 0,8% u odnosu na zaradu iz januara iste godine, bez obzira na pozitivnu stopu privrednog rasta. Ukoliko se trend nastavi i ove godine to bi impliciralo čak i veću vrednost Kaitzovog indeksa od 52,5% do kojih smo došli u našim proračunima za 2019. godinu. Važno je imati u vidu da pored opšteg trenda koji ima uticaj na nivo mesečne zarade, važna determinanta je i broj dana u mesecu. U tom smislu, potcenjenost januarske zarade proizilazi iz budućeg rastućeg

trenda, dok je njena precenjenost uzrokovana većim brojem dana od proseka. Imajući sve navedeno u vidu, trenutna vrednost Kaitzovog indeksa može da odstupa od njegove vrednosti za čitavu godinu, ali ta odstupanja mogu biti dvosmerna, i što je još važnije, vrlo verovatno marginalna.

Međunarodni podaci o vrednostima Kaitzovog indeksa su zbog uporedivosti između zemalja uglavnom dostupni u bruto izrazima. Ovakav pristup zasnovan je na argumentu da bi poreska politika zemalja mogla da kontaminira vrednost racia što bi smanjilo njegovu eksplanatornu moć u komparativnoj perspektivi. Drugim rečima, ukoliko bi se posmatrale neto vrednosti, zemlje sa progresivnijim oporezivanjem rada imale bi znatno više vrednosti racia od onih zemalja u kojima je porez na rad proporcionalan. Da bi se izolovala razlika u oporezivanju rada između zemalja, predmet posmatranja su isključivo bruto vrednosti. Ovog principa se drži i Evrostat, čije ćemo podatke kasnije koristiti za određivanje pozicije Srbije u odnosu na druge zemlje.

Oba pokazatelja – i u neto i u bruto izrazima – imaju svoje upotrebne vrednosti. Prvi se uglavnom koriste prilikom procene uticaja promene minimalne zarade na standard zaposlenih, dok su drugi mnogo efikasniji za procenu uticaja promene minimalne zarade na troškove rada ili na određene makroekonomske veličine. Upravo zbog toga, ovde pravimo digresiju i prikazujemo uporedo trend kretanja neto i bruto vrednosti racia minimalne i prosečne zarade od početka krize. Neto vrednosti su ranije prikazane na grafikonu, dok su podaci o bruto vrednostima preuzeti sa Evrostata. Kako se poslednje raspoloživi podatak odnosi na 2017. godinu, za preostale dve godine vrednosti su izračunate na osnovu preračuna neto iznosa minimalne zarade u bruto iznos i zvaničnog podatka o prosečnoj zaradi. Vrednosti obe varijante Kaitzovog indeksa predstavljene su u Tabeli 2.2. Iako u tabeli nije predstavljena 2008. godina, vrednost bruto racia je tada iznosila oko 36%. Posmatrano u odnosu na 2009. godinu u Srbiji je tada zabeležen najveći porast bruto Kaitzovog indeksa u Evropi od skoro 30%, prva sledeća evropska zemlja po rastu bila je Letonija sa svega 13% (Aleksić, 2015). Ranije smo objasnili da je ovaj rast samo delimično realan – usled oštrog porasta minimalne zarade u prvoj kriznoj godini, a da je dodatno i veštački indukovano – promenom metodologije obračuna prosečnih zarada.

Tabela 2.2 - Odnos minimalne i prosečne zarade u Srbiji, 2009-2019. (u%)

Godina	'09	'10	'11	'12	'13	'14	'15	'16	'17	'18	'19*
Bruto minimalna zarada / Prosečna bruto zarada	46	45	44	46	44	44	46	45	46	49	51
Neto minimalna zarada / Prosečna neto zarada	48	47	46	48	46	45	48	46	47	50	52

* Januar

Izvor: Evrostat i obrada autora na bazi Službenog glasnika RS i podataka o prosečnim zaradama Republičkog zavoda za statistiku (RZS).

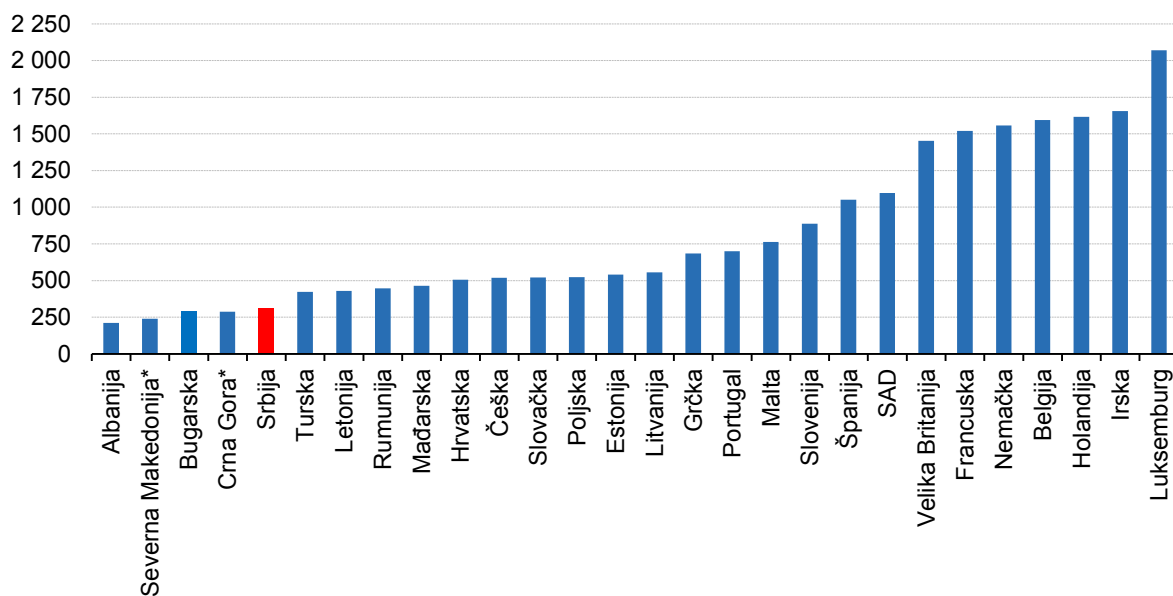
Osnovni motiv da prikazemo tabelu sa uporednim vrednostima neto i bruto racia, bio je upravo onaj razlog zbog čega međunarodne institucije izbegavaju da objavljuju neto podatke. Naime, prethodna tabela je odlična ilustracija sistema oporezivanja rada u Srbiji, tačnije, stepena njegove progresivnosti. Da još jednom pojasnimo, zemlja koja ima proporcionalan sistem oporezivanja rada teorijski bi trebalo da ima identične vrednosti ova dva racia, jer su troškovi rada poslodavaca proporcionalni iznosu zarade. Što je sistem progresivniji, veći su nameti za radnike koji se nalaze na višim delovima raspodele zarada, zbog toga što troškovi rada rastu brže od zarada. U tom slučaju razlika između bruto i neto izraza bila bi više nego proporcionalno veća za iznos prosečne nego za iznos minimalne zarade. Prethodno za posledicu ima pozitivan jaz između neto i bruto Kaitzovog indeksa. Suprotno važi u slučaju sistema oporezivanja rada koji ima regresivni karakter. Konačno, što je razlika između ova dva racia veća sistem oporezivanja rada je progresivniji (u slučaju pozitivne razlike), odnosno regresivniji (u slučaju negativne razlike).

Na osnovu predstavljenih podataka vidimo da je jaz između ova dva racia bio pozitivan, kao i da se kretao između 1 i 2 procentna poena. Do bitnijih promena u jazu racia u posmatranom periodu nije došlo, iz razloga što se ni poreska politika u međuvremenu nije menjala. Navedene razlike su jasan pokazatelj da je sistem oporezivanja rada u Srbiji progresivan, ali da je njegova progresivnost izrazito blagog karaktera. Pošto je stopa poreza na rad od 10% linearna, bez postojanja viših marginalnih stopa, progresivnost je obezbeđena indirektno – postojanjem neoporezivog dela zarada. Ovako dizajnirana politika oporezivanja rada izrazito destimulativno deluje na poslodavce koji angažuju radnike za minimalnu zaradu i nisko plaćene radnike uopšte, kao i sa druge strane na takve radnike koji nude svoje usluge na tržištu rada. Gotovo nepostojećom progresivnošću

nisko plaćeni rad u Srbiji je stavljen u relativno teži položaj u odnosu na druge zemlje koje karakterišu progresivniji poreski sistemi. U odnosu na ove zemlje, poslodavci za nisko plaćeni rad izdvajaju relativno više, a nisko plaćeni radnici nose kući relativno manje od svojih kolega u drugim državama (Arandarenko & Aleksic, 2019).

Nakon višeindikatorske analize minimalne zarade u Srbiji, sada se okrećemo uporednim podacima, da bismo ocenili položaj Srbije u odnosu na druge evropske zemlje. Prvi pokazatelj kroz čiju ćemo prizmu posmatrati stanje u Srbiji u odnosu na druge zemlje odnosi se na njen apsolutan nivo. Na Grafikonu 2.5 prikazani su iznosi minimalnih zarada u evrima iz januara 2019. za evropske zemlje u kojima je minimalna zarada regulisana na nacionalnom nivou.

Grafikon 2.5 - Apsolutni bruto iznosi mesečne minimalne zarade (EUR) u različitim zemljama, Januar 2019



* Podatak za 2017.

Izvor: Evrostat

Na osnovu grafičkog prikaza moguće je izvući dva zaključka o visini minimalne zarade u Srbiji. Prvo, u odnosu na minimalnu zaradu u državama EU, iznos minimalne zarade u Srbiji je izuzetno nizak. Sa svojih 308 evra minimalna zarada je više nego trostruko manja od evropskog proseka iz januara 2019. koji iznosi oko 950 evra. Ona je posebno niska ukoliko se u obzir uzmu stare članice EU u kojima njen iznos prelazi 1.500 evra. Međutim, ovolike razlike su sasvim očekivane s

obzirom na nivo ekonomske razvijenosti i životni standard u tim zemljama. Drugo, iako je minimalna zarada niska u poređenju sa prosekom EU, njen apsolutni nivo se nalazi oko proseka zemalja Zapadnog Balkana, iako to sa grafikona nije sasvim očigledno. Naime, na Evrostatu ne postoje najskoriji podaci o minimalnoj zaradi u Severnoj Makedoniji kao ni bilo kakvi podaci o minimalnoj zaradi u Bosni i Hercegovini. Najnovije povećanje minimalne zarade u Severnoj Makedoniji, o kojem je ranije bilo reči, stavlja je jedno mesto ispred Srbije. U odnosu na Bosnu i Hercegovinu, minimalna zarada u Srbiji je viša od one koja važi u Federaciji, a nešto niža od minimalne zarade u Republici Srpskoj.

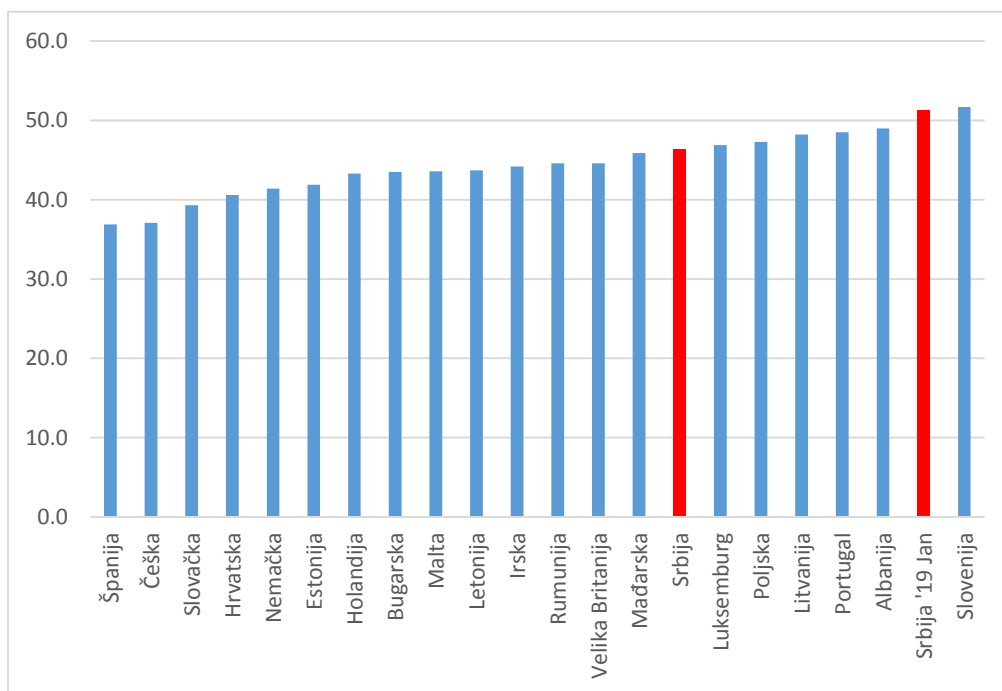
Kada uzmemo u obzir i ova dva podatka, vidimo da je Srbija po pitanju apsolutnog nivoa minimalne zarade pozicionirana na središnjem mestu unutar zemalja Zapadnog Balkana. Slično je i kada je reč o novim članicama EU koje su postale deo Unije 2007. godine. Srbija se nalazi između bugarskih 286 i rumunskih 446 evra. Zanimljiva je i činjenica da je Srbija, neposredno pre odmrzavanja minimalne zarade, dugi niz godina imala jednu od najnižih minimalnih zarada u regionu. Zaista, jedino je Albanija od okolnih zemalja pre 2016. godine imala nižu minimalnu zaradu. Nakon kontinualnog rasta u prethodne tri godine, minimalne zarade evropskih zemalja i dalje deluju nedostižno, ali je zato Srbija popravila svoj rang u odnosu na zemlje u regionu.

Sem apsolutnih iznosa, ništa drastično se ne menja ukoliko se minimalne zarada umesto u evrima iskažu u dolarima jednake kupovne vrednosti (PPP). Naravno, uloga PPP dolara je da u određenoj meri „ispegla“ razlike između nerazvijenih i razvijenih zemalja, pa tako minimalna zarada u Srbiji nije trostruko, već dvostruko manja od evropskog proseka. Međutim, ukoliko posmatramo rang zemalja, on ostaje nepromenjen. Srbija je i prema ovom obračunu 5. zemlja po redu sa najmanjom minimalnom zaradom, dok od zemalja Zapadnog Balkana zauzima središnju poziciju (ukoliko u obzir uzmemo i BiH i Severnu Makedoniju, za koje nedostaju podaci). Grafički prikaz poređenja minimalne zarade u PPP dolarima dat je u Dodatku na Grafikonu D2.1.

Kompletniju sliku o nivou minimalne zarade u Srbiji daće nam podaci o odnosu bruto minimalne i bruto prosečne zarade. Na Grafikonu 2.6 predstavljeni su poslednje dostupni podaci o Kaitzovom indeksu u bruto iznosima za 2017. godinu. Pored toga, prikazana je i vrednost bruto racia za Srbiju iz januara 2019. godine, koja je preuzeta iz gornje tabele. Za razliku od ranga prema apsolutnom pokazatelju, Srbija spada u zemlje sa najvišom minimalnom zaradom kada je reč o relativnim

izrazima. Ukoliko za trenutak zanemarimo 2019. godinu i posmatramo potpuno uporedive podatke za sve zemlje iz 2017, srpskih 46,9% i dalje je veće od evropskog proseka koji iznosi 43,9%. Uzastopna povećanja u naredne dve godine uticale su da vrednost Kaitzovog indeksa poraste na 51,2%, što je 7,2 procentna poena više u odnosu na prosek EU iz 2017. godine, stavljajući Srbiju odmah iza Slovenije kao zemlje sa najvećom vrednošću ovog pokazatelja. Moguće je da je u određenoj meri došlo i do porasta racia u drugim zemljama u prethodne dve godine, ali sa sigurnošću možemo da tvrdimo da se sa navedenom vrednošću relativnog pokazatelja Srbija nalazi među top 5 zemalja sa najvišom minimalnom zaradom u 2019. godini.

Grafikon 2.6 - Odnos minimalne i prosečne zarade (bruto), u 2017. godini



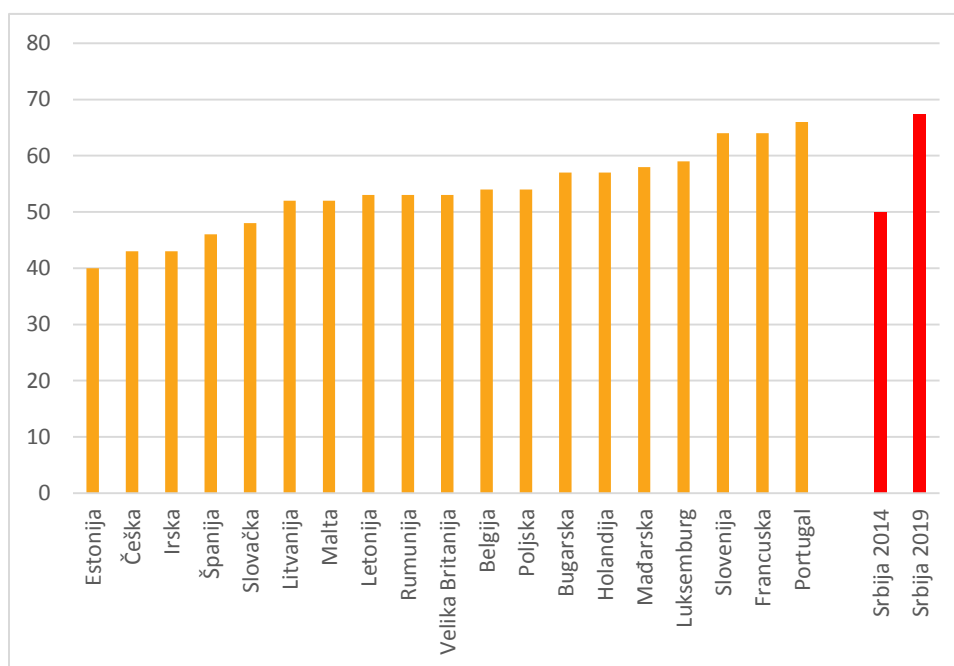
Izvor: Evrostat za Srbiju i ostale zemlje u 2017 (B-S); Obrada autora na bazi Službenog glasnika RS i podataka o prosečnim zaradama Republičkog zavoda za statistiku (RZS) za 2019.

Time dolazimo do sasvim divergentnih kretanja u zavisnosti od toga da li posmatramo apsolutne ili relativne pokazatelje minimalne zarade. Naime, prema prvima, Srbija je 5. zemlja sa najnižom minimalnom zaradom, a prema drugima je ona u top 5 zemalja u kojima je ovaj iznos najviši. Šta je zapravo tačno? Da li je minimalna zarada u Srbiji komparativno posmatrano suviše niska ili pak suviše visoka? Razrešenje ove dileme krije se u paradoksu minimalne zarade u Srbiji. Sa jedne

strane ona je relativno visoka (u odnosu na prosečnu zaradu) da daljim povećanjima može da izazove ozbiljne distorzije na tržištu rada, ali je sa druge strane apsolutno niska, toliko da ne može da pokrije ni iznos minimalne potrošačke korpe u zemlji (Jandrić & Aleksić, 2018). Žarište apsolutno niske, a opet relativno visoke minimalne zarade nalazi se izvan ove institucije. Glavni problemi jesu nepovoljna distribucija zarada, sa pre svega, relativno niskim prosečnim zaradama, kao i izrazito niska kupovna moć i životni standard u zemlji.

Nešto finiji relativni pokazatelj minimalne zarade obezbeđuje verzija Kaitzovog indeksa koja se zasniva na medijalnoj zaradi. Medijalna zarada se smatra boljim pokazateljem od prosečne, zbog toga što je potonja podložna uticaju ekstremnih vrednosti. U ovom slučaju to je važno pre svega zbog ekstremnih vrednosti koje se nalaze u desnom delu raspodele i koje mogu značajno povećati vrednost prosečne zarade. Prethodno je posebno značajno za zemlje u razvoju koje karakteriše visoka nejednakost gde mali broj pojedinaca koji mnogo zarađuju može značajno da utiče na visinu prosečne zarade. Tako je zbog navedene zavisnosti prosečne zarade od ekstremnih vrednosti, medijalna zarada uvek nešto niža od nje.

Grafikon 2.7 – Odnos minimalne i medijalne zarade (bruto), u 2014. godini

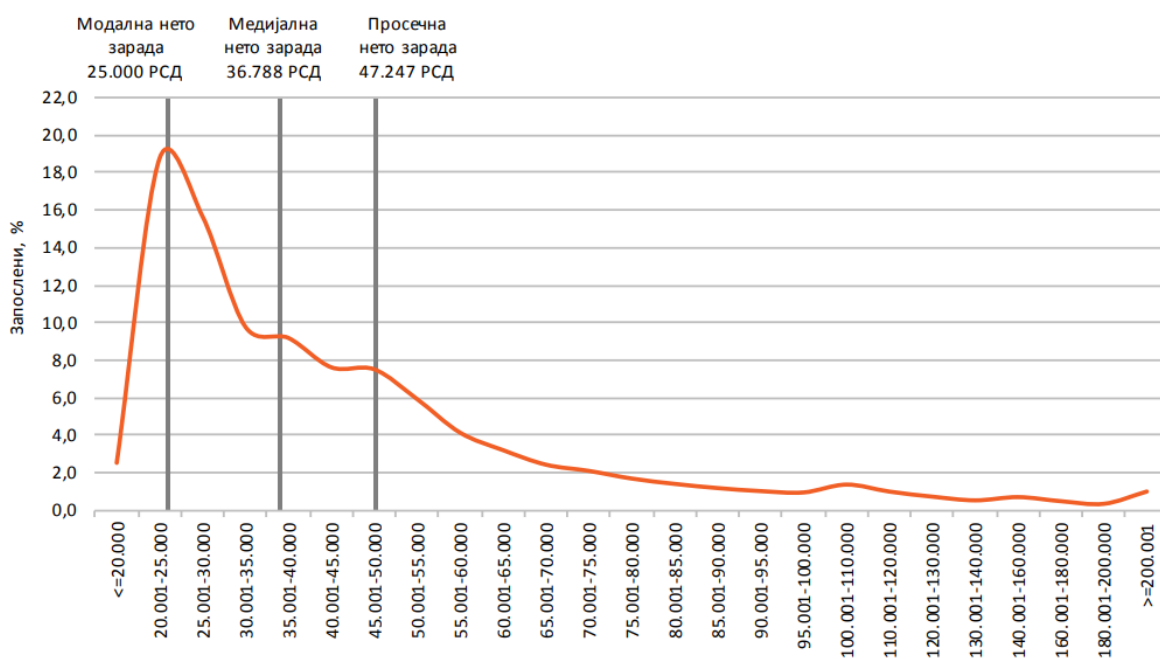


Izvor: Evrostat za 2014; Obračun autora za 2019 na osnovu januarskog Saopštenja RZS o prosečnoj i medijalnoj zaradi u RS.

Na Grafikonu 2.7 predstavljene su vrednosti količnika bruto minimalne i bruto medijalne zarade za 2014. godinu. Podaci su u potpunosti međusobno uporedivi, pošto su dobijeni iz jedinstvenog izvora – Istraživanja o strukturi zarada (SES), koje sprovode sve zemlje EU kao i neke zemlje kandidati. Sudeći po vrednostima za 2014. godinu, Srbija zauzima središnju poziciju, među referentnim zemljama u kojima je rađeno ovo istraživanje, sa vrednošću od oko 50% koja je nešto niža od ukupnog proseka. Iako je položaj Srbije prema „medijalnom“ Kaitzu donekle u suprotnosti sa položajem Srbije prema „prosečnom“ Kaitzu, pre donošenja zaključaka treba imati u vidu dve činjenice. Prvo, vreme sprovođenja SES ankete poklopilo se sa zamrzavanjem minimalne zarade koja je u tom trenutku već dve godine bila na istom nivou. Samo mesec i po dana po završetku istraživanja, minimalna zarada u Srbiji je porasla. Kao što je ranije predstavljeno, ona je nastavila sa značajnim rastom u poslednje tri godine. S tim u vezi, ukoliko bismo posmatrali vrednost „medijalnog“ Kaitza iz 2019. godine, Srbija bi bila zemlja sa ubedljivo najvišom minimalnom zaradom od posmatranih zemalja. Istini za volju, poslednje dostupne vrednosti za evropske zemlje odnose se na 2014. godinu, sasvim je moguće da je i u ovim zemljama došlo do izvesnog rasta navedenog pokazatelja. Takođe, proračuni za Srbiju koji se odnose na 2019. godinu dobijeni su iz sasvim drugog izvora. Kaitzov indeks je vrlo verovatno porastao, ne možda u toj meri, pošto zbog uzorka na kom se sprovodi, medijalna zarada iz SES-a teži da bude nešto viša od one koju objavljuje RZS, ali ne ni mnogo manje od toga.

Druga činjenica upravo proizilazi iz prethodne konstatacije. Naime, komparativno korišćenje SES podataka u razvijenim zemljama i zemljama u razvoju, može u ovom kontekstu da potceni vrednost Kaitzovog indeksa kod potonjih. U uzorak Istraživanja o strukturi zarada ulaze isključivo preduzeća sa 10 i više zaposlenih koja angažuju radnike na formalnom tržištu. Iz preduzeća koja odgovaraju navedenom opisu jedino je izuzet sektor javne uprave. U zemljama u razvoju, u koje spada i Srbija, sektor pokriven SES-om relativno je manji nego u drugim razvijenim zemljama. Drugim rečima, oslanjanjem na SES zanemaruje se sekundarno tržište rada, neznatno više (za zarade kod preduzetnika) nego u slučaju ankete RAD, na kojem radnici uglavnom rade neformalno ili su zaposleni kod preduzetnika i imaju relativno niže zarade. Pošto je sekundarni sektor u Srbiji relativno veći nego u razvijenim zemljama, medijalna zarada u Srbiji dobijena na osnovu SES-a precenjuje njen stvarni iznos. Uključivanjem radnika sa sekundarnog tržišta rada medijalna zarada bila bi znatno niža, a samim tim bi i vrednost „medijalnog“ Kaitzovog indeksa nesumnjivo porasla.

Pored visine minimalne zarade, važan je i njen obuhvat, odnosno broj radnika koji prima ovaj iznos. U nekim zemljama broj radnika koji prima minimalac je marginalan pa samim tim i efekat njene promene na agregatnu zaposlenost može da bude takav. Sasvim je suprotno kada minimalna zarada zadire duboko u raspodelu zarada, kao što je to slučaj u Srbiji. Na Slici 2.1 prikazana je raspodela zarada u Srbiji koju je, na osnovu zvaničnih podataka iz kojih se računa prosečna zarada, po prvi put bilo moguće konstruisati 2018. godine od kada je počelo sa preuzimanjem podataka Poreske uprave.



Slika 2.1 – Raspodela neto zarada u Srbiji, Novembar 2017.

Izvor: Promena izvora podataka za izračunavanje prosečnih zarada, RZS.

http://www.stat.gov.rs/media/2437/zarade_brosura.pdf

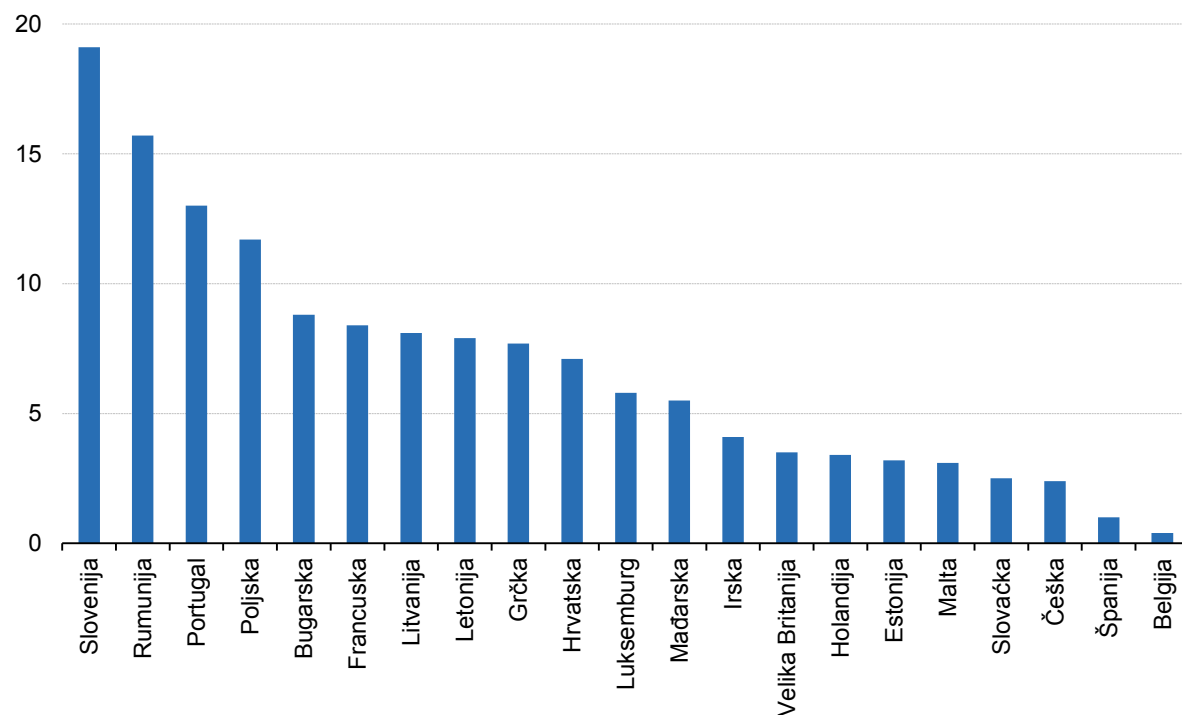
Podaci sa slike odnose se na novembar 2017. godine. Na horizontalnoj osi predstavljeni su intervali neto zarade, dok je na vertikalnoj osi prikazan procenat formalnih radnika čija se zarada nalazi u određenom intervalu. Sasvim trivijalno, sa slike se uočava da je medijalna zarada niža od prosečne i viša od modalne. Ono što je mnogo zanimljivije, jeste interval modalne zarade. Ispostavlja se da je u novembru mesecu najčešća neto zarada u Srbiji bila između 20 i 25 hiljada dinara. Upravo ovaj interval koincidira sa vrednošću neto minimalne zarade iz navedenog meseca 2017. godine. Štaviše, minimalna zarada u novembru 2017. godine je iznosila 22.880, što se nalazi skoro tačno na polovini navedenog intervala. Dakle, minimalna zarada u Srbiji je zapravo i modalna zarada,

koju je prema podacima iz 2017. primalo gotovo 19% svih formalno zaposlenih radnika. Imajući u vidu navedeni podatak, jasno je da bi porast minimalne zarade imao uticaj na veliki broj radnika. I što je još važnije po funkcionisanje tržišta rada i agregatnu zaposlenost, koliko bi u tom slučaju poslodavaca kod kojih ovi radnici rade moglo biti tangirano povećanjem minimalne zarade.

Ovde je zgodno napraviti malu digresiju, prilikom koje možemo da iskoristimo gorepomenute podatke kako bismo dobili i treću vrednost Kaitzovog indeksa iz tri različita izvora. Imajući u vidu navedeni iznos minimalne zarade, „prosečni“ Kaitz u 2017 bi iznosio oko 48,5% dok bi „medijalni“ Kaitz iznosio 62,2%. Sada je sasvim jasno da je stvarna vrednost „medijalnog“ Kaitza u Srbiji značajno veća od onih 49,9% koji su dobijeni na osnovu SES-a. Čak i ukoliko zanemarimo 2019. godinu i posmatramo dosta bliži period 2014. godini, očigledno je da je SES potcenio realnu vrednost ovog pokazatelja. S tim u vezi, racionalnije je posmatrati vrednosti „prosečnog“ Kaitza na osnovu kojeg se Srbija nedvosmisleno svrstava u zemlje sa relativno visokom minimalnom zaradom.

Pošto smo pokazali da je prema relativnim pokazateljima minimalna zarada u Srbiji umereno visoka, u narednom koraku prelazimo na identifikovanje položaja Srbije u pogledu učestalosti minimalne zarade. Prema predstavljenim podacima, primanja oko minimalnih u Srbiji ima 19% formalnih radnika. Da bismo znali da li je to malo ili mnogo, neophodno je da analiziramo raspodele zarada drugih zemalja. Na Grafikonu 2.8 prikazani su podaci o učestalosti minimalne zarade u 2014. godini za 21 evropsku zemlju. Učešća su dobijena kombinacijom nacionalnih podataka o minimalnoj zaradi i SES podataka o medijalnoj zaradi.

Grafikon 2.8 – Učešće radnika koji imaju primanja manja od 105% minimalne zarade, 2014.



Izvor: Evrostat

Pre bilo kakvog upoređivanja učešća radnika koji primaju minimalnu zaradu u Srbiji i prikazanim zemljama, smisleno je zastati za trenutak i objasniti metodološke razlike između ovih izvora podataka. Prvo, do frekvencije radnika koji imaju primanja oko minimalnih došlo se korišćenjem intervala unutar distribucije zarada. Sa druge strane, podaci za evropske zemlje generisani su na osnovu tačnih iznosa i precizno definisane granice. Drugo, procenat radnika koji primaju minimalnu zaradu u Srbiji omeđen je sa obe strane. Odnosno, interval ima i donju (20.000 RSD) i gornju (25.000 RSD) granicu. Ovo nije slučaj kod evropskih zemlja. Njihov interval nije ograničen odozdo, pa tako visina stubića predstavlja učešće svih onih radnika koji imaju primanja do definisane granice. Pošto je vrednost minimalne zarade u Srbiji u tom periodu iznosila 22.880 RSD, to znači da je širina srpskog intervala bila oko 25% (od -15% do + 10%). U tom kontekstu je evropski interval mnogo širi (više od 4 puta), s obzirom da obuhvata sve radnike koji imaju primanja do 105% minimalne zarade. Relativno širi interval kod evropskih zemalja može značajno

da "zaprlja" podatke i učini njihove vrednosti precenjenim, barem kada se porede sa predeterminisanim srpskim intervalom. Treće, u pitanju su različite godine, evropski podaci se odnose na oktobar 2014, dok su podaci za Srbiju iz novembra 2017. godine.

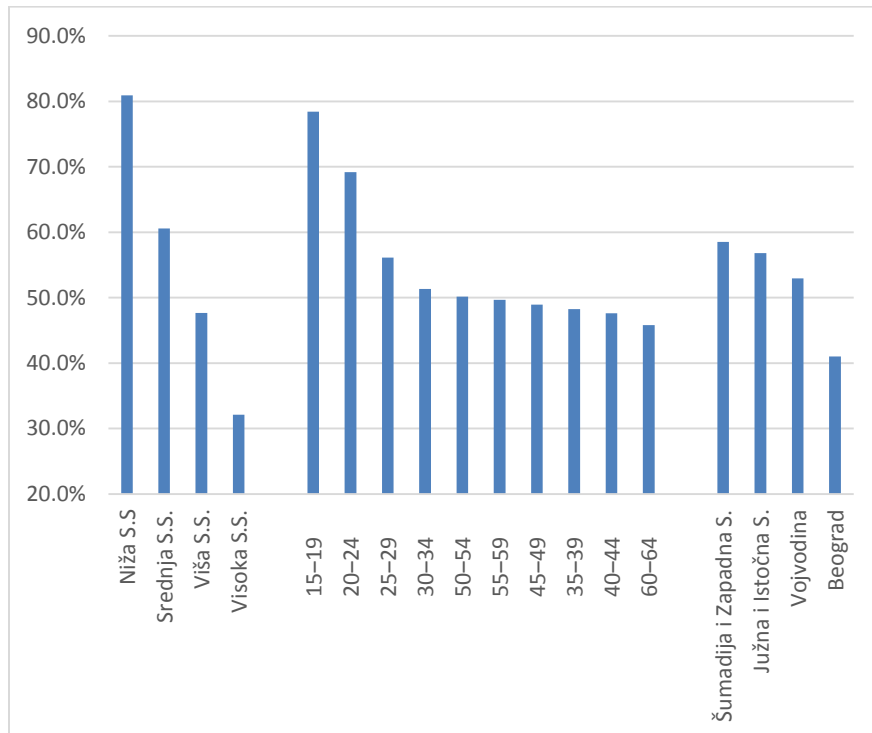
Na osnovu iznetih različitosti, jasno je da podaci nisu u potpunosti uporedivi, ali mogu da posluže kao dobra aproksimacija. Sa frekventnošću od 19% Srbija na tabeli deli prvo mesto sa Slovenijom. Jedina zemlja koja pored njih ima učestalost radnika koji primaju minimalnu zaradu veću od 15% je Rumunija. Sve ostale zemlje nalaze se daleko iza ovih zemalja, zaključno sa Španijom i Belgijom gde su ova učešća ispod 1%. Iz tog razloga položaj Srbije je nepovoljan i kada se u obzir uzme prosek evropskih zemlja. Naime frekventnost u Srbiji je skoro 3 puta veća od evropskog proseka koji iznosi 6,8%. Ono u čemu se Srbija savršeno uklapa, jeste korelacija između visine Kaitzovog indeksa i učešća radnika sa minimalnom zaradom. Ukoliko se paralelno posmatraju dva grafikona sa navedenim pokazateljima, može se uočiti da upravo one zemlje koje imaju relativno visok nivo minimalne zarade imaju i relativno velik broj radnika koji je prima. Naravno, to je sasvim očekivano, budući da relativno visoka minimalna zarada (u odnosu na prosečnu) zadire duboko u raspodelu zarada.

Ukoliko se za trenutak vratimo na deo o problematici poređenja, prilikom čega smo izneli određene sumnje o uporedivosti srpskih i evropskih podataka, položaj Srbije postaje za nijansu lošiji. Naime, dosta širi interval, i ne samo to, već pre svega njegova neograničenost odozdo može u velikoj meri da kontaminira rezultate. Primera radi, moguće je da jedan deo radnika koji prima 30% minimalne zarade u evropskim zemljama radi honorarno, part-time, ili je angažovan na sličan način koji ne podleže regulativi minimalne zarade. Zbog uključivanja ovakvih osoba u uzorak, frekventnost minimalne zarade biva veštački naduvana. Opravdano je očekivati da bi primena srpskog intervala u rasponu od oko 25% minimalne zarade znatno smanjilo referentnu frekvenciju u evropskim zemljama. I obratno, skidanje donje intervalne granice u slučaju Srbije znatno bi povećalo učešće radnika za najnižim zaradama. S tim u vezi, kada se govori o relativnom pokazatelju radnika koji primaju minimalnu zaradu, Srbija je ubedljivi lider u odnosu na posmatrane zemlje. Upravo iz ovog razloga, prilikom svakog daljeg povećanja minimalne zarade u Srbiji, trebalo bi imati na umu aktuelnu kombinaciju velike obuhvatnosti minimalne zarade i njenog visokog relativnog nivoa.

Pošto je minimalna zarada u Srbiji definisana univerzalno za sve, jasno je da njen uticaj neće biti isti na distribucije zarada različitih kategorija stanovništva. Njena uniformnost u kombinaciji sa

velikim varijabilitetom prosečnih zarada u zavisnosti od demografskih karakteristika stanovništva, ima za posledicu pojavu širokih raspona vrednosti Kaitzovog indeksa. Drugim rečima, radnici koji imaju nešto niža prosečna primanja, da li zbog niske stručne spreme, specifične starosti ili usled toga što dolaze iz manje razvijenih regiona, biće direktno pozitivno diskriminisani minimalnom zaradom koja je definisana kao jedinstvena za sve. Treba napomenuti da ukoliko neka grupa radnika beleži visoke vrednosti Kaitzovog indeksa to će najverovatnije imati ambivalentan uticaj na nju – ovi radnici će sa jedne strane biti zaštićeniji time što primaju relativno više zarade, ali će se sa druge strane naći i u većoj opasnosti od gubitka posla usled budućih povećanja minimalne zarade. Pošto se u radu prevashodno bavimo procenom negativnog uticaja minimalne zarade na zaposlenost, tumačenja Kaitzovih indeksa za različite grupe u nastavku treba shvatiti na ovaj način. Vrednosti Kaitzovog indeksa za navedene demografske grupe biće iznad proseka što može da utiče na smanjenje zaposlenosti ovih lica, kao i da oteža zapošljavanje trenutno nezaposlenih radnika koji potpadaju pod neku od ovih kategorija.

Grafikon 2.9 - Odnos minimalne i prosečne zarade (bruto) za različite kategorije stanovništva, Septembar 2018



Izvor: Prosečna zarada, RZS; Minimalna zarada - Socijalno-Ekonomski savet.

Na Grafikonu 2.9 prikazane su vrednosti Kaitzovog indeksa za 3 kategorije radnika za koje je bilo moguće dobiti podatke. Operativno, stavljanjem u odnos iznosa jedinstvene minimalne zarade iz septembra 2018. godine sa odgovarajućim prosečnim platama za isti mesec dobili smo vrednosti Kaitzovih indeksa u bruto izrazima. Varijabilitet je primetan u sve tri posmatrane grupe. U skladu sa teorijom, kao zaposleni sa najvišom vrednošću Kaitzovog indeksa istakli su se oni koji imaju nižu stručnu spremu. Radi se o licima koja imaju završenu osnovnu školu ili manje i kod kojih je vrednost Kaitzovog indeksa gotovo 81%. Takođe u skladu sa očekivanjima, vrednosti Kaitzovog indeksa obrnuto su proporcionalne obrazovnom nivou, pa se tako one smanjuju na 60% kada su u pitanju osobe sa srednjom školom, sve do 32% za osobe sa fakultetom.

I posmatranje racia minimalne i prosečne zarade prema uzrastu takođe potvrđuje osnovne postulate teorije ljudskog kapitala. Najviše vrednosti zabeležene su kod mladih – bilo da je reč o užoj ili široj definiciji – Kaitzov indeks za ovaj uzrast daleko je iznad proseka vrednosti indeksa formalno zaposlenih radnika. Dodatna otežavajuća okolnost mladim je i ta što se oni od svih (većih) ranjivih grupa na tržištu rada u Srbiji, gledano prema osnovnim pokazateljima, nalaze u relativno najtežem položaju. Tokom i u prvim godinama nakon ekonomske krize jaz između stopa aktivnosti, zaposlenosti i nezaposlenosti mladih i ukupnog stanovništva, pogoršao se više od jaza bilo koje druge ranjive grupe (Aleksić, 2018). Tome svedoče i zaključci izneti u Nacionalnom akcionom planu zapošljavanja za 2016. godinu, gde se navodi da se od svih grupa za koje su implementirane mere aktivne politike tržišta rada napredak jedino nije uočio upravo kod mladih (Vlada, 2015). Upravo zbog njihovog nezavidnog položaja na tržištu rada i visoke vrednosti Kaitzovog indeksa, uvođenje subnacionalne minimalne zarade za mlade bi moglo da poboljša performanse (zaposlenost) ovoj grupi na tržištu rada.

Zanimljivo je pomenuti i da vrednosti Kaitzovog indeksa prema uzrastu nisu sasvim pravolinijske. Tako je recimo kod osoba od 50-59 godina vrednost ovog pokazatelja viša nego kod osoba između 35 i 49 godina. Pošto najviše zarade imaju lica starosti 60-64, one beleže najniže vrednosti Kaitzovog indeksa. Za razliku od obrazovanja, ukoliko izuzmemo one najmlađe, videćemo da vrednosti pokazatelja za radnike starije od 30 godina izuzetno blago variraju oko proseka – od 46% do 51%. Kada je reč o teritorijalnoj pripadnosti, jedini pravi „autlajer“ je Beograd sa vrednošću od 41%, njega sledi Vojvodina koja je nešto iznad nacionalnog proseka, dok se u nešto rizičnijem položaju nalaze radnici iz preostala dva regiona.

Pored navedenih kategorija stanovništva, moguće je dobiti podatke i o prosečnim zaradama po delatnostima i opštinama. Značajan varijabilitet postoji po oba kriterijuma i kreće se od oko 30% pa sve do 80%. Tako su recimo najviše vrednosti Kaitzovog indeksa zabeležene u sektoru usluga smeštaja i ishrane (80,1%) i trgovini na veliko i malo i popravci motornih vozila (59,7%), dok su najniže bile rezervisane za sektor informisanja i komunikacije (29,9%) i finansijske delatnosti i delatnosti osiguranja (28,1%). Slično tome, nešto veći rizik od gubitka posla karakterističan je za radnike iz Vranjske Banje (80%) i Svrljiga (79,8%), dok je najmanje rizična situacija bila u Beogradu na opštinama Novi Beograd (33,2%) i Vračar (31,7%). Međutim, navedene vrednosti Kaitzovih indeksa za različite kategorije stanovništva ne moraju ništa posebno da znače. Ukoliko neka grupa ima izrazito visoku vrednost ovog pokazatelja ne znači da je nužno pogođena promenom minimalne zarade. Ove pokazatelje pre treba shvatiti indikativno, kao potencijalna žarišta. Sa druge strane, prevelike oscilacije u Kaitzovim indeksima treba samo da opomenu da minimalna zarada nije Prokrustova postelja, te da njen jedinstveno propisan nivo mora da odgovara svima. Zbog toga i treba razmisliti o eventualnoj implementaciji nešto nižih minimalnih zarada za pojedine grupe radnika. Ipak, ne treba biti jednostran i prevelike oscilacije u Kaitzovim indeksima gledati isključivo kroz prizmu minimalne zarade. S tim u vezi, velike razlike u vrednostima koje su zabeležene, pored potencijalnih žarišta, opominju i da je nejednakost zarada potencijalno previsoka.

Kaitzov indeks, koji smo do sada razmatrali, i koji je veoma korišćen u ranijim empirijskim istraživanjima, vremenom je evoluirao. Sa rastućim interesovanjem za ispitivanje uticaja minimalne zarade, rasla je i potreba da procene njenog uticaja budu što preciznije. Tako su u odnosu na inicijalnu verziju iz 1970-ih pojedini autori, u kasnijim godinama, uveli određene modifikacije koje povećavaju eksplanatornu moć ovog pokazatelja. Prva složenija varijanta indeksa odnosila se na definisanje „pogođenih radnika“ (Card & Krueger, 1995). Pod ovim se podrazumeva procenat radnika koji zarađuju nešto iznad minimalne zarade i čija primanja moraju biti promenjena usled povećanja minimalne zarade. Dakle, u „pogođene radnike“ spadaju svi oni koji imaju primanja koja se nalaze između stare vrednosti minimalne zarade i vrednosti minimalne zarade nakon povećanja. Operativno, minimalna zarada $t \leq$ zarada pogođenih radnika $t \leq$ minimalna zarada $t+1$. Bazične vrednosti Kaitzovog indeksa onda su multiplikovane učešćem „pogođenih radnika“ što je davalo prilagođenu vrednost indeksa. S tim u vezi, autori su predlagali

da se posmatranjem ovako prilagođene vrednosti indeksa na efikasniji način može odrediti uticaj minimalne zarade na zaposlenost pojedinih grupa.

Drugi su otišli korak dalje i uveli termine „graničnih radnika“ i „radnika koji se nalaze ispod granice“ (Dolado et al., 1996). Prva grupa se odnosi isključivo na one radnike koji primaju tačan iznos minimalne zarade, odnosno njihov procenat u ukupnom broju radnika. Druga pak obuhvata učešće svih radnika koji iz nekog razloga imaju primanja ispod nacionalnog minimuma. Poput prethodne modifikacije i u ovom slučaju se vrednosti osnovnog Kaitzovog indeksa ponderišu navedenim učešćima kako bi se dobile njegove prilagođene vrednosti čija je upotrebna vrednost veća. One su posebno korisne za sagledavanje različitog uticaja minimalne zarade na zaposlenost pojedinih kategorija stanovništva, koji može da se ocenjuje na osnovu varijabiliteta vrednosti prilagođenog Kaitzovog indeksa.

Neke od ovih pokazatelja moguće je izračunati i za radnike u Srbiji uopšte, kao i za pojedine demografske grupe stanovništva. Nažalost, dostupnost podataka je to što ograničava koji prilagođeni indeks je moguće prikazati, kao i kolika je njegova preciznost. Prelaskom na podatke Poreske uprave, dostupna je detaljna raspodela zarada (skoro) svih formalno zaposlenih radnika. Upravo kombinacijom distribucije zarada za Srbiju predstavljene na Slici 2.1 i učešća radnika koji imaju primanja do 105% minimalne zarade u evropskim državama, prikazanog na Grafikonu 2.8, sa vrednostima bruto Kaitzovog indeksa datim na Grafikonu 2.7, izračunate su vrednosti prilagođenog Kaitzovog indeksa. One su prikazane u poslednjoj koloni Tabele 2.3, a dobijene su ponderacijom vrednosti iz prethodne dve kolone.

Tabela 2.3 - Osnovni i prilagođeni Kaitzov indeks za različite zemlje (2014, 2017. i 2019)

Zemlja	Odnos minimalna/Prosečna	Učešće onih koji primaju minimalnu zaradu	Prilagođeni Kaitz
Slovenija	51.2	19.1	9.78
Srbija '19. Jan.	51.2	18.8	9.63
Srbija 2017.	46.3	18.8	8.70
Rumunija	38.4	15.7	6.03
Portugal	44.9	13.0	5.84
Poljska	45.1	11.7	5.28
Francuska	47.4	8.4	3.98
Litvanija	45.7	8.1	3.70
Bugarska	40.3	8.8	3.55
Letonija	44.4	7.9	3.51

Luksemburg	47.6	5.8	2.76
Hrvatska	37.8	7.1	2.68
Mađarska	45.5	5.5	2.50
Irska	42.7	4.1	1.75
Holandija	43.3	3.4	1.47
V. Britanija	40.1	3.5	1.40
Malta	44.6	3.1	1.38
Estonija	36.2	3.2	1.16
Slovačka	36.4	2.5	0.91
Češka	32.8	2.4	0.79
Španija	34.2	1.0	0.34
Belgija	44.9	0.4	0.18

Izvor: Obrada autora na osnovu podataka RZS za Srbiju; Evrostat za ostale zemlje.

Dodatno, izračunata je i hipotetička vrednost ovog pokazatelja u Srbiji za januar 2019. godine. Ovo je učinjeno tako što je vrednost osnovnog Kaitzovog indeksa iz januara 2019. godine ponderisana učešćem radnika koji primaju minimalnu zaradu iz 2017. godine. Naglasak je na hipotetička, pošto je sva prilika da se navedeno učešće povećalo, s obzirom na to da je minimalna zarada u međuvremenu porasla za oko 20%. Slično tome povećala se i vrednost osnovnog Kaitzovog indeksa, za oko 5 procentnih poena (sa 46,3% na 51,2%), a kako smo ranije videli, učešće „marginalnih radnika“ je izrazito pozitivno korelisano sa vrednostima osnovne verzije ovog pokazatelja. Posledično, vrlo je verovatno da su vrednosti prilagođenog Kaitza u Srbiji znatno veće u 2019. godini, ali još uvek ne postoje podaci o raspodeli zarade za 2018 ili 2019. godinu na osnovu kojih bi ova tvrdnja mogla da se prover¹⁶.

Zbog svih metodoloških razlika o kojima je ranije bilo reči, navedene rezultate treba prihvatiti sa određenom dozom rezerve. Takođe, vrednosti prilagođenog Kaitzovog indeksa, same po sebi, nemaju direktnu interpretaciju. Teorijski raspon ovog pokazatelja se kreće između 0 i 100, ukoliko su vrednosti oba činioca u jednačini 0%, i obratno, ukoliko su oba umnoška 100%. Dobijene vrednosti se iz ugla uticaja na zaposlenost mogu komentarisati poput inverznog aksioma monotonosti – više je lošije, odnosno niže vrednosti su preferiranije od viših. Drugim rečima, što je veća vrednost prilagođenog Kaitzovog indeksa u nekoj zemlji to je veća opasnost da buduća povećanja minimalne zarade osetnije utiču na smanjenje ukupne zaposlenosti unutar njenih

¹⁶ Zapravo postoje podaci iz septembra 2018, ali je njihov interval višestruko širi što bi dovelo do izrazito precenjenih vrednosti prilagođenog Kaitza, u poređenju sa ostalim evropskim državama. O intervalima ovih podataka biće reči nešto kasnije, pošto su oni korišćeni za računanje prilagođenog Kaitza prema uzrastu.

granica. Još jednom treba podvući da to može, ali nužno ne mora da znači, jer na zaposlenost utiče i bezbroj drugih faktora. Naravno, ukoliko se setimo ambivalentnog uticaja Kaitzovog indeksa, važno bi suprotno – više vrednosti u većoj meri štite zarade radnika.

Tako recimo za vrednost prilagođenog indeksa od 0,18 u Belgiji možemo da kažemo da je najmanja od posmatranih zemalja, ali ne možemo da je prevedemo u konkretan broj. Odnosno, da isključivo na osnovu njega ocenimo koliko će, na primer, povećanje minimalne zarade od 10% uticati na agregatnu zaposlenost. S tim u vezi, možemo da konstatujemo da Srbija, ukoliko posmatramo originalne vrednosti iz 2017. godine, ima drugu najveću vrednost ovog indeksa od svih analiziranih zemalja. Sa svojih 8,7 ona zaostaje jedino za Slovenijom u kojoj je zabeležena vrednost ovog indikatora u 2014. iznosila 9,78. Srbija se nalazi u još rizičnijem položaju (u smislu uticaja promene minimalne zarade na zaposlenost) ako bismo poredili najnovije procene iz januara 2019. U tom slučaju, ona bi imala skoro identičnu vrednost ovog indikatora kao što ima Slovenija, te bi zajedno delile prvo mesto na listi posmatranih zemalja. Štaviše, ukoliko prihvatimo projekcije o porastu učešća radnika koji primaju minimalnu zaradu u Srbiji u odnosu na pre dve godine, ona bi se našla u još rizičnijoj situaciji. Ranije argumentovana sasvim realna pretpostavka o rastu ovog učešća, verovatno bi učinila vrednost prilagođenog Kaitzovog indeksa dvocifrenom i stavila Srbiju na mesto evropskog lidera u ovom pogledu. Ovo je još jedna stavka koju bi bilo korisno uzeti u razmatranje u diskusijama o promeni vrednosti minimalne zarade.

Tek odnedavno se pojavila mogućnost da se ovakav jedan pokazatelj izračuna i za određene kategorije radnika u Srbiji. Prvi podaci koji to dozvoljavaju odnose se na septembar 2018. godine. Prelazak na nov izvor podataka nije isključio sprovođenje RAD istraživanja. Na osnovu rezultata ove ankete, jednom godišnje, u septembru mesecu, dostupni su detaljniji podaci o zaradama za različite kategorije stanovništva, poput prosečne zarade i distribucije zarade zasnovane na intervalima. Tako, između ostalog, postoji podatak o frekvenciji zarada prema uzrastu, što omogućava da se na osnovu kombinovanja intervalne raspodele zarada sa podatkom o minimalnoj zaradi referentne starosne grupe iz odgovarajućeg meseca, izračunaju prilagođene vrednosti Kaitzovog indeksa. Reč je pre svega o prilagođenim vrednostima koje se zasnivaju na drugom navedenom principu, principu „graničnih radnika“. Rezultati ovako dobijenog indeksa predstavljeni su u Tabeli 2.4.

Tabela 2.4 - Osnovni i prilagođeni Kaitzov indeks prema uzrastu u Srbiji, 2018

Uzrast	Odnos minimalna/ Prosečna	Učešće onih koji primaju minimalnu zaradu	Prilagođeni Kaitz
15–19	78.44	66.31	52.0
20–24	69.16	54.99	38.0
25–29	56.13	42.58	23.9
30–34	51.31	38.61	19.8
35–39	48.23	36.46	17.6
40–44	47.59	36.43	17.3
45–49	48.92	37.23	18.2
50–54	50.15	36.73	18.4
55–59	49.68	34.54	17.2
60–64	45.80	32.10	14.7

Izvor: Prosečna zarada – RZS; Minimalna zarada - Socijalno-Ekonomski savet.

Pre nego što pređemo na komentarisanje dobijenih rezultata, treba naglasiti da vrednosti indikatora u Tabeli X ni u kom slučaju nisu direktno uporedive – bilo sa rezultatima ostalih evropskih zemalja, ili sa rezultatima za ukupnu populaciju u Srbiji. Odnosno, rezultat iz 2019. za zemlju u celosti od 9,63, nije direktno uporediv sa vrednostima prilagođenih Kaitzovih indeksa prema starosnoj dobi. Ne samo zbog toga što se jedan odnosi na 2019, a drugi na 2018. godinu, već i zbog drugih, ozbiljnijih metodoloških razlika. Prvo, kod podataka za ukupno stanovništvo korišćeni su podaci o neto zaradi, dok su u slučaju starosnih grupa korišćeni (jedino dostupni) bruto podaci. Drugo i svakako još važnije, širina intervala zarade u jednom i drugom slučaju nije ni približna. Dok je za ukupno stanovništvo korišćen referentni neto interval od 20.000-25.000 RSD, kod starosnih grupa je korišćen bruto interval 30.000-45.000 RSD (takođe, najpribližniji od javno dostupnih). Iako je bruto minimalna zarada u 2018. godini iznosila oko 33.400 RSD, i samim tim potpadala u ovaj interval, njegove granice su znatno šire od prethodno korišćenog intervala. Posledično, on će nesumnjivo biti „zaprljan“ mnogo većim brojem radnika koji zapravo ne primaju minimalnu zaradu, u odnosu na prvi slučaj. Konačno, rezultanta svega ovog biće znatno više vrednosti prilagođenog Kaitzovog indeksa. Da su podaci međusobno neuporedivi vidi se i golim okom. Prema prvom metodu prosečna vrednost indikatora za ukupnu populaciju iznosi nešto ispod 10, dok prema drugom metodu sve starosne grupe imaju vrednosti daleko iznad nacionalnog proseka, što je teorijski nemoguće.

Imajući u vidu navedene činjenice, rezultate prilagođenih Kaitzovih indeksa za određenu starosnu grupu možemo da komentarišemo samo u odnosu na neku drugu starosnu kohortu. Pošto ne postoje adekvatniji podaci, korišćenje nešto širih intervala je jedino što nam je preostalo. Ovom prilikom sebi možemo da dozvolimo ovaj ustupak na koji nismo pristali kada smo obračunavali prilagođene vrednosti Kaitzovog indeksa za ukupno stanovništvo. Naime, izrada prilagođenog Kaitza po uzrastu ne zahteva komparaciju sa drugim zemljama, pa tako možemo prihvatiti nešto šire intervale, koji će nam dati indikativne informacije o tome koja starosna kategorija se nalazi u najtežem položaju. Slično tumačenju vrednosti za ukupno stanovništvo, vrednosti indikatora po starosnim grupama takođe nemaju direktnu interpretaciju, ali se više vrednosti mogu smatrati kao signal o nepovoljnijem položaju neke grupe. Shvaćeno na ovaj način, u najtežem položaju se opet nalaze najmlađa lica sa vrednostima pokazatelja od 52 (15-19 godina) i 38 (20-24 godine). Dok su, uslovno rečeno, najmanje osetljivi na uticaj minimalne zarade starije osobe (55-64 godine) i radnici starosti između 35 i 44 godine.

2.4 Metodologija

Osnovni cilj našeg rada je da iskoristimo prednosti panel podataka ARS i ispitamo uticaj koji promena minimalne zarade ima na zaposlenost. Način na koji smo se odlučili da testiramo ovu hipotezu naslanja se na osnovne postulate o tražnji za radom. Naime, u teoriji je potvrđeno da je tražnja za radom izvedena tražnja, odnosno tražnja koja se izvodi iz tražnje za finalnim proizvodom koji radnici proizvode. Takođe, poznato je da će preduzeće zapošljavati radnike sve do onog momenta dokle je umnožak radnikovog graničnog proizvoda rada i cene finalnog proizvoda veći ili jednak trošku koji poslodavac ima usled angažovanja dodatnog radnika. Pošto je minimalna zarada egzogeno određena, njeno povećanje dovešće do toga da vrednost graničnog proizvoda rada određenog broja radnika bude niža od najamnine koje bi u novonastalim okolnostima preduzeće trebalo da im plati. Zbog toga će deo radnika postati „neisplativ“ i izgubiće posao usled optimizacije preduzeća.

U skladu sa tim, potrebno je ispitati da li povećanje minimalne zarade u narednoj godini utiče na to da pojedinci koji su bili zaposleni u godini t , ostanu bez posla u godini $t+1$. Da bismo utvrdili

verovatnoću zadržavanja posla nakon povećanja minimalne zarade, dovoljno je da posmatramo iste pojedince u dve različite godine i njihove statuse na tržištu rada. Operativno, neophodno je da kreiramo tranzicione matrice koje nam pokazuju koji procenat radnika je izgubio posao u godini u kojoj se minimalna zarada povećala. Zapravo, pošto su predmet posmatranja u početnom periodu isključivo zaposleni, interesuje nas da li su zadržali status ili se nalaze van zaposlenosti.

$$Zaposleni(t) = \begin{cases} p, \\ 1 - p, \end{cases} (t + 1) \quad (2.1)$$

, gde je p verovatnoća da je osoba zaposlena u period $t+1$. Iako su tako dobijeni rezultati tranzicionih matrica indikativni, oni ne govore mnogo o direktnom uticaju minimalne zarade. Veliki broj faktora može da dovede do gubitka posla. Primera radi, verovatnoća gubitka posla nakon godinu dana relativno je veća kod onih radnika koji rade na osnovu atipičnih ugovora. Drugim rečima, radnici koji su angažovani sezonski ili putem ugovora o privremenim i povremenim poslovima nesumnjivo će lakše ostajati bez posla u odnosu na one koji rade na osnovu konvencionalnog ugovora o radu. Razlike u sigurnosti zadržavanja zaposlenja postoje i kod radnika sa klasičnim ugovorima o radu – gde je verovatnoća gubitka posla znatno manja kod onih koji su zaposleni na neodređeno u odnosu na one koji su angažovani na određeno vreme.

Takođe, postoje i druge razlike zbog kojih različiti radnici imaju različite verovatnoće gubitka posla. Jedna od najočiglednijih je njihova stručna sprema. Bolje obrazovani radnici, koji poseduju viši nivo – kako opšteg, tako i specifičnog ljudskog kapitala, obično lakše zadržavaju radno mesto od manje obrazovanih radnika. Godine starosti, kao i godine provedene na tržištu rada, odnosno radni staž, takođe su važan faktor koji može uticati na verovatnoću gubitka posla. Naravno, ovde se niz ne završava, ukoliko bismo nastavili dalje, svakako bismo identifikovali još mnogo agensa koji mogu uticati na smanjenje verovatnoće da se trenutni posao zadrži.

Upravo zbog toga, tranzicione matrice nisu dovoljno dobar pokazatelj uticaja minimalne zarade. Kako bismo preciznije ocenili uticaj ove institucije na zaposlenost, neophodno je da kontrolišemo ostale činioce koji utiču na verovatnoću zadržavanja posla. Takvo kontrolisanje je moguće primenom ekonometrijskog modela u kojem ispitujemo da li se osoba koja je bila zaposlena u periodu t nalazi u tom statusu i u periodu $t+1$. Da bismo ovo proverili oslanjamo se na metodologiju korišćenu u seriji istraživanja sprovedenih od strane Abouda i dr. (Abowd et al, 1999; Abowd et al, 2000a; Abowd et al, 2000b) od kojih su neka od njih bila opisana prilikom pregleda literature.

Prateći metodologiju navedenih istraživanja model koncipiramo tako da njegova zavisna promenljiva može uzeti dve vrednosti – osoba je zaposlena u periodu $t+1$ ili osoba nije zaposlena u periodu $t+1$. Stoga je za testiranje uticaja minimalne zarade svrsishodno primeniti grupu ekonometrijskih modela koji u sebi sadrže diskretnu (prekidnu) zavisnu promenljivu. Dodatno, pošto zavisna promenljiva može uzeti isključivo dve vrednosti, najadekvatniji način da se izvrši testiranje je primenom modela binarnog izbora. Zbog toga, odlučili smo se da uticaj minimalne zarade ispitamo pomoću logističke regresije oblika:

$$\text{Prob}[e_{t+1} = 1 | e_t = 1] = \alpha \Delta r \text{ min } w + \beta X' + \varepsilon \quad (2.2)$$

, gde zavisna promenljiva uzima vrednost 1 u slučaju pozitivnog ishoda koji podrazumeva da osoba i dalje ima posao, odnosno uzima vrednost 0 ukoliko osoba više nije zaposlena. Važno je napomenuti da, u skladu sa osnovnim ciljem istraživanja, nama nije od važnosti da li je osoba nakon gubitka posla postala nezaposlena ili je prešla u neaktivnost, već isključivo da li je ona posao zadržala nakon što je došlo do povećanja realne minimalne zarade. Kontinualna nezavisna promenljiva $\Delta r \text{ min } w$ se odnosi na promenu realne minimalne zarade. Ona zauzima centralno mesto u našem modelu, jer će se na osnovu vrednosti dobijenog koeficijenta koji se nalazi uz nju, kao i marginalnih efekata koji iz njega proizilaze, meriti uticaj promene minimalne zarade na zaposlenost. Operativno, $\Delta \text{ min } w$ definisana je kao razlika u logaritmima iznosa realne minimalne zarade u dva vremenska perioda, što predstavlja aproksimaciju njene procentualne promene u tom periodu. Iz ranije navedenih razloga, potrebno je kontrolisati ostale faktore kako bi se izolovao uticaj promene minimalne zarade na verovatnoću gubitka posla. Skup objašnjavajućih promenljivih X' , ima ulogu da ispuni ovaj zadatak, ali ćemo o promenljivima koje on sadrži detaljnije diskutovati nešto kasnije. Standardno, ε podrazumeva slučajnu grešku.

Međutim, imajući u vidu kretanje minimalne zarade u Srbiji, kao i činjenicu za koji period su nam mikro podaci ARS bili dostupni, ovako dizajnirano istraživanje nije moguće sprovesti. Nemogućnost se javlja usled toga što je, u periodu za koji su dostupni podaci, svega u jednoj godini došlo do rasta minimalne zarade (2015. u odnosu na 2014.). Zbog odluke Vlade o zamrzavanju minimalne zarade u većem delu perioda za koji su raspoloživi mikro podaci, minimalna zarada se zapravo nije menjala. Ipak, invarijabilnost minimalne zarade važila je samo u nominalnim izrazima. Usled postojanja inflacije minimalna zarada je u tim godinama realno opadala. Realni pad minimalne zarade koji je ostvaren u referentnom periodu može se iskoristiti za testiranje

hipoteze o uticaju minimalne zarade na zaposlenost, ali je za to potrebna mala modifikacija teorijskog gledišta, a samim tim i ekonometrijskog modela.

Potrebno je da se za trenutak vratimo korak unazad na polazni teorijski koncept koji smo ranije izneli. Tom prilikom smo pokazali na koji način povećanje minimalne zarade utiče na porast troškova poslodavaca usled čega oni reaguju smanjenjem tražnje za radom, što posledično dovodi do smanjenja zaposlenosti. Imajući u vidu ovaj teorijski okvir, potrebno je samo da zamislimo obrnutu situaciju – smanjenje realne minimalne zarade omogućava poslodavcima da zaposle one radnike koji im nisu bili isplativi u periodu koji je prethodio smanjenju realne minimalne zarade. Tehnički, deo radnika čija je vrednost marginalnog proizvoda rada pre pada realne minimalne zarade bila niža od troškova njihovog angažovanja, sada postaje viša ili barem jednaka tim troškovima, usled realnog smanjenja zakonski propisanog minimuma. Dakle, u odnosu na početni model dolazi samo do promene smera praćenja pojedinca.

Umesto „pogleda u budućnost“ koji je adekvatan u slučaju povećanja minimalne zarade, kada dolazi do smanjenja minimalne zarade opravdano je koristiti model zasnovan na „pogledu u prošlost“. Drugim rečima, u prvom modelu bismo posmatrali da li je osoba koja je bila zaposlena u periodu t i dalje u tom statusu u periodu $t+1$, dok u drugom modelu posmatramo kakav status je u periodu t imala određena osoba ukoliko je u periodu $t+1$ bila zaposlena. Podsećamo da u prvom modelu u razmatranje ulaze isključivo osobe koje su u periodu t bile zaposlene. Slično je i u drugom modelu, s tim što njegov uzorak sadrži isključivo zaposlene osobe, ali u periodu $t+1$ koji je referentni period za period t . Variranje statusa u periodu t , dopušta nam da proizvedemo tranzicione matrice iz perioda t u period $t+1$. Odnosno, da precizno utvrdimo verovatnoću da su osobe koje su bile neaktivne i/ili nezaposlene u godini t , uspele da pronađu posao u godini $t+1$. Transformacija inicijalno predstavljenih tranzicionih matrica biće neophodna, nakon koje će one imati oblik:

		t = 1	Zaposlen
t = 0	Zaposlen		a
	Nezaposlen		b
	Neaktivan		c

, gde a, b i c predstavljaju verovatnoće čiji zbir mora biti jednak 1.

Kao i u prethodnom slučaju, tranzicione matrice predstavljaju samo indikaciju i na osnovu njih se ne mogu donositi čvrsti zaključci o uticaju minimalne zarade. Ipak, ono u čemu one mogu da pomognu jeste identifikacija određenih grupa stanovništva koje su ranjivije na promenu minimalne zarade. Iz tog razloga, korisno je konstruisati tranzicione matrice prema obrazovnom nivou, polu, uzrastu i sličnim karakteristikama, jer nam one mogu sugerisati potencijalno ranjive segmente stanovništva. Ukoliko se pretpostavka o njihovoj ranjivosti ispostavi kao tačna, smisleno bi bilo formulirati pomoćne ekonometrijske modele kojima bi se detaljnije ispitaio uticaj promene minimalne zarade na verovatnoću pronalaska posla kod ovih grupa.

Poput tranzicionih matrica, konceptu „pogleda u prošlost“ neophodno je prilagoditi i binarni logit model. Jezgro modela i varijable od kojih se on sastoji ostaju potpuno nepromenjene. Jedina modifikacija se uvodi kod zavisne promenljive, jer se ispituju ishodi iz prošlosti, za razliku od prvog modela, gde su se ispitivali ishodi u budućnosti. Kao i u prvom slučaju, i kod modela koji se zasniva na „pogledu u prošlost“ nije značajno da li je osoba u periodu t bila nezaposlena ili neaktivna, te ćemo ova dva statusa objediniti. Od interesa za naše istraživanje je isključivo utvrđivanje verovatnoće da osoba koja nije imala zaposlenje u periodu t , radi u periodu $t+1$. S tim u vezi, model koji ćemo u daljem radu koristiti zapisujemo na sledeći način:

$$\text{Prob} [e_t = 1 | e_{t+1} = 1] = \alpha \Delta r \min w + \beta X' + \varepsilon \quad (2.3)$$

, gde se navedene oznake odnose na varijable koje su objašnjene u prethodnom modelu. Međutim, prisutne su dve važne razlike. Prvo, nas zanima da utvrdimo kolika je verovatnoća da ljudi koji nisu radili kada je minimalna zarada bila viša, pronađu posao nakon smanjenja realne minimalne zarade. Stoga, pozitivan ishod, odnosno vrednost 1, zavisna promenljiva uzima ukoliko pojedinac u prethodnom periodu nije bio zaposlen, a u tekućem ima zaposlenje. I obrnuto, zavisna promenljiva uzima vrednost 0 u slučaju da je osoba bila zaposlena i u periodu koji je prethodio smanjenju realne minimalne zarade. Drugo, usled različitih vremenskih dimenzija, jasno je da se dvostrana promena realne minimalne zarade ne može obuhvatiti jednim modelom. Naime, ukoliko bismo se opredelili za „pogled u budućnost“ zavisna promenljiva bi se odnosila na buduće ishode, dok u slučaju „pogleda u prošlost“ zavisna promenljiva se odnosi na ishode iz prošlosti. Pošto smo

se, iz već objašnjenih razloga (kretanje minimalne zarade u referentnom periodu), odlučili za ispitivanje uticaja minimalne zarade zasnovano na „pogledu u prošlost“, očigledno je da će se nezavisna promenljiva $\Delta r \min w$ kretati isključivo u jednom smeru. Da podsetimo, „pogled u prošlost“ se primenjuje isključivo u slučajevima kada je došlo do pada realne minimalne zarade. Upravo zbog ovoga $\Delta r \min w$, koja predstavlja procentualnu promenu realne minimalne zarade, uzimaće isključivo negativne vrednosti.

Pored pomenutih varijabli koje smo opisali prilikom formulisanja inicijalnog modela, potrebno je detaljnije objasniti promenljive koje su predstavljene vektorom X' i koje imaju važnu ulogu u kontrolisanju razlika između pojedinaca. Kontrolisanje ostalih faktora učinjeno je uključivanjem kontinualnih nezavisnih promenljivih poput godina, radnog staža kod tekućeg poslodavca i realne zarade po satu. Godine starosti i dužina radnog staža kod tekućeg poslodavca dodatno su uključene i u kvadratnom obliku zbog preciznijeg modeliranja efekata koje ove varijable imaju, odnosno zbog njihovog nelinearnog odnosa i fenomena opadajućih prinosa. Osim neprekidnih varijabli, u okviru X' nalazi se i veliki broj diskretnih promenljivih koje kontrolišu razlike između radnika. U pitanju su varijable poput pola, nivoa obrazovanja, starosnih grupa, regionalne pripadnosti, tipa ugovora, postojanja ugovora sa agencijom za privremeno zapošljavanje, svojine preduzeća i bračnog statusa. Većina navedenih promenljivih nije preuzeta direktno iz upitnika, već je pregrupisana da odgovara potrebama istraživanja.

Osim pola i postojanja ugovora sa agencijom za privremeno zapošljavanje koje su binarne promenljive, ostale varijable su pregrupisane na sledeći način. Upitnik sve ispitanike razvrstava u jedan od 13 obrazovnih razreda. Za kategorisanje nivoa obrazovanja iskorišćena je uža definicija koja podrazumeva svrstavanje svih ispitanika u jedan od tri nivoa – niži, srednji i viši¹⁷. Svođenjem obrazovanja na tri obrazovna nivoa povećava se upotrebna moć zaključaka koji proizilaze iz modela. Sažimanjem obrazovnih nivoa pribegavaju i vodeće međunarodne institucije koje u svojim izveštajima najčešće publikuju podatke za ova tri obrazovna nivoa (videti npr. OECD, Svetska banka, ILO, MMF, Evrostat). Stanovništvo prema uzrastu je podeljeno u 6 različitih kategorija – 15-29 godina, 30-39 godina, 40-49 godina, 50-59 godina, 60-64 godine i lica starija

¹⁷ U niži nivo spadaju lica koja su (1) bez škole, (2) 1-3 razreda OŠ, (3) 4-7 razreda OŠ i (4) završenu OŠ. Srednji nivo se sastoji od onih koji imaju (5) srednju stručnu školu 1-2 godine, (6) srednju stručnu školu od 3 godine, (7) srednju stručnu školu od 4 godine, (8) gimnaziju i (9) specijalizaciju nakon srednje škole, VKV za majstore. Viši nivo uključuje lica koja imaju (10) višu školu, (11) fakultet, (12) master i (13) doktorat.

od 65 godina. Za regionalnu određenost iskorišćena je standardna NUTS 2 klasifikacija, koja prema poslednjim izmenama iz 2009. godine sadrži 5 umesto 7 regiona – Beograd, Vojvodina, Šumadija i Zapadna Srbija, Južna i Istočna Srbija i Kosovo i Metohija. Međutim, kako podaci za Kosovo i Metohiju nisu dostupni RZS nakon 1999. godine, varijabla koja se odnosi na region biće sadržana od četiri prvopomenute NUTS 2 teritorijalne jedinice.

Spomenuli smo da je tip ugovora varijabla koja može imati velik uticaj na verovatnoću zadržavanja zaposlenja. U okviru ove promenljive, svaki od zaposlenih u periodu t biće razvrstan u zavisnosti od toga da li radi (1) na neodređeno, (2) na određeno, (3) povremeno ili radi (4) na sezonskim poslovima. Svojina preduzeća u kojima su radnici zaposleni može biti privatna, državna ili mešovita, dok je promenljiva koja se odnosi na bračni status koncipirana na način da pravi razliku samo između radnika koji su u braku i onih koji to nisu¹⁸.

Sada kada smo preciznije definisali sve varijable koje ćemo koristiti, nije zgoreg da se ponovo vratimo na osnovni cilj istraživanja. Argumentovali smo nemoćnost tranzicionih matrica da u potpunosti objasne uticaj promene minimalne zarade na zaposlenost. Da bismo to prevazišli posegli smo za ekonometrijskim modelom koji nam dozvoljava da kontrolišemo razlike između radnika. Postavlja se pitanje, da li ovako dobijene ocene mogu da se tumače kao procena potpuno izolovanog uticaja promene minimalne zarade na zaposlenost? Nažalost, odgovor je negativan. Iako se preciznost ocena povećala primenom logit modela, one i dalje mogu biti obogaćene raznim spoljašnjim uticajima i zbog toga ne moraju nužno da odražavaju isključivo uticaj promene minimalne zarade. Kreiranje i destrukcija radnih mesta umnogome zavisi od privredne konjunktore. Na primer, verovatnoća da osoba koja je trenutno zaposlena izgubi posao u narednoj godini mnogo je veća ukoliko privredu u narednoj godini zadesi recesija, usled čega preduzeće može da otpusti jedan broj radnika („pogled u budućnost“). Obrnuto važi u slučaju privredne ekspanzije – za lica koja nisu imala zaposlenje u godini t povećava se verovatnoća pronalaženja posla u godini $t+1$ („pogled u prošlost“). Slično tome, radnik u godini $t+1$ može da izgubi posao ukoliko preduzeće ode u stečaj. I suprotno, može da pronade posao u godini $t+1$ zbog toga što se usled subvencija otvorila nova fabrika koja zapošljava 1.000 radnika.

¹⁸ U osobe koje nisu u braku ubrajaju se (1) neoženjeni/neudate, (2) udovci/udovice i (3) razvedeni.

Na osnovu datih primera jasno je da postoje slučajevi kada smanjenje realne minimalne zarade nakon perioda t neće imati uticaj na pronalaženje zaposlenja u periodu $t+1$. Međutim, model koji ćemo koristiti nije u stanju da identifikuje i razdvoji uticaj minimalne zarade od uticaja egzogenih faktora na verovatnoću zaposlenja. Tehnički, kontrolisanje razlika između radnika koje je učinjeno uključivanjem pomenutih varijabli u model predstavlja objašnjavajući varijabilitet zavisne promenljive, dok se dejstvo svih ostalih faktora koji nisu uključeni u model pripisuje neobjašnjenom varijabilitetu. Nameće se pitanje kako u takvim okolnostima izolovati uticaj minimalne zarade? Iako ARS predstavlja prilično bogatu bazu mikro podataka, ni ona ne sadrži sve potencijalne varijable koje utiču na mogućnost pronalaska posla. Čak i da sadrži, uključivanjem svih varijabli u model smanjila bi se njegova upotrebna vrednost.

Da bismo prevazišli ovaj problem najpre je neophodno da sagledamo ko su osobe na koje promena minimalne zarade može da ima uticaj. Radi se prevashodno o ljudima koji upravo primaju minimalnu zaradu ili zaradu oko minimalne. Nije realno očekivati da zaposleni čija je zarada znatno veća od minimalne osete direktne posledice promene minimalne zarade¹⁹. Stoga, umesto posmatranja ukupne populacije, smisleno bi bilo ispitivati uticaj promene minimalne zarade na zaposlenost radnika koji primaju minimalnu zaradu i zaradu oko minimalne. Međutim, fokusiranje analize na radnike sa najnižim zaradama i dalje nije rešilo problem egzogenih uticaja na verovatnoću pronalaska posla. Rešenje ovog problema sastoji se u pronalaženju proksija za navedenu ranjivu kategoriju radnika koju ćemo ispitivati.

Potrebno je naći grupu radnika koja je veoma slična radnicima koji primaju minimalnu zaradu i koja će poslužiti za poređenje. Drugim rečima, eksperimentalna grupa su radnici koji primaju minimalnu zaradu i njoj treba pridružiti adekvatnu kontrolnu grupu. Pošto je bazični cilj poređenja eksperimentalne i kontrolne grupe izolacija egzogenih uticaja, kontrolna grupa mora da zadovolji sledeća dva kriterijuma. Prvi uslov koji kontrolna grupa mora da ispuni je da bude podjednako izložena (i ne samo izložena, već i osetljiva) na egzogene faktore kao i eksperimentalna grupa, dok drugi uslov podrazumeva da promena minimalne zarade nema uticaj na zaposlenost pripadnika kontrolne grupe. Identifikacija kontrolne grupe koja zadovoljava ne samo potreban, već i dovoljan

¹⁹ U teoriji, indirektne posledice po ove radnike su moguće, ali je njihov uticaj marginalan. Primera radi, povećanje minimalne zarade može dovesti do povećanja ukupnih troškova preduzeća, što se može preliti na pomenutu grupu radnika.

uslov omogućíće nam da rezidual ocena eksperimentalne i kontrolne grupe tumačimo kao izolovan uticaj promene minimalne zarade na zaposlenost lica koja imaju primanja oko minimalnih.

Kohortu stanovništva koja je u stanju da zadovolji oba navedena uslova nije lako pronaći. Zbog toga se i ovde oslanjamo na proceduru serije istraživanja sprovedenih od strane Abouda i dr. (Abowd et al, 1999; Abowd et al, 2000a; Abowd et al, 2000b) koji su za kontrolnu grupu odabrali radnike koji su plaćeni marginalno iznad minimalne zarade. Zaista, nakon analize podataka ARS-a, smatramo da bi uloga kontrolne grupe i u slučaju Srbije veoma dobro pristajala kohorti radnika koji su plaćeni marginalno iznad minimalne zarade. S obzirom na to da je ova grupa radnika po karakteristikama veoma slična radnicima koji primaju minimalnu zaradu (sem male razlike u primanjima), ne postoji razlog zbog kojeg bismo posumnjali da egzogeni faktori na skoro identičan način ne pogađaju pripadnike obe grupe. Drugim rečima, ukoliko privredna ekspanzija dovede do otvaranja novih radnih mesta verovatno je da će na tim mestima podjednako biti zastupljeni radnici iz obe grupe, s obzirom na to da je razlika u njihovim karakteristikama marginalna. Dakle, odabrali smo kontrolnu grupu čiji pripadnici u odnosu na eksperimentalnu grupu imaju marginalno viša primanja, dok je razlika u njihovim karakteristikama, takođe marginalna.

Nameće se pitanje šta se tačno podrazumeva pod marginalno višom zaradom? Termin „marginalno iznad“ ukazuje na zaradu koja je taman toliko viša od minimalne zarade da promena minimalne zarade neće imati uticaj na redukovanje zaposlenosti ovih radnika. Ne postoji univerzalan prag koji bi predstavljao jasnu demarkacionu liniju nakon koga minimalna zarada neće uticati na zaposlenost. Pre je reč o arbitrarno određenoj granici koja zavisi od konkretnih okolnosti i zemlje koja je predmet analize. Tako recimo, u zavisnosti od toga šta je izvor podataka, zavisiće i širina intervala – precizni administrativni podaci dopuštaju da granica bude bliža minimalnoj zaradi, dok subjektivni anketni podaci zahtevaju nešto relaksiraniji pristup. S obzirom na to da se metodologija koja je primenjena u radovima Abouda i dr. (Abowd et al, 1999) zasnivala na administrativnim podacima, a da se naše istraživanje bazira na anketnim podacima, u radu ćemo primeniti potonji pristup. Za uobičajene prelomne tačke u istraživanjima ovog tipa uglavnom se uzimaju iznosi koji odgovaraju vrednostima od 105%, 110% ili 120% minimalne zarade. U našem slučaju opredelili smo se za srednju varijantu, tako da će granica za kontrolnu grupu biti na nivou od 110% minimalne zarade.

Na ovaj korak smo se odlučili zbog postojanja dve grupe faktora koji čine radnikovu zaradu po satu nesavršeno preciznom – opšti faktori i specifični faktori. U opšte faktore spadaju one činjenice zbog kojih stvarna zarada po satu može da odstupa od zarade po satu koja nam je dostupna na osnovu mikro podataka i to u oba smera – može biti i viša i niža. Specifični faktori su oni koji deluju u jednom smeru i stoga mogu imati uticaj na to da se stvarna vrednost zarade potceni ili preceni. Zbog udruženog dejstva navedenih faktora i mogućnosti greške neuključivanja, opredelili smo se da naša eksperimentalna i kontrolna grupa ne budu tačkasto određene, već da njihove granice budu intervalno određene. Navedeni prag od 10% ćemo iskoristiti kao reper za širinu intervala. Operativno, eksperimentalnu grupu će činiti svi oni koji zarađuju od 90% do 109,99% minimalne zarade, dok će kontrolnu činiti svi oni koji zarađuju od 110% do 129,99% minimalne zarade. Korišćenje identičnih intervala doprineće uporedivosti i povećaće preciznost ocena. Ukoliko bi se koristila tačkasta granica, preciznost ocena bi bila narušena zbog postojanja pomenutih faktora koji će biti objašnjeni u nastavku.

Prvi iz grupe opštih faktora zbog kojeg je neophodno uzeti nešto širi interval jeste način na koji su podaci generisani. Naime, odgovori ispitanika o njihovim primanjima u Anketi o radnoj snazi su krajnje subjektivni i ne postoji mogućnost provere validnosti. Čak i pod pretpostavkom da su ispitanici u potpunosti iskreni, to ne mora da znači da njihovi odgovori o primanjima odgovaraju stvarnom iznosu koji zarađuju. Jednostavno, ukoliko se ne sećaju tačnog iznosa, moguće je da će zaokružiti nivo zarade na viši ili niži nivo u zavisnosti od toga šta je približnije.

Drugi faktor je produkt zakonskih propisa u Srbiji i metode istraživanja za koju smo se opredelili. Naime, kako se minimalna zarada u Srbiji propisuje po radnom satu, istraživanje smo sveli upravo na nivo radnih časova. Prethodno znači da je neophodno podatak o zaradi podeliti sa satima rada. Međutim, i sati rada su dobijeni takođe kao subjektivni odgovor radnika koji ne moraju u potpunosti da odgovaraju stvarnim satima rada. Kao i u slučaju zarade, u zavisnosti od potcenjenosti ili precenjenosti prijavljenih sati rada, satnica može da varira u oba smera. Pošto je zarada po satu u velikoj meri osetljiva na prijavljene sate rada, korišćenje intervalnih granica od velikog je značaja za validnost istraživanja.

Pored opštih faktora koji imaju dvosmeran uticaj, postoje faktori koji isključivo deluju u jednom smeru. Jedan od razloga zbog kojih osoba može primati minimalnu zaradu, a da zapravo zarađuje više od minimalne zarade jeste minuli rad. Računovodstveni obračun minulog rada podrazumeva

da se on u zaradu uključuje naknadno i to kao procenat na osnovnu platu. Dakle, pretpostavimo da minimalna plata iznosi 22.000 dinara i da osoba ima pet godina radnog staža kod istog poslodavca. U tom slučaju, iako je ona prijavljena na minimalnu zaradu, ona će „odneti kući“ 22.440 dinara umesto 22.000. Pitanje u anketi je definisano tako da podrazumeva da osoba iskaže koliko iznose sva njena primanja od rada, te će ona u ovom slučaju navesti 22.440 što je nešto više od minimalne zarade. Ipak, mi znamo da će povećanje minimalne zarade dovesti do povećanja troškova rada poslodavca kod kog je ova osoba zaposlena ili eventualno do njenog otpuštanja. Ukoliko ne bismo primenili interval od +10% moglo bi se dogoditi da neosnovano iz analize izostavimo osobu koju direktno tangira promena minimalne zarade.

Slično je i u slučaju neoporezivih beneficija koje se obračunavaju kao dodatak zarade, kao što je na primer naknada za prevoz. Osoba koja je prijavljena na minimalnu i koja zaista prima minimalnu zaradu, prilikom davanja odgovora o svojim primanjima može uzeti u obzir i ovu naknadu. Iako se opet radi o osobi na koju promena minimalne zarade direktno utiče, ukoliko se ne opredelimo za širi interval, onda bi takva osoba pogrešno bila izostavljena iz uzorka. Štaviše, našla bi se u kontrolnoj umesto u eksperimentalnoj grupi, što bi samo dovelo do kontaminacije krajnjih rezultata.

Postoji najmanje još jedan razlog zbog koga iskazana zarada može biti veća od stvarne, a to su tzv. kovertirane zarade („envelope wages“). Ovaj vid isplate je postao praksa koja se u dobroj meri raširila Srbijom. Radi se o tome da poslodavac radnika prijavi na jedan nivo zarade (najčešće minimalan) na koji plaća poreze i doprinose i koji mu isplaćuje preko računa, dok drugi deo ugovorene zarade poslodavac radniku daje u koverti, odnosno isplaćuje mu „na ruke“. Da se radi o sveprisutnom fenomenu govore rezultati studije koja se bavila procenom sive ekonomije u Srbiji (Krstić i Radulović, 2018). Primenom inoviranog anketnog metoda autori su uspeli da procene strukturu sive ekonomije prema kojoj kovertirane zarade, zajedno sa zaradama neformalnih radnika, čine znatno veći deo sive ekonomije nego neprijavljeni profit. Učešće ovako definisanih neprijavljenih zarada dominira nad neprijavljenim profitom sa 62% naspram 38%. Prisutnost kovertiranih zarada potvrđeno je i u drugim zemljama o čemu svedoče rezultati istraživanja koje je sprovedeno u Mađarskoj. Kombinovanjem ARS podataka sa podacima Fonda za penziono osiguranje došlo se do procene da od 10% do 17% formalnih radnika prima kovertirane zarade (Benedek et al, 2013). Takođe, prema podacima Eurobarometra za 2013. godinu, procenjeno je da

oko 3% radnika na prostorima EU prima kovertirane zarade (European Commission, 2014). Učešće ovih radnika varira u zavisnosti od zemlje i kreće se sve do 6% u Mađarskoj i Bugarskoj, oko 8% u Hrvatskoj, Slovačkoj i Rumuniji i do 11% u Letoniji. Primetno je da su ova učešća izraženija u zemljama koje ne spadaju u red najrazvijenijih, pa se slično može očekivati i u slučaju Srbije. Bilo da je reč o dobrovoljnom pristanku radnika usled optimizacije ili je to rezultat prisile od strane poslodavca, Anketa o radnoj snazi je dizajnirana tako da „uhvati“ svaki vid zarade. Da bismo uzeli u razmatranje i ovu grupu radnika koji *de facto* primaju minimalnu zaradu, neophodno je da koristimo interval umesto precizan prag minimalne zarade.

Kao što smo naveli, postoje i faktori koji utiču na to da prijavljena zarada bude niža od stvarne zarade. Da bismo u uzorak uključili i ove ispitanike, neophodno je da primenimo i prag od -10%. Jedan od razloga proizilazi iz opšteg faktora koji smo ranije pomenuli, a tiče se subjektivnosti prilikom davanja odgovora o nivou zarade. Iako se ispitanici uveravaju da su njihovi podaci anonimni, ljudi su generalno prilično nepoverljivi i teže da sakriju stvaran iznos zarade. Ovo najčešće čine na način da potcenjuju sopstvenu zaradu. Kako iz ličnih razloga, tako i zbog straha da im poreski inspektor sutradan ne zakuca na vrata, dešava se da ispitanici prijave iznos zarade koji je nešto niži od onog koji stvarno zarađuju.

Drugi razlog zbog koga osobe koje primaju, pre svega minimalnu zaradu, mogu prijaviti nešto niži nivo zarade takođe je pomenut ranije. Radi se o kovertiranoj zaradi, ali ovoga puta negativnoj kovertiranoj zaradi. Ovaj fenomen posebno je prisutan tokom privrednih kriza u ruralnim sredinama u kojima su zarade relativno niže, a nezaposlenost visoka. U takvim okolnostima neretko se dešava da poslodavci prijave radnika na „minimalac“, a zatim od njega zahtevaju da im posle isplate zarade, jedan deo vrati u koverti. Pretnja armije nezaposlenih poslodavcima služi kao „leveridž“ u pregovorima sa radnicima. Upravo iz ovih razloga radnici neretko pristaju na ovakve uslove, a sve zarad očuvanja lične egzistencije.

Postoji još jedan razlog zbog koga smo se opredelili da granica iznosi baš 10% i on je empirijskog karaktera. Ukoliko posmatramo kretanje realne minimalne zarade u Srbiji nakon 2000. godine videćemo da njena godišnja promena u nekim trenucima jeste prelazila nivo od $\pm 5\%$, ali nikad nije imala dvocifrenu vrednost. Prethodno upravo govori u prilog da se radnici koji zarađuju 90-110% realne minimalne zarade u Srbiji nalaze u potencijalnoj opasnosti od njene promene. Jasno je da je poželjno imati što uži interval, ali smatramo da je zbog svih navedenih faktora koji utiču

na preciznost zarade po satu, kao i empirijskog kretanja realne minimalne zarade u Srbiji, racionalno opredeliti se za interval od $\pm 10\%$. Korišćenje intervala od $\pm 5\%$ pogrešno bi svrstalo deo onih koji primaju minimalnu zaradu u kontrolnu grupu, dok bi primena intervala od ± 20 učinilo suprotno – kontaminiralo bi eksperimentalnu grupu velikim brojem onih koji istinski nisu pogođeni promenom minimalne zarade.

Nakon što smo precizirali prag koji treba da posluži za odvajanje eksperimentalne i kontrolne grupe, neophodno je da izvršimo modifikaciju modela koji ćemo ocenjivati. Zapravo, iz početnog modela deriviramo dva nova modela čije ćemo rezultate porediti kako bismo utvrdili neto efekat promene minimalne zarade na zaposlenost.

$$\text{Prob} [e_t = 1 | e_{t+1} = 1] =$$

$$(\alpha \Delta r \min w + \beta X' + \varepsilon) \times (90\% r \min w_t < r \min w_t < 110\% r \min w_t) \quad (2.4)$$

i

$$\text{Prob} [e_t = 1 | e_{t+1} = 1] =$$

$$(\alpha \Delta r \min w + \beta X' + \varepsilon) \times (110\% r \min w_t < r \min w_t < 130\% r \min w_t) \quad (2.5)$$

Model opisan jednačinom 2.4 odnosi se na osobe koje primaju od 90% do 109,99% realne minimalne zarade, dok se model definisan u jednačini 2.5 odnosi na one koji primaju marginalno višu zaradu od minimalne, u našem slučaju od 1,1 do 1,3 puta veću zaradu. Razlike u parametru α iz oba predstavljena modela poslužiće nam za aproksimaciju neto uticaja koji je promena minimalne zarade u Srbiji imala u analiziranom periodu.

Period na koji se odnosi naša analiza određen je kretanjem realne minimalne zarade i dostupnim mikro podacima. Kada je reč o mikro bazama, na raspolaganju su nam bili podaci ankete o radnoj snazi za period 2012-2017. godina. U narednoj tabeli sumirano je kretanje realne minimalne zarade za ovaj period.

Tabela 2.5 – Kretanje neto minimalne zarade u Srbiji za period 2012-2017 (u RSD)

Godina	2012.	2013.	2014.	2015.	2016.	2017.
Nominalna minimalna zarada	115	115	115	121	121	130
Potrošačke cene		2,2	1,7	1,5	1,6	3
Indeks potrošačkih cena (2012 = 100)	100	102,20	103,94	105,50	107,18	110,40
Realna minimalna zarada	115	112,52	110,64	114,70	112,89	117,75

Izvor: Obrada autora na osnovu Makroekonomskih pokazatelja, NBS i Zakona o minimalnoj zaradi, Socijalno-ekonomski savet.

Da bismo utvrdili šta se dešavalo sa realnom minimalnom zaradom, neophodno je da pored njenog apsolutnog nivoa u obzir uzmemo i godišnju stopu inflacije. Potom je neophodno da se na osnovu godišnje inflacije izračuna njen kumulativni nivo. Ovo smo uradili tako što smo 2012. godinu uzeli kao baznu i na osnovu toga izračunali vrednost indeksa potrošačkih cena za svaku narednu godinu. Konačno, realnu vrednost minimalne zarade dobili smo kada smo nominalnu minimalnu zaradu korigovali izračunatim deflatorom u svakoj godini. Kao što se može videti iz Tabele 2.5, do pada realne minimalne zarade došlo je u 3 od 5 posmatranih godina – 2013, 2014 i 2016. Do pada realne minimalne zarade došlo je usled zamrzavanja minimalne zarade u ovim godinama, o čemu je ranije bilo reči.

Pošto se realna minimalna zarada menjala tokom vremena, menjale su se i granice koje su omeđavale eksperimentalnu grupu. Da bismo ostali konzistentni, interval od $\pm 10\%$ moramo da primenimo na tačan nivo realne minimalne zarade. Ovo nam omogućava da odredimo precizne granice za svaku godinu i na osnovu toga razvrstamo ispitanike. Tako su recimo svi oni koji su u 2013. godini zarađivali između 101,3 i 123,8 dinara po satu bili deo eksperimentalne grupe, dok su oni koji su imali satnicu između 123,9 i 146,28 dinara bili svrstani u kontrolnu grupu.

2.5 Podaci

Da bismo ustanovili da li promena minimalne zarade ima uticaj na nivo zaposlenosti iskoristićemo podatke Ankete o radnoj snazi (ARS). Radi se o upitniku koji je dizajniran od strane Međunarodne organizacije rada (ILO) i koji Republički zavod za statistiku (RZS) sprovodi u skladu sa

standardima ILO-a i regulativama Evropskog zavoda za statistiku. ARS je u Srbiji prvi put sprovedena 1994. godine, kao pilot istraživanje, i od tada je prošla dug put do statusa međunarodno uporedive ankete koji danas ima. Upitnik je kontinuirano usavršavan u pogledu veličine uzorka, periodike istraživanja, okvira za uzorak, metoda prikupljanja podataka, obuhvata zaposlenih i sl.

Ako govorimo o evoluciji ARS-a, tri vremenske reference se ističu kao posebno važne. Prvi iskorak ka međunarodnoj uporedivosti dogodio se 2004. godine, kada je veličina uzorka gotovo udvostručena, a osnov za uzorak su postali popisni podaci iz 2002. godine. Možda i najvažnija promena u tom trenutku bila je eliminisanje kategorije povremeno aktivnog stanovništva, čime su se zadovoljili međunarodni standardi da se ukupna populacija deli isključivo na zaposlene, nezaposlene i neaktivne (Arandarenko, 2011).

Do novog unapređenja upitnika došlo je 2008. kada se sa uzorka od 6.500 prešlo na uzorak od 20.000. Istovremeno, počelo se sa polugodišnjim anketiranjem i kao komplementarno uvedeno je anketiranje putem telefona. Takođe, urađena je i revizija upitnika nakon čega su uvedena dodatna pitanja koja su poslužila da obuhvat zaposlenih osoba postane značajno precizniji. Upravo od 2008. podaci ARS smatraju se međunarodno uporedivim. Svako dalje poboljšanje upitnika predstavlja fino podešavanje kojim se povećava njegova preciznost i verodostojnost objavljenih podataka. Poslednja takva aktivnost preduzeta je 2014. i 2015. godine kada je periodika istraživanja postala najpre kvartalna da bi se potom prešlo i na kontinuiranu periodiku istraživanja. Tom prilikom, značajno je povećana veličina uzorka i unapređen je sistem ocenjivanja (poboljšana ponderacija²⁰). Istovremeno se sa papirnog upitnika prešlo na elektronski, što je unapredilo efikasnost, brzinu obrade podataka i smanjilo troškove sprovođenja ankete²¹.

Za odabir ARS kao bazičnog izvora podataka u našem istraživanju opredelili smo se iz dva razloga. Prvi je zasnovan na međunarodnoj uporedivosti i legitimitetu koji ovaj izvor ima na globalnom nivou. Reč je o istraživanju koje se sprovodi u svim zemljama EU, kao i u mnogim zemljama koje nisu članice EU, a nalaze se na različitim nivoima društvene razvijenosti. Stoga, rezultati našeg istraživanja moći će da se stave u kontekst sa rezultatima istraživanja koja su rađena u nekim drugim zemljama. Iako upitnici širom zemalja nisu u potpunosti identični, najvažnije karakteristike

²⁰ Za više videti: „Saopštenje za javnost RZS Anketa o radnoj snazi, revidirani podaci za 2014. i 2015. godinu“ od 11.05.2016, RZS.

²¹ Za više videti: „Anketa o radnoj snazi 2017“, metodološko uputstvo, RZS.

poput osnovnih definicija, poštovanja opštih smernica datih od strane ILO i ujednačene klasifikacije (privrednih delatnosti, regiona i sl.) su uniformne.

Drugi razlog se odnosi na vremenski karakter ARS-a. Naime, osnovni zadatak našeg istraživanja jeste da ispitamo kako promena minimalne zarade utiče na status pojedinca na tržištu rada tokom vremena. S tim u vezi, neophodne su nam informacije o jednom istom pojedincu u različitim vremenskim tačkama. Upravo ovakav pristup omogućavaju nam panel podaci na kojima se zasniva ARS. Preciznije, Anketa se bazira na rotacionom panelu i primeni rotacione šeme 2-2-2. Ovakav dizajn istraživanja obezbeđuje da se svako domaćinstvo četiri puta nađe unutar uzorka. Drugim rečima, domaćinstvo najpre bude anketirano u dva uzastopna kvartala, nakon toga dva uzastopna kvartala se nalazi van uzorka, da bi se konačno ponovo vratilo u uzorak i u njemu ostalo još dva kvartala. Time se obezbeđuje mogućnost dvostrukog monitoringa – praćenje promena kvartal za kvartalom i praćenje jednogodišnjih promena (isti kvartal u dve uzastopne godine). Posebnu važnost u našem slučaju ima upravo ova druga mogućnost, jer se u periodu na koji se odnosi naše istraživanje vrednost minimalne zarade menjala na godišnjem nivou.

Posmatrano u skladu sa navedenim, na raspolaganju nam je bio prilično velik uzorak koji je sadržao 47.844, 95.026 i 133.704 odgovora u 2013, 2014. i 2016. godini, respektivno. Naravno, s obzirom na objašnjene karakteristike rotacionog panela, navedeni brojevi ne predstavljaju broj različitih pojedinaca, već samo ukupan broj odgovora. U zavisnosti od toga kada su ušli u uzorak, neki pojedinci su mogli biti ispitivani i dva puta tokom iste godine. Iako je reč o prilično velikom broju lica, da bi se sprovelo istraživanje neophodno je uvesti neke restrikcije.

Prva restrikcija uzorka se odnosi na starosnu dob. Odlučili smo se da ispitujemo efekte promene minimalne zarade na zaposlenost odrasle populacije, te smo zbog toga uzorak ograničili na osobe starije od 15 godina. Zatim, dizajn istraživanja zahteva da pratimo da li su se i u kojoj meri lica koja nisu imala zaposlenje u prethodnom periodu zaposlila u trenutku kada je došlo do pada realne minimalne zarade. Ukoliko se vratimo na model definisan formulom 2.3, videćemo da je u njemu dozvoljeno variranje statusa kod pojedinaca u godini koja prethodi smanjenju realne minimalne zarade, dok sa druge strane nameće uslov da samo oni koji su zaposleni mogu biti razmatrani u godini u kojoj je vrednost realne minimalne zarade opala. Zbog toga, u uzorku zadržavamo samo one koji su u pomenutim godinama bili u statusu zaposlenosti. Kada u potpunosti svedemo uzorak, uparićemo odgovore zaposlenih lica sa njihovim odgovorima iz prethodne godine u kojoj je realna

minimalna zarad bila viša i na osnovu toga sprovesti testiranje o efektima promene minimalne zarade.

U narednom koraku filtriranje uzorka zasnivamo na isključivanju svih lica koja rade „na crno“. Isključivanje neformalno zaposlenih osoba u potpunosti je opravdano s obzirom na to da se propisi o minimalnoj zaradi ne odnose na ove radnike. Drugim rečima, poslodavci koji žele da angažuju radnike „na crno“ ne moraju da čekaju smanjenje realne minimalne zarade, već ih mogu angažovati nezavisno od njenog nivoa. Stoga isključivanje ove podgrupe zaposlenih deluje smisleno i povećava preciznost ocenjenog uticaja.

Čak i kada isključimo neformalne radnike, ni svi preostali zaposleni ne čine krajnji uzorak. Kako bismo svakog pojedinca svrstali u jednu od dve grupe (eksperimentalnu i kontrolnu), neophodno je da u uzorku ostanu isključivo osobe koje na svom poslu ostvaruju neka primanja. S obzirom na koncept zaposlenosti koji je definisan od strane Međunarodne organizacije rada, a koju primenjuje ARS, u zaposlene osobe ulaze i pojedine kategorije koje ne ostvaruju prihod od rada. Reč je o pomažućim članovima domaćinstava, koji su sledeća kohorta stanovništva koja mora biti eliminisana iz uzorka. Još jedna kategorija zaposlenih – samozaposleni, mora biti izostavljena iz uzorka. Iako ove osobe imaju primanja, u Anketi o radnoj snazi ne postoji pitanje kojem bi se obuhvatila njihova zarada. Za analize koje u obzir uzimaju i samozaposlene, neophodno bi bilo primeniti Anketu o prihodima i uslovima života (SILC) ili neko slično istraživanje. Posledično, kao predmet istraživanja ostaje najmasovnija kategorija zaposlenih – zaposleni za platu. Čak i kada se zadržimo samo na licima koja se vode kao zaposleni za platu, to nam ne garantuje da ćemo za svakog od njih imati podatak o zaradi. Odgovor o zaradi se zasniva na principu dobrovoljnosti, tako da radnici nisu u obavezi da odgovore na ovo pitanje. Konzistentno početnoj ideji i ova lica eliminišemo iz uzorka.

U upitniku su predviđena pitanja kojima se obuhvata zarada radnika. Od ispitanika se traži da navedu tačan iznos mesečnih primanja, a ukoliko ne znaju ili to ne žele da kažu, na raspolaganju su im intervali koji su raspona od 8.000 RSD na najnižim nivoima zarade pa sve do 50.000 RSD na samom vrhu distribucije zarada. Kao inpute za naše istraživanje iskoristili smo obe informacije da bismo imali što veći uzorak na raspolaganju. Međutim, pre obrade podataka potrebno je proveriti njihovu logičku konzistentnost. Premda je nemoguće proveravati individualno svaki od 100.000 podataka, moguće je napraviti logičku proveru. Tako smo recimo utvrdili da postoji

priličan broj ispitanika koji je kao tačan iznos mesečnih primanja naveo iznos od 98 i 99 dinara. Naravno, nesumnjivo je da ovakvi podaci nisu validni i da je po sredi neka vrsta greške. Ispostavlja se da je u tim okolnostima došlo do greške anketara, jer je susedno pitanje zapravo pitanje o intervalima zarada u čije se polje unosi šifra „98“ ukoliko se lice tek zaposlilo i nije primalo zaradu, odnosno „99“ ukoliko lice odbija da da odgovor o zaradi. Zbog toga su sva lica kod kojih je uočena ova greška i greške slične njoj izostavljena iz uzorka.

Za utvrđivanje zarade po satu neophodan nam je precizan iznos zarade. Ipak, u uzorku je ostao značajan broj ljudi koji je umesto preciznog iznosa naveo opseg u kojem se nalazi njegova zarada. Da bismo prevazišli ovaj problem opredelili smo se da tačnu zaradu pojedinca aproksimiramo srednjom vrednošću intervala. Tako je na primer pojedincu koji je naveo da prima zaradu u intervalu od 25.000 do 35.000 dinara pripisan iznos mesečne zarade od 30.000²². Međutim, ovakva procedura nije moguća za prvi i poslednji interval. U slučaju prvog, takva aproksimacija ne bi odražavala realnu sliku, dok u slučaju poslednjeg to je i matematički nemoguće jer se radi o otvorenom intervalu. Prosek prvog intervala koji se kreće od 0 do 17.000 dinara (8.500), zaista nije realističan, jer se radi o intervalu koji ima prilično udesno asimetričnu raspodelu. Odnosno, najveći broj ljudi koji se nalazi u ovom opsegu ima primanja koja su veća od 10.000 dinara. Rešenje za ovaj problem našli smo u empirijskoj funkciji raspodele koju smo dobili na osnovu onih ispitanika koji su dali tačan iznos zarade. Ispostavlja se da je modalna zarada formirana na nivou od oko 15.000 dinara. Upravo ovaj iznos iskoristili smo kao proksi za zaradu ljudi koji su naveli da zarađuju između 0 i 17.000 dinara. Slično smo uradili i kod poslednjeg intervala koji je otvorenog tipa i dobili smo iznos od oko 250.000 dinara. Preciznost poslednjeg intervala je od mnogo manjeg značaja u odnosu na početni interval. O tome ne treba detaljno ni govoriti. Dovoljno je reći da od određivanja vrednosti početnog intervala umnogome zavisi da li će osoba biti svrstana u eksperimentalnu grupu, kontrolnu grupu ili neće biti predmet istraživanja. Sa druge strane, osoba koja zarađuje bilo 200.000 bilo 250.000 mesečno sigurno neće biti predmet istraživanja, jer sve da radi teorijski maksimum od 744 sata mesečno (24 sata dnevno!), neće se naći niti u eksperimentalnoj niti u kontrolnoj grupi.

Kada su u uzorku ostali samo ispitanici za koje imamo precizan podatak o zaradi (na osnovu tačnog iznosa i na osnovu proksija intervalne zarade), moguće je da izračunamo zaradu po satu. U upitniku

²² Za ostale opsege intervala pogledati na <http://publikacije.stat.gov.rs/G2017/Pdf/G20170006.pdf>

postoje dva pitanja koja se odnose na nedeljne sate rada – uobičajeni sati rada i trenutni sati rada. Zbog toga što se podatak o plati odnosi na mesečni nivo, odlučili smo se da prilikom izračunavanja satnice primat damo uobičajenim satima rada. Naša odluka se bazira na činjenici da je trenutno radno vreme veoma promenljiva kategorija i da stoga može biti predmet nedeljnih fluktuacija i preraspodele rada. Ipak, primećuje se da kod pojedinih ispitanika ne postoji podatak o uobičajenim satima rada, dok podatak o trenutnim časovima rada postoji. Najčešće se radi o ispitanicima koji su se tek zaposlili ili jednostavno nisu dali odgovor o uobičajenim satima rada, jer ne mogu da ih preciziraju. Zarad uključivanja što većeg broja opservacija u naš model, ovde pravimo ustupak i isključivo za pojedince koji nisu naveli uobičajene sate rada, uzimamo trenutne sate rada kao osnovni input za izračunavanje satnice.

Nakon determinisanja preciznog iznosa zarada i sati rada za svakog ispitanika, potrebno je generisati zaradu po satu. Da bismo ovo uradili, neophodno je da „pomirimo“ mesečne podatke o primanjima sa nedeljnim podacima o satima rada. Svođenje na isti nivo učinili smo množenjem nedeljnih sati rada sa brojem 4,33 koji predstavlja prosečan broj nedelja u mesecu. Nakon toga navedeni iznosi mesečnih primanja podeljeni su sa dobijenim mesečnim satima rada da bi se za svakog ispitanika dobila zarada po satu, ili matematički:

$$Zarada\ po\ satu_i = \frac{mesečna\ zarada_i}{\frac{52}{12} * nedeljni\ sati\ rada_i} \quad (2.6)$$

Nakon ove procedure, u bazi su formirani podaci o zaradama po satu za svakog ispitanika. S obzirom na to da se u uzorku nalaze ispitanici iz tri različite godine (2013, 2014. i 2106.), kao i da je cilj našeg istraživanja ispitivanje promene realne minimalne zarade, i dobijenu zaradu po satu moramo svesti na realne izraze. To možemo učiniti pomoću vrednosti deflatora koje su prikazane u Tabeli 2.5. Tehnički, sve satnice treba podeliti sa deflatorom iz odgovarajuće godine, a zatim pomnožiti sa 100 kako bi se dobili realni izrazi zarade po satu za svakog ispitanika. Nakon ove filtracije, ostaje još samo jedan korak kako bi naš uzorak bio konačan. Potrebno je još samo generisati dodatnu varijablu koja će igrati ulogu graničnika i ispitanike podeliti u jednu od četiri grupe na osnovu njihovih realnih satnica. Kao što je napomenuto na samom kraju dela 4.2, intervali za eksperimentalnu i kontrolnu grupu su pokretni i zavise od vrednosti realne minimalne zarade koja se razlikuje tokom godina. Na njenu vrednost biće primenjena granica od $\pm 10\%$, tako da će svaki pojedinac biti svrstan u neku od narednih kategorija:

1. Osobe koje zarađuju manje od 90% realne minimalne zarade
2. Eksperimentalna grupa (zarađuju između 90% i 109,99% realne minimalne zarade)
3. Kontrolna grupa (zarađuju između 110% i 130% realne minimalne zarade)
4. Osobe koje zarađuju značajno više od realne minimalne zarade (130% i više)

Nakon ove klasifikacije dobijamo i poslednju grupu radnika koja izlazi iz uzorka, a to su ona lica koja zarađuju manje od 90% realne minimalne zarade. Radi se najverovatnije o osobama čija je satnica izuzetno niska zbog toga što su ili potcenili svoja primanja ili precenili sate rada. Takođe, ovde se mogu nalaziti i oni radnici na koje se pravila o minimalnoj zaradi ne odnose. Iz ovih razloga, neophodno je isključiti ih iz analize, jer bi njihovo svrstavanje u eksperimentalnu grupu potencijalno moglo da „uprlja“ krajnje ocene. Slično je i sa poslednjom kohortom radnika, ukoliko bismo ih pripojili kontrolnoj grupi izgubili bismo adekvatnu grupu za poređenje i takođe narušili upotrebnu vrednost krajnjih rezultata. Ipak, ovu grupu ćemo zadržati u uzorku, što zbog deskriptivne statistike, što zbog komparacije rezultata modela sa restrikcijama i modela bez restrikcija.

Kada smo filtracijom došli do konačnog uzorka, neophodno je da uparimo preostale ispitanike sa njihovim statusima na tržištu rada u prethodnim godinama kada je realna zarada bila veća. Uz pomoć ličnog broja moguće je da mećujemo odgovore lica iz istog kvartala prethodne godine i tom prilikom vidimo da li se ono nalazilo u statusu zaposlenosti, nezaposlenosti ili je bilo van tržišta rada. S obzirom na to da nam, sem kod tranzicionih matrica, nije važno da li je osoba u prethodnom periodu bila neaktivna ili nezaposlena, transformisaćemo tri moguća statusa u binarnu varijablu koja će nam služiti kao pokazatelj da li je osoba bila zaposlena ili ne. Upravo ova varijabla imaće ulogu zavisne promenljive u ekonometrijskim modelima koje ćemo ocenjivati.

2.6 Rezultati

2.6.1 Struktura i učešće osoba koje imaju primanja oko minimalne zarade (stacionarna ranjivost)

Konstitucionalna priroda minimalne zarade u Srbiji prema kojoj je ona definisana univerzalno i na nacionalnom nivou, uzrokuje da minimalna zarada bude široko rasprostranjena po svim kategorijama stanovništva. Ipak, ispostavlja se da u zavisnosti od prirodnih i demografskih karakteristika, postoje grupe koje su sklonije primanju minimalne zarade od ostalih. Identifikacija obuhvaćenosti određenih grupa stanovništva minimalnom zaradom i njihove ranjivosti može se uraditi prikazom (1) strukture osoba koje primaju nacionalni minimum i (2) učešća osoba sa minimalnom zaradom u ukupnom broju zaposlenih. U Tabeli 2.6 prikazana je struktura onih koji imaju zaradu oko minimalne prema različitim kategorijama. Zapravo, u tabeli je prikazana struktura lica iz uzorka koji se nalaze unutar eksperimentalne grupe koju smo ranije definisali.

Tabela 2.6 - Struktura onih koji primaju minimalnu zaradu (0.9-1.1 Min W), u %

	Ukupno	Muškarci	Žene
	100	48.1	51.9
Pol			
Muškarci	48.1		
Žene	51.9		
Uzrast			
15-29	19.2	23.1	15.6
30-39	26.6	25.8	27.4
40-49	29	25.3	32.4
50-59	22	20.9	23
60-64	2.9	4.5	1.5
65+	0.3	0.4	0.1
Obrazovanje			
Niže	17.4	15.9	18.7
Srednje	75.1	77.8	72.6
Visoko	7.5	6.3	8.7
Region			
Beogradski	15.3	13.6	16.9
Vojvodina	29.8	30	29.6
Šumadija i Zapadna Srbija	29.8	30.2	29.5
Južna i Istočna Srbija	25.1	26.2	24

Svojina				
	Privatna	75.3	78.6	72.3
	Državna	23.8	20.1	27.2
	Ostalo	0.9	1.3	0.5

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013, 2104 i 2016, RZS.

Predstavljeni podaci ukazuju da žene u većoj meri imaju primanja koja su oko minimalne zarade. Njihovo učešće u ukupnom broju lica sa najnižim primanjima iznosi skoro 52% naspram 48% muškaraca. Kada je reč o uzrastu, najzastupljenije su dve susedne starosne kategorije – osobe starosti između 40 i 49 godina, koje slede osobe uzrasta 30-39 godina. Tri četvrtine onih koji primaju zaradu oko minimalne imaju srednji nivo obrazovanja, daleko ispod su osobe sa nižim i višim nivoom obrazovanja. Sa regionalnog aspekta slika je mnogo ujednačenija, istupa jedino Beogradski region u kome radi najmanji broj onih sa minimalnim primanjima. Zanimljiv je i podatak da nešto manje od jedne četvrtine radnika koji primaju minimalac radi u preduzećima državne svojine, dok njih 75,3% potiče iz preduzeća koja se nalaze u privatnom vlasništvu. Sumirajući podatke iz Tabele 2.6 možemo da identifikujemo profil osobe koja prima minimalnu zaradu u Srbiji. Uslovno rečeno, možemo reći da se radi o ženi srednjeg obrazovnog nivoa, uzrasta 40-49 godina koja dolazi iz Šumadije i Zapadne Srbije ili Vojvodine i koja radi u privatnom sektoru.

Posmatrano po polovima (kolone 2 i 3) vidimo da ne postoji neka bitnija razlika u strukturi. Tipičan muškarac koji prima zaradu oko minimalne nešto je mlađi od tipične žene, još su više zastupljeni muškarci sa srednjim obrazovanjem, kao i oni koji rade u privatnom sektoru. Međutim, analizirane strukture, kako za ukupno stanovništvo, tako i po polovima, zapravo nam ne govore ništa o ranjivosti neke grupe. Uzmimo plastičan primer društva u kojem živi 90 muškaraca i 10 žena. Ukoliko pretpostavimo da minimalnu zaradu prima 6 muškaraca i 4 žene, možemo da steknemo pogrešan utisak da su muškarci ranjiviji, ili više pogođeni ovim fenomenom. Iako muškarci strukturno dominiraju (60% naspram 40%), to ne znači da se oni nalaze u težem položaju od žena. Pravilan način zaključivanja o ranjivosti jeste komplementarni pristup koji pored strukture uključuje i sagledavanje učešća ranjivih osoba u ukupnom broju osoba referentne populacije. Iz navedenog primera vidimo da skoro svaka 2. žena u imaginarnom društvu prima minimalnu zaradu (40%) dok ovoliko zarađuje tek svaki 15. muškarac (6,67%). Upravo iz ovog razloga u Tabeli 2.7

prikazano je učešće onih koji primaju između 90% i 110% minimalne zarade u odgovarajućoj populaciji.

Tabela 2.7 - Učešće onih koji primaju minimalnu zaradu (0.9-1.1 Min W) , u %

	Ukupno	Muškarci	Žene
	17.9	15.6	20.6
Pol			
Muškarci	15.6		
Žene	20.6		
Uzrast			
15-29	24.4	23	26.5
30-39	17.8	15.4	20.3
40-49	17.7	14.5	21.3
50-59	15.5	13.3	18
60-64	11.9	11.8	12
65+	21.5	21	23
Obrazovanje			
Niže	34.7	26.7	46.3
Srednje	19.8	16.7	24.2
Visoko	5.8	5.5	6
Region			
Beogradski	12	10.1	13.8
Vojvodina	19.6	17.8	21.8
Šumadija i Zapadna Srbija	19.3	16.5	23
Južna i Istočna Srbija	19.9	17.1	24
Svojina			
Privatna	26.2	22.5	31.5
Državna	8.9	7.1	10.8
Ostalo	15.5	16.8	13.1

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013, 2104 i 2016, RZS.

Služeći se prethodno navedenom logikom, vidimo da se žene nesumnjivo nalaze u lošijem položaju od muškaraca u pogledu minimalnih primanja. Ne samo da dominiraju strukturno, već se nalaze i u većem riziku da primaju minimalnu zaradu. Podaci predstavljeni u tabeli govore u prilog ovoj tezi. U proseku svaka peta žena u Srbiji prima minimalnu zaradu, dok je kod muškarac ova verovatnoća oko 15%²³. Posmatrano po uzrastu, možemo da zaključimo da se na slučaju Srbije

²³ Navedene verovatnoće treba shvatiti uslovno, jer se podaci prikazani u tabeli ne odnose na čitavu populaciju, već samo na uzorak. Uzorak ima svoja ograničenja i restrikcije koje su objašnjene u prethodnom delu, a možda najveća je

potvrđuje, teorijski dobro potkovaná, pretpostavka o ranjivosti najmlađih uzrasta. Svaka 4. osoba starosti 15-29 godina radi za zaradu koja se nalazi oko minimalne. Takođe, prikazani podaci nesumnjivo govore i u prilog teoriji ljudskog kapitala, s obzirom na to da se ranjivost smanjuje sa godinama. Jedini izuzetak su osobe starije od 65 godina. Jedan deo ove starosne grupe čine osobe koje dok su u penziji rade honorarne poslove. S obzirom na to da zarade sa ovih poslova ne predstavljaju osnovni izvor njihovih primanja, činjenica da je njihovo učešće u primanju minimalne zarade visoko ne deluju kao posebno značajan problem. Ipak, ova starosna grupa je sačinjena i od pojedinaca koji rade i nakon 65. godine upravo iz razloga što nemaju penziju. Ukoliko bi se navedeno učešće posmatralo iz ugla ove podgrupe starijih radnika, situacija bi bila znatno nepovoljnija.

Tek na osnovu učešća dobija se jasnija slika o ulozi obrazovanja u ovom pogledu. Iako su u grupi onih sa minimalnim primanjima dominantno zastupljene osobe sa srednjim nivoom obrazovanja (75,1%) tek svaka 5. osoba koja ima završenu srednju školu prima minimalnu zaradu. Najranjivije su osobe koje imaju završenu osnovnu školu ili čak ni to. Verovatnoća da osoba tog obrazovnog profila prima minimalnu zaradu u Srbiji iznosi oko 35%, dok za visokobrazovanu osobu ona iznosi svega 5,8%. Regionalni rizici su prilično ujednačeni, uz ponovni izuzetak Beograda.

Zaštićenost zaposlenih u državnom sektoru vidi se i u ovom slučaju, s obzirom na to da je rizik od primanja minimalne zarade 3 puta veći za radnike koji su zaposleni u privatnom sektoru. Možda najveći uzrok zbog kojeg čak jedna četvrtina zaposlenih u privatnom sektoru prima minimalnu zaradu odnosi se na mogućnost eksploatacije rada. Prvenstveno se misli na pojavni oblik eksploatacije u vidu plaćanja niskih zarada radnicima, koja je i te kako moguća u uslovima velike nezaposlenosti. Marksova „armija nezaposlenih“ dovoljan je motiv radnicima da zadrže posao po svaku cenu, bez obzira na visinu primanja. Pretinja „armije nezaposlenih“ mnogo uverljivije deluje kada je reč o privatnom sektoru. U javnom sektoru ona nije toliko opasna s obzirom na političku težinu koju zaposlenost u ovom sektoru sa sobom nosi. Ovome treba dodati i relativno veću zastupljenost, ali i snagu sindikata u javnom u odnosu na privatni sektor. Uloga sindikata nije mala i indirektno obezbeđuje nešto više zarade u javnom sektoru.

što se u njemu nalaze isključivo osobe koje su dale podatke o primanjima. Teorijski je moguće da osobe sa većim primanjima nisu želele da daju odgovor, što bi značilo da su navedeni procenti neznatno precenjeni.

Gledano prema polovima, dvostruka ranjivost je posebno izražena kod mladih žena i žena koje imaju nisko obrazovanje. Verovatnoća da niskoobrazovana osoba prima minimalnu zaradu povećava se za skoro 20 procentnih poena kada se radi o osobi ženskog pola. Kod muškaraca ranjivost je nešto izraženija u Vojvodini, dok žene koje su u najtežem položaju uglavnom potiču iz Južne i Istočne Srbije. Takođe, sa verovatnoćom od 31,5%, posebno su ranjive one žene koje rade u privatnom sektoru. Kao kuriozitet treba pomenuti i to da su, izuzev svojinske kategorije „ostalo“, koja je inače brojčano marginalna, u svim analiziranim kategorijama žene ranjivije od muškaraca.

2.6.2 Tranzicione matrice na tržištu rada (dinamička ranjivost)

Nakon što smo utvrdili ko su osobe koje u Srbiji primaju minimalnu zaradu, prelazimo na analizu promene njihovog radnog statusa tokom vremena. Najpre ćemo sagledati tranzicione verovatnoće svih osoba koje se nalaze u uzorku, tj. osoba koje zarađuju 90% i više od realne minimalne zarade u referentnim godinama. U Tabeli 2.8 ilustrovane su verovatnoće prelaska iz različitih statusa u prethodnoj godini u status zaposlenosti u 2013, 2014. ili 2016. godini.

Tabela 2.8 – Tranzicione matrice za zaposlene radnike u 2013, 2014. i 2016. godini (u %)

		t = 1	Zaposlen
t = 0	Zaposlen		91.5
	Nezaposlen		6.7
	Neaktivan		1.8

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

Verovatnoće iz Tabele 2.8 ukazuju da je preko 91% zaposlenih u Srbiji i dalje zaposlen (ne mora da znači na istom radnom mestu) u odnosu na prethodnu godinu. U međuvremenu, skoro 9% onih koji rade u pomenute tri godine nije imalo zaposlenje u prethodnoj godini, od čega ih je 7% bilo nezaposleno dok je svega 2% bilo neaktivno. Dakle, u godinama kada je opadala vrednost realne minimalne zarade, zaposlilo se gotovo 9% ispitanika iz posmatranog uzorka. Međutim, ovo apsolutno ne mora da znači da su oni posao pronašli isključivo zbog smanjenja minimalne zarade. Usled prirodnih fluktuacija na tržištu rada, sasvim je normalno očekivati da se jedan broj ljudi koji nije imao posao sa protokom vremena zaposli. Bilo da je reč o ljudima koji su aktivno tragali za

poslom ili onima koji su bili neaktivni iz raznoraznih razloga (školovanje, briga o deci, obeshrabrenost...).

Rudimentarnu indikaciju uticaja smanjenja minimalne zarade možemo da sagledamo tek ukoliko uporedimo tranzicione matrice različitih grupa stanovništva. Kao što je opisano u metodološkom delu, ovde ćemo porediti verovatnoće promene statusa tri grupe radnika koji su u referentnim godinama imali različita primanja:

1. Primanja oko minimalne plate
2. Primanja marginalno iznad minimalne plate
3. Primanja značajno iznad minimalne plate.

Tabela 2.9 - Tranzicione matrice za zaposlene radnike u 2013, 2014. i 2016. godini (u %), prema različitim nivoima zarade

		t = 1	Minimalna	Marginalno iznad	Značajno iznad
t = 0	Zaposlen	86.2	91.4	96.3	
	Nezaposlen	11.5	6.7	2.6	
	Neaktivan	2.3	2.0	1.2	

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

Iz priloženih podataka se vidi da tranzicione verovatnoće znatno variraju u zavisnosti od nivoa zarada. Verovatnoća pronalaska zaposlenja obrnuto je proporcionalna visini zarade. Svega 3,7% osoba koje u referentnim godinama imaju primanja 130% minimalne zarade i veća je u međuvremenu našlo zaposlenje. Ta verovatnoća se penje na skoro 9% kada su u pitanju osobe iz kontrolne grupe, a zatim na 14% kada je reč o ispitanicima iz eksperimentalne grupe. Naravno, još uvek ne možemo da govorimo da će smanjenje realne minimalne zarade povećati zaposlenost u određenim platnim grupama za pomenute procenete. Sasvim je očigledno da promena minimalne zarade nema nikakvog (barem ne direktnog) uticaja na radnike koji zarađuju značajno iznad minimalne zarade (3. grupa). Zbog toga i prikazane verovatnoće ne treba tumačiti na navedeni način. Ipak, jedna vrsta proksija o uticaju promene minimalne zarade može biti razlika između verovatnoća kontrolne i eksperimentalne grupe (14% i 9%). Međutim, i navedenu razliku treba shvatiti isključivo indikativno, jer ovom prilikom nisu kontrolisane individualne osobine radnika iz jedne i druge grupe. Ukupnu procenu možemo dobiti tek nakon ekonometrijskog modeliranja.

Na trenutak pravimo digresiju da bismo ispitali postojanje dvosmernog uticaja minimalne zarade. Drugim rečima, predstavljene tranzicione matrice su zasnovane na „pogledu u nazad“, jer prikazuju promenu statusa zaposlenih lica u odnosu na prethodnu godinu. Od interesa nam je da napravimo identične tranzicione matrice za godinu nakon koje je došlo do rasta minimalne zarade. U tom slučaju one će se zasnivati na „pogledu u napred“ i pokazivaće verovatnoću da zaposleno lice u narednoj godini ostane u istom statusu kao i verovatnoću da ne bude u radnom odnosu. Za razliku od prethodnog slučaja, agregirali smo verovatnoće statusa nezaposlenosti i neaktivnosti, jer za našu analizu njihovo razlikovanje nije od suštinskog značaja kao i zbog toga što ćemo čitavu analizu zasnivati na „pogledu u nazad“.

Tabela 2.10 – Tranzicione matrice za zaposlene radnike u 2014. godini (u %)

		t = 0	Zaposleni
t = 1	Zaposleni		91.4
	Ne-zaposleni		8.6

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2014-2015, RZS.

Tabela 2.11 - Tranzicione matrice za zaposlene radnike u 2014. godini. (u %), prema različitim nivoima zarade

		t = 0	Minimalna	Marginalno iznad	Značajno iznad
t = 1	Zaposleni		86.3	89.9	93.8
	Ne-zaposleni		13.7	10.1	6.2

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2014-2015, RZS.

Podaci iz Tabele 2.10 govore o postojanju identične fluktuacije na tržištu rada u oba smera. Bilo da posmatramo radni status u odnosu na prethodnu godinu (91,5%) ili radni status u odnosu na narednu godinu (91,4%) oko 91% radnika ostaje zaposleno u periodu od godinu dana. U prvom slučaju, verovatnoća pronalaska zaposlenja u narednoj godini iznosi 8,5%, dok verovatnoća gubitka zaposlenja u sledećoj godini iznosi 8,6%.

Još zanimljivije su tranzicije po različitim platnim grupama koje su date u Tabeli 2.11. Uticaj na eksperimentalnu grupu je gotovo identičan kao i u prethodnom slučaju. Verovatnoća pronalaska posla od 13,8% u potpunosti odgovara verovatnoći gubitka posla od 13,7%. Drugim rečima, ovo potencijalno može biti veoma važan nalaz jer implicira da, uz sva moguća ograničenja, promena

realne minimalne zarade deluje veoma slično u oba smera. Odnosno da smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću pronalaska zaposlenja u narednoj godini skoro identično kao što povećanje realne minimalne zarade smanjuje verovatnoću zadržavanja posla u godini koja sledi. Ipak, još jednom treba imati u vidu da navedene verovatnoće ne odražavaju neto uticaj promene realne minimalne zarade, ali pošto je ekonometrijsko istraživanje bazirano na „pogledu u budućnost“ nemoguće sprovesti na raspoloživim podacima, navedeni nalaz nam može poslužiti kao proksi za jednakost dvosmernog uticaja promene minimalne zarade. Zbog toga, uz veliki oprez, krajnje rezultate koje budemo dobili možemo sa rezervom tumačiti i u suprotnom smeru – umesto uticaja realnog smanjenja minimalne zarade, sa napomenom rezultate možemo tumačiti i u kontekstu realnog povećanja minimalne zarade.

Nakon kraće digresije, vraćamo se na detaljnije ispitivanje tranzicionih verovatnoća zasnovanih na „pogledu u prošlost“. Pored ukupne populacije, zanima nas da li se ranjivost pojedinih grupa na promenu minimalne zarade, koja je teorijski veoma temeljno dokazana, ispoljava i u slučaju Srbije. Upravo ovi rezultati biće indikativni za dalji proces istraživanja. Ukoliko se ispostavi postojanje ranjivosti neke grupe, ona će biti detaljnije ekonometrijski ispitana, time što će za tu grupu biti formirani zasebni modeli. Slikovito možemo reći da je ranjivost grupa prikazana u tabelama o strukturama i učešću stacionarna ranjivost, dok je ranjivost zasnovana na tranzicionim matricama dinamička ranjivost. U Tabeli 2.12 date su tranzicione matrice za žene i muškarce

Tabela 2.12 - Tranzicione matrice za zaposlene radnike u 2013, 2014. i 2016. godini (u %), prema različitim nivoima zarade i polu

		t = 1	Minimalna	Marginalno iznad	Značajno iznad
t = 0	Muškarci	Zaposlen	85.6	91.6	96.3
		Nezaposlen	12.4	6.9	2.7
		Neaktivan	2.0	1.5	1.0
	Žene	Zaposlen	86.7	91.1	96.2
		Nezaposlen	10.7	6.3	2.3
		Neaktivan	2.6	2.6	1.4

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

Na osnovu podataka iz Tabele 2.12 vidimo da su u eksperimentalnoj grupi, za godine u kojima je došlo do smanjenja realne minimalne zarade, veću verovatnoću pronalaska posla imali muškarci.

Verovatnoća da je ne-zaposleni muškarac pronašao posao u tom periodu bila je za 1,1 procentni poen veća u odnosu na verovatnoću ne-zaposlene žene. Međutim i radnici iz ostalih platnih grupa su se u međuvremenu zapošljavali. Za grubu procenu uticaja promene minimalne zarade na verovatnoću pronalaska posla potrebno je da uzmemo razliku tranzicionih verovatnoća eksperimentalne i kontrolne grupe. U tom slučaju, verovatnoća pronalaska posla kod muškaraca iznosi 6 procentnih poena dok ista verovatnoća kod žena iznosi 4,4 procentna poena. Za razliku od stacionarne ranjivosti prema kojoj su žene osetljivije na minimalnu zaradu, dinamička ranjivost pokazuje da su muškarci ti koji imaju više benefita od smanjenja, ali i više štete (ako verujemo u dvosmernost uticaja minimalne zarade) od povećanja realne minimalne zarade. Pošto je verovatnoća pronalaska posla kod muškaraca za oko 35% veća od verovatnoće kod žena, ima smisla pomoćnim modelima ispitati uticaj promene realne minimalne zarade zasebno kod muškaraca i kod žena. Naravno, još jednom napominjemo da prethodno ne mora da bude sasvim tačno, moguće je da se muškarci sa niskim zaradama lakše zapošljavaju od žena sa niskim zaradama. Istinski uticaj promene minimalne zarade tek treba da bude ispitan.

Slično tranzicionim matricama prema polu, u Tabeli 2.13 predstavljene su tranzicione verovatnoće prema uzrastu. Sa izuzetkom osoba starijih od 65 godina, čija je autonomnost na tržištu rada objašnjena kod stacionarne ranjivosti, razlika u verovatnoćama pronalaska zaposlenja između eksperimentalne i kontrolne grupe kreće se u rasponu od 3,7 do 4,4 procentna poena. Grupa koja odskače su najmlađi (15-29) čija razlika iznosi 6,4 procentna poena, što koincidira sa stacionarnom ranjivošću iz prethodnog dela. Međutim, tek nakon ekonometrijske analize i uključivanja ostalih faktora donećemo sud o tome da li je ova relativno veća mogućnost pronalaska posla kod mladih nakon smanjenja realne minimalne zarade isključivo posledica toga ili su po sredi neke druge okolnosti.

Tabela 2.13 - Tranzicione matrice za zaposlene radnike u 2013, 2014. i 2016. godini (u %), prema različitim nivoima zarade i uzrastu

t = 1		Minimalna	Marginalno iznad	Značajno iznad	
t = 0	15-29	Zaposlen	69.4	75.8	81.8
		Nezaposlen	22.7	15.5	9.6
		Neaktivan	7.9	8.7	8.6
	30-39	Zaposlen	87.5	91.7	96.2
		Nezaposlen	11.6	7.4	3.4
		Neaktivan	.9	.8	.3
	40-49	Zaposlen	91.5	95.9	98.3
		Nezaposlen	8.1	3.9	1.5
		Neaktivan	.4	.2	.2
	50-59	Zaposlen	92.4	96.1	98.6
		Nezaposlen	6.7	3.5	1.0
		Neaktivan	.9	.4	.3
	60-64	Zaposlen	89.7	93.6	97.7
		Nezaposlen	7.2	3.6	.9
		Neaktivan	3.1	2.9	1.5
	65+	Zaposlen	47.5	59.1	79.6
		Nezaposlen	2.5	4.5	0.0
		Neaktivan	50.0	36.4	20.4

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

Prethodno se najbolje vidi na slučaju tranzicionih matrica prema različitim obrazovnim profilima. Naime, ispostavlja se da u godinama u kojima je došlo do smanjenja realne minimalne zarade ubedljivo najveću verovatnoću pronalaska zaposlenja imaju osobe sa višim obrazovanjem. Teorijski modeli i empirijska funkcija raspodele zarada nam govore da je ovako nešto teško moguće. Odnosno, da ove osobe zaista imaju najveću šansu da pronađu posao, ali za to nije odgovoran pad realne minimalne zarade. Zbog toga je od izuzetne važnosti sprovesti dalje testiranje kojim se kontrolišu navedene karakteristike kako bi se izolovao isključivo uticaj minimalne zarade. Posmatrajući regionalni aspekt tržišta rada, razlike u verovatnoćama pronalaska posla između eksperimentalne i kontrolne grupe u referentnim godinama kretale su se u rasponu od 5,4 do 5,9 procentnih poena. Region sa najvećim odstupanjem, u kojem su se osobe sa niskim zaradama najteže zapošljavale, bio je region Južne i Istočne Srbije sa razlikom od 4,1 procentnih

poena. Tabele sa tranzicionim matricama prema obrazovanju (Tabela D2.1) i regionu (Tabela D2.2) date su u Dodatku.

2.6.3 Neto efekat promene minimalne zarade na zaposlenost

U ovom delu ćemo se fokusirati na rezultate binomialnog logit modela. Najpre ćemo razmatrati bezuslovni logit model koji je primenjen na celokupnom uzorku. On je sproveden na sve zaposlene za platu u referentnim godinama bez obzira na visinu njihovih zarada. Marginalni efekti koji stoje uz varijable u ovom modelu zapravo pokazuju promenu verovatnoće pronalaska posla u periodu od godinu dana iskazanu u procentnim poenima. U tabeli su prikazani svi marginalni efekti, dok je njihova statistička značajnost markirana zvezdicama („*“). Treba napomenuti da su u svim navedenim slučajevima rađeni marginalni efekti za srednju vrednost promenljivih („at means“), te ih tako treba i razumeti, bez obzira da li je to eksplicitno navedeno u tekstu. Dodatno, da ne bismo svaki put to isticali, svako tumačenje uticaja određene varijable podrazumeva nepromenljivost ostalih varijabli. Takođe, još jednom je važno reći da se dobijeni rezultati odnose na odabrani uzorak, čije smo postupno dobijanje detaljno objasnili u prethodnom delu, kao i na referentni period, te da oni nužno ne moraju da važe na čitavoj populaciji.

Naredne tri kolone Tabele 2.14 rezervisane su za uslovne logit modele. Drugim rečima, modele koji se odnose na tri grupe zaposlenih za platu koje različito zarađuju. Prvi model se odnosi na našu eksperimentalnu grupu, t.j. zaposlene koji zarađuju između 90% i 110% realne minimalne zarade. Drugi model uključuje zaposlene koji zarađuju marginalno iznad minimalne zarade, odnosno od 110% do 130% minimalne zarade, što je naša kontrolna grupa. Na kraju, treći model je sproveden na onima koji zarađuju značajno iznad minimalne zarade – 130% i više, i koje promena minimalne zarade ne tangira.

Tabela 2.14 – Uslovni i bezuslovni logit model ($E_t = 0$ – zavisna promenljiva = 1; $E_t = 1$ – zavisna promenljiva = 0)

	Bez restrikcija		Okolo minimalne		Marginalno iznad		Značajno iznad	
	Koef.	Marg.	Koef.	Marg.	Koef.	Marg.	Koef.	Marg.
PROMENA MIN W	-64.35	-1.9995*	-80.34	-5.5614*	-73.20	-2.4683*	-6.37	-0.0665
AGE	-0.20	-0.0061*	-0.20	-0.0141*	-0.18	-0.0062*	-0.34	-0.0035*

AGEˆ2	0.00	0.0001*	0.00	0.0002*	0.00	0.0001*	0.00	0.0001*
UKUPANRAD	-0.27	-0.0085*	-0.24	-0.0169*	-0.23	-0.0077*	-0.39	-0.0041*
UKUPANRADˆ2	0.01	0.0002*	0.00	0.0003*	0.00	0.0001*	0.01	0.0001*
REALNA_SATNICA	0.00	-0.0001*	-0.01	-0.0004**	0.00	0.0001	0.00	-0.0001**
SEX								
Ženski	0.16	0.0049*	0.06	0.0042	0.25	0.0085**	0.22	0.0023***
MARSTAT								
Neoženjen/Neudata	0.21	0.0067*	0.15	0.0106**	0.28	0.0097**	0.17	0.0018
SVOJINA_3TIPA								
Državna	-0.74	-0.0229*	-0.49	-0.0309*	-0.85	-0.0278*	-0.80	-0.0096*
Ostalo	-0.22	-0.0086	-0.18	-0.0130	-0.50	-0.0187***	0.02	0.0004
HATLEVEL_UZE								
Srednje	0.04	0.0012	0.21	0.0134**	-0.07	-0.0024	-0.33	-0.0044
Visoko	0.04	0.0013	0.54	0.0403*	0.11	0.0038	-0.55	-0.0067
UZRAST								
30-39	0.36	0.0080*	0.36	0.0196*	0.36	0.0077**	0.74	0.0040*
40-49	0.94	0.0281*	0.90	0.0639*	0.94	0.0272*	1.65	0.0154*
50-59	0.74	0.0199*	0.51	0.0305	1.22	0.0409**	1.26	0.0093
60-64	0.02	0.0004	-0.50	-0.0186	0.85	0.0236	0.35	0.0016
65+	0.80	0.0221	0.08	0.0041	2.81	0.2180	-0.01	-0.0001
TEMPAGCY								
Ne	-0.30	-0.0107*	-0.58	-0.0508*	-0.12	-0.0044	0.45	0.0038
UGOVOR								
Na određeno	1.77	0.1007*	1.66	0.1673*	1.72	0.1017*	1.99	0.0508*
Sezonski i povremeno	2.92	0.2868*	2.70	0.3907*	3.06	0.3300*	3.20	0.1667*
REGION								
Vojvodina	-0.03	-0.0011	0.05	0.0034	-0.11	-0.0038	-0.10	-0.0011
Region SZS	-0.20	-0.0058*	-0.11	-0.0072	-0.28	-0.0092**	-0.26	-0.0025***
Region JIS	0.04	0.0014	-0.01	-0.0007	0.07	0.0025	0.21	0.0026
_cons	3.84		4.54		2.88		4.88	
Broj	48,342		16,525		12,892		18,925	
Pseudo R2	0.3306		0.2777		0.3159		0.3743	

*Statistička značajnost je predstavljena ,,*** (* =1%; ** = 5%; *** = 10%).

**Referentne kategorije: Pol – muškarci; Bračni status-oženjen/udata; Svojina – privatna; Obrazovanje – nisko; Uzrast – 15-29; Ugovor sa agencijom za privremeno zapošljavanje – da; Tip ugovora – na neodređeno; Region – Beograd.

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

Na prvi pogled možemo reći da verovatnoća pronalaska posla ne zavisi od pola. Tome u prilog govore rezultati prema kojima postoji izuzetno blaga prednost na strani žena. One, pod ostalim nepromenjenim okolnostima, imaju svega 0,5 procentnih poena veću verovatnoću da pronađu zaposlenje od muškaraca. Takođe, prema ovom kriterijumu ne postoje bitne razlike ukoliko u obzir uzmemo zapošljavanje na poslovima koji donose različite nivoe zarade. Još jednom ističemo da su rezultati validni samo za navedeni uzorak. Za precizno utvrđivanje lakoće pronalaska posla potrebno je analizirati sve nezaposlene i neaktivne i onda utvrditi ko od njih je uspeo da pronađe posao. Naš uzorak je obrnuto generisan. Mi posmatramo sve zaposlene u godini t+1 i utvrđujemo ko su osobe koje u prethodnoj godini nisu bile zaposlene. Pošto verovatnoća pronalaska posla u zavisnosti od karakteristika nije naša osnovna tema, aproksimacija ovog tipa je dozvoljena.

Daljim tumačenjem rezultata vidimo da je verovatnoća pronalaska posla mnogo manja u preduzećima koja se nalaze u državnoj svojini. Preciznije, 2,3 procentna poena je manja verovatnoća da se osoba u referentnim godinama zaposlila u preduzeću koje je u državnom nego u privatnom vlasništvu. Ovo ne treba da čudi pošto dve od tri godine na koje se odnosi naše istraživanje koincidiraju sa godinama u kojima je uvedena zabrana zapošljavanja u javnom sektoru. Detaljnija analiza nam pokazuje da je prethodni fenomen nešto izraženiji kod osoba koje su se zaposlile na poslovima na kojima se isplaćuju zarade oko minimalne (3,1 procentni poen), dok je kod onih koji zarađuju značajno iznad minimalne zarade ova razlika zanemarljiva.

Ispostavlja se da su posao najlakše pronalazile osobe starosti 40-49 godina, što je posebno izraženo u slučaju onih koji imaju najniža primanja. Primera radi, kada razmatramo samo osobe koje su se zaposlile i zarađuju oko minimalne zarade, za 6,4 procentna poena je veća verovatnoća pronalaska posla ukoliko je u pitanju osoba starosti 40-49 nego ako se radi o mladoj osobi (15-29).

Sve veći značaj agencija za zapošljavanje u Srbiji pokazuje i rezultat prema kojem su se relativno lakše zapošljavale osobe koje imaju ugovor sa agencijom za privremeno zapošljavanje. Ekspanzija posredničkih agencija, njihovo nejasno regulisanje od strane zakona, kao i izuzetna isplativost angažovanja radnika na lizing iz ugla preduzeća, dovele su do toga da se u Srbiji ljudi lakše zapošljavaju preko ovih agencija i omladinskih zadruga nego preko Nacionalne službe za zapošljavanje. Prethodno posebno dolazi do izražaja u slučaju onih čija su primanja oko minimalne zarade. Radi se najčešće o niskokvalifikovanim radnicima koji se iz nužde i nemogućnosti da pronađu posao na neodređeno, opredeljuju da to učine preko agencija i omladinskih zadruga.

Ovakva situacija ide na obostranu korist preduzećima i agencijama, te lizing radnika vrlo rado koriste. Prvi, zbog toga što nemaju nikakve obaveze prema iznajmljenim radnicima (tehnički, čak ni u vidu plate, jer im zaradu isplaćuje agencija, a kamo li u smislu zakonodavne zaštite zaposlenja), a drugi zbog visokih provizija koje naplaćuju radnicima za usluge posredovanja.

Fleksibilnost Zakona o radu pokazuju i rezultati o verovatnoći zaposlenja prema tipu ugovora. Čak 10 procentnih poena je veća verovatnoća da su osobe koje su se zaposlile u odnosu na prethodnu godinu angažovane na određeno u odnosu na neodređeno vreme. Dobijeni rezultat ne treba da iznenađuje s obzirom na to da je zakonski dozvoljeno angažovanje radnika na određeno do godinu dana (nakon 2014. godine ova granica je produžena na do dve godine). Pošto radnici koji su zaposleni na određeno vreme podležu znatno slabijoj zakonodavnoj zaštiti zaposlenja, sasvim je racionalno da poslodavci najpre u potpunosti iskoriste zakonski propisan rok pre nego što radnika angažuju na neodređeno. Time oni optimiziraju i snižavaju svoje troškove u slučaju da žele da prekinu saradnju sa radnikom na svoju inicijativu. Drugim rečima, poslodavci rad na određeno koriste kao jednu vrstu probnog rada pre zaposlenja na neodređeno. Kako naša analiza obuhvata period od godinu dana unazad od trenutnog statusa, sasvim je jasno da zbog navedenih razloga zaposlenost na određeno dominira u odnosu na angažovanje na neodređeno vreme. Ukoliko bi period obuhvatao dve ili više godina, nesumnjivo je da bi rezultati bili drugačiji, te zbog toga treba biti obazriv prilikom komentarisanja navedenih rezultata. Situacija je još izraženija kada se radi o radnicima koji su povremeno angažovani i radnika na sezonskim poslovima. Verovatnoća pronalaska posla je za skoro 29 procentnih poena veća kod radnika koji su angažovani putem ove vrste ugovora u odnosu na radnike koji su se zaposlili na neodređeno. Kao i u prethodnom slučaju i ovde u velikoj meri na rezultate utiče vremenski horizont. Ono što je sasvim očekivano, oba slučaja su mnogo izraženija na nižim nivoima zarada.

Ipak, ono što nas najviše zanima jeste uticaj promene minimalne zarade na zaposlenost. Kao što se može videti, taj uticaj je prisutan i u modelu bez restrikcije. Odnosno, ispostavlja se da promena realne minimalne zarade utiče na promenu verovatnoće svih zaposlenih radnika, bez obzira na nivo njihovih zarada. Međutim, to naravno ne može da bude istina, već se upravo radi o kombinovanom dejstvu faktora koji nisu uključeni u model t.j. o neopserviranoj heterogenosti. Kontaminiranost rezultata postoji u svim platnim grupama i zbog toga za našu krajnju ocenu koristimo razliku u rezultatima eksperimentalne i kontrolne grupe čime destiliramo neopserviranu heterogenost.

Pošto je promena realne minimalne zarade definisana kao razlika u logaritmima, što u suštini aproksimira procentualnu promenu, marginalni efekti pored ove promenljive tumače se kao procentualna promena, a ne promena u procentnim poenima. Tako recimo, smanjenje realne minimalne zarade od 1 procenat povećava verovatnoću pronalaska posla za 5,6 procenata kod onih koji zarađuju oko minimalne zarade i 2,5 procenata kod osoba koje imaju primanja marginalno iznad minimalne zarade. Oba ova rezultata su statistički značajna. Ništa manje važan nije ni nalaz prema kojem promena realne minimalne zarade ne utiče statistički značajno na verovatnoću zaposlenja kod osoba sa najvišim zaradama. Dobijeni rezultat je u skladu sa teorijskim gledištem prema kojem marginalne promene minimalne zarade ne bi trebalo da tangiraju osobe koje imaju visoka primanja.

Razlike između marginalnih efekata eksperimentalne i kontrolne grupe daće nam neto efekte uticaja promene minimalne zarade. One neto efekte koji u obzir uzimaju opserviranu heterogenost koja je uključena u model i simuliraju neopserviranu heterogenost poredeći rezultate eksperimentalne i kontrolne grupe. Dobijeni na ovaj način, neto efekti pokazuju da smanjenje realne minimalne zarade od 1%, uz ostale nepromenjene uslove, povećava verovatnoću zaposlenja za 3,1%. Ukoliko prihvatimo dvosmernost uticaja minimalne zarade, to bi značilo da povećanje realne minimalne zarade od 10 procenata smanjuje verovatnoću zadržavanja zaposlenja/povećava verovatnoću gubitka posla „ranjivih radnika“ za 31 procenat. Pod „ranjivim radnicima“ podrazumevamo onu kategoriju koja zarađuje oko minimalne, i svi naredni neto efekti koji budu komentarisani će se odnositi upravo na ovu kategoriju radnika.

Tabela 2.15 – Uslovni logit modeli ($E_t = 0$ – zavisna promenljiva = 1; $E_t = 1$ – zavisna promenljiva = 0) za različite kategorije stanovništva (Uzrast, Obrazovanje, Region, Svojina)

		Eksperimentalna	Kontrolna
Ukupno		-5.56*	-2.47*
Uzrast	15-29	-14.03*	-17.328*
	30-39	-8.30*	-3.221***
	40-49	-9.14*	-2.45**
	50-59	-3.58**	-2.23**
	60-64	-7.83**	-2.56

Obrazovanje	Nisko	-7.68*	-3.73**
	Srednje	-6.47*	-3.45*
	Visoko	-30.13	-21.86
Region	Beograd	-7.42*	-3.43***
	Vojvodina	-10.08*	-5.16*
	SZS	-7.31*	-1.76
	JIS	-4.47**	-3.85**
Svojina	Privatna	-10.71*	-6.96*
	Državna	-0.15***	-0.82***
	Ostalo	-14.58**	-2.13
Broj		16,525	12,892

*Statistička značajnost je predstavljena „,***“ (* =1%; ** = 5%; *** = 10%).

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

U Tabeli 2.15 prikazani su najvažniji rezultati modela koji su primenjeni na različite kategorije stanovništva. Preciznije, u tabeli su predstavljeni marginalni efekti uz promenljivu koja odražava promenu realne minimalne zarade. Dakle, ne računajući osnovni model (prvi red tabele), sprovedeno je po 15 modela posebno za eksperimentalnu i kontrolnu grupu. Svaki od tih modela uključuje sve varijable koje su korišćene u inicijalnom modelu, ali su iz praktičnih razloga prikazani samo marginalni efekti uz najvažniju promenljivu i njihova statistička značajnost. Posmatrano prema uzrastu, rezultati za sve starosne grupe su statistički značajni. Ispostavlja se da su u eksperimentalnoj grupi najosetljivije na promenu realne minimalne zarade mlade osobe sa marginalnim efektima od oko 14%. Njih slede osobe starosti 40-49 godina, dok najmanje reaguju osobe koje imaju između 50 i 59 godina. Ipak to još uvek ništa ne govori o neto uticaju na različite starosne grupe. Prethodno se najbolje uočava baš u pogledu najmlađih kod kojih su marginalni efekti i najveći. Naime, marginalni efekti kod mladih u kontrolnoj grupi su čak i veći od dobijenih marginalnih efekata u eksperimentalnoj. Iz tog razloga možemo reći da promena realne minimalne zarade ne utiče na verovatnoću pronalaska zaposlenja u slučaju mladih osoba. U tom kontekstu, najosetljivije grupe su osobe starosti 40-49 godina i 30-39 godina kod kojih jednogodisnje smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću pronalaska posla za 6,7% i 5,1% respektivno.

Uticaoj promene realne minimalne zarade se takođe razlikuje prema obrazovnom nivou. Prvo što uočavamo jeste statistička beznačajnost koja se javlja kod osoba sa najvišim nivoom obrazovanja. Ukoliko pretpostavimo da nivo zarade direktno zavisi od stepena obrazovanja, jasno je zašto promene realne minimalne zarade ne utiču statistički značajno na ovu kategoriju radnika. Takođe očekivan rezultat jeste i najveća osetljivost onih sa niskim nivoom obrazovanja u eksperimentalnoj grupi (7,68%) dok je ranjivost nešto niža u slučaju osoba sa srednjim nivoom obrazovanja (6,47%). Marginalni efekti se nešto manje razlikuju u kontrolnoj grupi (3,7% naspram 3,4%), što za posledicu ima sledeće neto efekte - smanjenje realne minimalne zarade od 1% povećava verovatnoću pronalaska posla za oko 4% kod osoba sa najnižim nivoom obrazovanja i za oko 3% kod osoba sa srednjim nivoom obrazovanja.

Najveću regionalnu osetljivost na promenu realne minimalne zarade u eksperimentalnoj grupi imaju osobe iz Vojvodine, dok najmanje reaguju osobe iz regiona Južne i Istočne Srbije. Navedeni rezultat koincidira i sa neto efektima. Tako recimo, smanjenje realne minimalne zarade od 1% povećava verovatnoću zaposlenja za 5% osobama iz Vojvodine, 4% onima iz Beograda i svega 0,6% u slučaju osoba iz regiona Južne i Istočne Srbije. Pošto rezultat za region Šumadije i Zapadne Srbije nije statistički značajan u kontrolnoj grupi, neto efekte za ovaj region ne možemo tumačiti.

Najverovatnije zbog malog broja ispitanika zaposlenih u sektoru koji je definisan kao „Ostalo“, rezultati za ovaj oblik svojine nisu statistički značajni. Zanimljivo je i to da u preduzećima koja su u državnoj svojini promena realne minimalne zarade gotovo da i ne utiče na verovatnoću zaposlenja. Prethodno se može objasniti prevashodno načinom funkcionisanja ovih preduzeća. S obzirom na to da ona neretko maksimiranje profita ne stavljaju kao primarni cilj, ne čudi da promena realne minimalne zarade ne utiče na radnike u ovim preduzećima. Politička ekonomija javnog sektora nas uči da se na zaposlene u ovim preduzećima često gleda kao na glasačke listiće, te se prekomerna zaposlenost toleriše, čak i u slučaju troškovne neefikasnosti preduzeća. Nasuprot tome, privatni sektor nema ovih problema, jer je prvenstveno profitno orijentisan, tako da je uticaoj promene realne minimalne zarade veoma vidljiv kod osoba koje rade u privatnom sektoru. Neto efekti u slučaju ovog sektora pokazuju da smanjenje realne minimalne zarade od 1% povećava verovatnoću pronalaska posla za 3,75%.

Naredne tabele se odnose na rezultate pomoćnih modela koji zasebno posmatraju oba pola i kojima je zadatak da otkriju postojanje dvostruke ranjivosti. Rezultati su generisani na osnovu modela

koji uključuju sve promenljive koje su bile uključene u inicijalnom (osnovnom) modelu. Naravno, izuzetak je pol i, u zavisnosti od konkretnog modela, kategorijske varijable poput uzrasta, obrazovnog nivoa, svojine i regiona. Pomenuta procedura je neophodno da bi se izbegao problem multikolinearnosti. Slično kao i kod prethodnog uslovnog logit modela, u Tabeli 2.16 prikazani su samo marginalni efekti uz promenljivu koja odražava promenu realne minimalne zarade iz po 16 (dodat je i pol u odnosu na prethodni model) zasebnih modela za kontrolnu i eksperimentalnu grupu.

Tabela 2.16 – Uslovni logit modeli ($E_t = 0$ – zavisna promenljiva = 1; $E_t = 1$ – zavisna promenljiva = 0) za različite kategorije **muškog** stanovništva (Uzrast, Obrazovanje, Region, Svojina)

		Eksperimentalna	Kontrolna
Ukupno		-6.28*	-2.14*
Uzrast	15-29	-14.31*	-12.12*
	30-39	-6.92**	-0.72
	40-49	-12.59*	-2.62***
	50-59	-4.50***	-4.27*
	60-64	-8.88**	-2.88
Obrazovanje	Nisko	-11.68*	-2.89***
	Srednje	-7.00*	-3.36*
	Visoko	-91.00	-7.96
Region	Beograd	-11.04**	-5.35**
	Vojvodina	-8.48*	-4.96**
	SZS	-8.70*	-0.44
	JIS	-5.99*	-3.50**
Svojina	Privatna	-10.62*	-5.94*
	Državna	-1.85	-0.66
	Ostalo	-5.09	-45.24
Broj		8,167	7,528

*Statistička značajnost je predstavljena „***“ (* = 1%; ** = 5%; *** = 10%).

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

Marginalni efekti predstavljeni u Tabeli 2.16 odnose se isključivo na osobe muškog pola. Rezultati sugerišu da u opštem slučaju promena realne minimalne zarade ima značajan uticaj na verovatnoću pronalaska posla kod muškaraca. Neto efekti pokazuju da jednogodisnje smanjenje realne minimalne zarade, uz ostale nepromenjene uslove, povećava verovatnoću pronalaska posla za 4,14%. Nešto širu sliku o ranjivosti muškaraca daće nam detaljnija analiza prema različitim kategorijama.

Za razliku od ukupnog uzorka u kojem mladi ne ispoljavaju osetljivost na promenu realne minimalne zarade, ranjivost je prisutna kod mladih muškaraca. Iako ispodprosečan, neto efekat od 2,2% koji je dobijen u slučaju mladih muškaraca nikako ne treba zanemariti. Kao i na slučaju ukupnog uzorka, najosetljiviji na promenu realne minimalne zarade i unutar muške populacije su osobe starosti 40-49 godina. Štaviše, neto efekti dobijeni kod muškaraca još su izraženiji nego u slučaju ukupne populacije. Procenjuje se da smanjenje realne minimalne zarade od 1% povećava verovatnoću zaposlenja za oko 10% kod muškaraca starosti 40-49 godina, u odnosu na 6,7% koje smo dobili kod ukupne populacije ovog uzrasta.

Posmatrano prema nivou obrazovanja, u skladu sa očekivanjima, ne dobijamo statistički značajne rezultate za muškarce sa najvišim stepenom obrazovanja. Sa druge strane, rezultati osoba srednjeg obrazovnog nivoa jesu statistički značajni, te nam je dopušteno da ih komentarišemo. U vezi sa tim, smanjenje realne minimalne zarade od 1% povećava verovatnoću pronalaska posla za 3,6% kod muškaraca sa srednjim nivoom obrazovanja. Ipak, najveću reponzivnost iskazuju muškarci koji imaju završenu osnovnu školu ili manje. U njihovom slučaju jednogodisnje smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću pronalaska posla za čak 8,8% što je više nego dvostruko veća vrednost od one zabeležene u ukupnoj populaciji (3,9%).

Za razliku od nivoa obrazovanja, varijable iz modela koji se odnosi na regionalnu pripadnost su skoro sve statistički značajne. Najveća reakcija muškaraca u eksperimentalnoj grupi zabeležena je kod onih iz Beograda, dok je najmanja kod muškaraca iz regiona Južne i Istočne Srbije. Ovo je u saglasnosti i sa neto efektima. Na smanjenje realne minimalne zarade od 1% verovatnoća zaposlenja se najviše povećava kod onih iz Beograda (5,7%), zatim iz Vojvodine (3,5%), pa tek onda kod muškaraca iz regiona Južne i Istočne Srbije (2,5%). Dakle, za razliku od ukupnog uzorka kod kojeg smo dobili da je ranjivost najveća u Vojvodini, promena realne minimalne zarade najviše tangira muškarce iz Beograda.

Slično osnovnom modelu, statistička značajnost je zabeležena samo kod muškaraca koji su zaposleni u privatnom sektoru. Štaviše, intenzitet odgovara intenzitetu neto efekata kod ukupne populacije, gde smanjenje realne minimalne zarade od 1% povećava verovatnoću pronalaska posla u privatnom sektoru za 4,7%.

Tabela 2.17 – Uslovni logit modeli ($E_t = 0$ – zavisna promenljiva = 1; $E_t = 1$ – zavisna promenljiva = 0) za različite kategorije ženskog stanovništva (Uzrast, Obrazovanje, Region, Svojina)

		Ekperimentalna	Kontrolna
Ukupno		-4.79*	-2.74*
Uzrast	15-29	-13.97***	-24.95*
	30-39	-10.30*	-6.38**
	40-49	-5.81*	-2.11***
	50-59	-2.35	0.47
	60-64	-	-
Obrazovanje	Nisko	-4.34**	-3.65
	Srednje	-5.99*	-3.42*
	Visoko	0.31	-23.92
Region	Beograd	-4.86	-0.81
	Vojvodina	-12.22*	-5.12**
	SZS	-5.51**	-3.83**
	JIS	-3.31	-4.25
Svojina	Privatna	-11.16*	-8.80*
	Državna	0.89	-0.45
	Ostalo	0.08	-
Broj		8,358	5,364

*Statistička značajnost je predstavljena „***“ (* = 1%; ** = 5%; *** = 10%).

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

Tabela 2.17 odnosi se na pomoćne modele koji su isključivo primenjeni na uzorku koji čini žensko stanovništvo. Opšti rezultati pokazuju da su žene iz eksperimentalne grupe manje ranjive od muškaraca, kao i da su neto efekti kod žena nešto niži od neto efekata kod muškaraca. Uz ostale

nepromenjene uslove, jednogprocentno smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću pronalaska posla kod žena za nešto više od 2%, što je dvostruko manje nego u slučaju muškaraca (4,14%). Drugim rečima, promena realne minimalne zarade u mnogo većoj meri tangira muškarce. Ukoliko prihvatimo dvosmernost minimalne zarade, možemo reći da porast realne minimalne zarade od 10% smanjuje verovatnoću zadržavanja posla/povećava verovatnoću gubitka posla za oko 20% kod žena, nasuprot 41% kod muškaraca.

Za razliku od mladih muškaraca osetljivost mladih žena, u smislu neto efekata, nije zabeležena. Štaviše, ispostavlja se da na promenu realne minimalne zarade više reaguju mlade žene iz kontrolne grupe, što je u skladu sa nalazima za ukupno mlado stanovništvo. Takođe, za razliku od ukupne populacije i populacije muškaraca gde je najosetljiviji uzrast 40-49 godina, najranjiviju starosnu kategoriju kod žena čine osobe starosti između 30 i 39 godina. S tim u vezi, jednogprocentno smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću pronalaska posla kod žena starosti 30-39 godina za 4%, dok isto povećanje u grupi žena između 40 i 49 godina iznosi 3,7%. Izostanak marginalnih efekata kod žena starosti 60-64 godine u obe posmatrane grupe (eksperimentalnoj i kontrolnoj), ne treba da zbunjuje. Radi se o starosnoj kategoriji žena koja se tek nedavnim izmenama zakona „prisilno“ aktivirala na tržištu rada. Naime, od 2014. godine počele su da se primenjuju odredbe zakona kojima se postepeno produžava granica za penzionisanje kod žena. Primera radi, u 2018. godini pokretna granica za starosnu penziju je iznosila 62 godine. Imajući u vidu vremenski period koji pokriva naše istraživanje, jasno je zbog čega u uzorku postoji veoma mali broj žena ove starosti koje su u referentnim godinama bile zaposlene.

Kao i kod muškaraca i ukupnog stanovništva, i kod žena promena realne minimalne zarade nije statistički značajna za kategoriju visokoobrazovanih žena. Međutim, pošto rezultati nisu statistički značajni, ni kod niskoobrazovanih žena u kontrolnoj grupi, nažalost ne možemo komentarisati rezultate za osobe sa niskim nivoom obrazovanja. Jedino je moguće komentarisati neto efekte kod žena srednjeg nivoa obrazovanja gde responzivnost na jednogprocentno smanjenje realne minimalne zarade iznosi 1,6%.

U pogledu regiona, statističku značajnost kod ženskog stanovništva imaju raportirani koeficijenti u slučaju Vojvodine i regiona Šumadija i Zapadna Srbija. Saglasno ukupnom uzorku, a suprotno muškoj populaciji, osetljivost žena najviše dolazi do izražaja na teritoriji Vojvodine. Na zaključak

o dvostrukoj ranjivosti Vojvođanki navode nas neto efekti koji su dobijeni u slučaju žena iz ovog kraja. Naime, poređenjem eksperimentalne i kontrolne grupe dolazimo do rezultata da smanjenje realne minimalne zarade od 1% povećava verovatnoću pronalaska posla žena iz ovog regiona za 7,1%. Ranjivost žena iz regiona Šumadija i Zapadna Srbija je mnogo manje primetna, gde responzivnost na promenu realne minimalne zarade iznosi svega 1,7%.

Statistička značajnost ocena prema tipu vlasništva je uniformna, bez obzira na pol. Drugim rečima, jedino kod žena koje su zaposlene u privatnom sektoru je moguće kvantifikovati neto efekte promene minimalne zarade. U slučaju žena zaposlenih u ovom sektoru, jednogodisnje smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću zaposlenja za oko 2,4%, što je skoro dvostruko manje od porasta verovatnoće zabeležene kod muškaraca koji su zaposleni u privatnom sektoru (4,7%).

Na kraju imamo nameru da proverimo robusnost dobijenih rezultata. Pošto je prag koji razdvaja one koji primaju oko minimalne zarade i marginalno iznad nje arbitrarno postavljen, neophodno je da proverimo koliko su dobijeni rezultati otporni na promenu granice. Stoga smo se opredelili da istovremeno testiramo rigorozniji i relaksiraniji prag - osnovni model ćemo ocenjivati primenom dve nove vrste granica - $\pm 5\%$ i $\pm 15\%$. Drugim rečima, u prvom slučaju eksperimentalnu grupu će činiti svi oni sa primanjima između 95% i 105% realne minimalne zarade, dok će kontrolna grupa biti sačinjena od onih koji primaju između 105% i 115% realne minimalne zarade. Analogno tome, u drugom modelu referentne grupe će sačinjavati oni koji primaju između 85% i 115%, odnosno 115% i 145% realne minimalne zarade.

Tabela 2.18 – Provera robusnosti rezultata modela sa različitim pragovima

		± 5	Originalni model (± 10)	± 15
Oko minimalne	Koeficijent	-83.17	-80.34	-81.04
	Marginalni efekti	-5.8129*	-5.5614*	-4.8146*
Marginalno iznad	Koeficijent	-53.01	-73.2	-60.6
	Marginalni efekti	-2.4511**	-2.4683*	-1.9110*

*Statistička značajnost je predstavljena „***“ (* = 1%; ** = 5%; *** = 10%).

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

U Tabeli 2.18 prikazani su rezultati dva nova osnovna modela, kao i rezultati originalnog modela. Važno je napomenuti da se ova tri modela jedino razlikuju po demarkacionim vrednostima za

eksperimentalnu i kontrolnu grupu, dok su sve ostale varijable unutar njih identične. Kao što se moglo i očekivati, marginalni efekti u eksperimentalnoj grupi opadaju sa proširenjem njenog intervala, jer što je grupa bliža minimalnoj zaradi to su pojedinci osetljiviji na njene promene. Proširenjem ove grupe ona postaje kontaminirana osobama koje promena minimalne zarade ne tangira na direktan način. Ipak, navedeno smanjenje ima veoma blag karakter, te stoga ne utiče drastično na promenu krajnjih neto efekata. Idući od restriktivnijeg ka fleksibilnijem modelu, neto efekti uticaja promene realne minimalne zarade iznose 3,4%, 3,1% i 2,9%. Dakle, smanjenje realne minimalne zarade od 1% povećalo bi verovatnoću pronalaska posla za 3,4% ukoliko bismo posmatrali nešto užu grupu, odnosno 2,9% ukoliko su intervali malo šire definisani. S obzirom na to da su razlike rezultata modela sa promenjenim granicama neznatne u odnosu na rezultate inicijalnog modela koji smo testirali, možemo da tvrdimo da su naši rezultati robusni, t.j. da promena realne minimalne zarade statistički značajno utiče na verovatnoću pronalaska posla.

2.7 Zaključak

Debata o uticaju minimalne zarade na ishode na tržištu rada aktuelna je i u XXI veku. Naučna gledišta su toliko polarizovana da se ona protežu od potpuno negativnih posledica minimalne zarade do njene superiorne moći u pogledu zaštite radnika i smanjenja siromaštva. Jasno je da se istina krije negde između i da uticaj minimalne zarade u velikoj meri zavisi od konteksta u kom se posmatra. Stepem razvoja zemlje, tržišna struktura, privredna konjunktura, segmentiranost tržišta rada, snaga sindikata i sistem socijalne zaštite samo su neki od faktora koji doprinose da ocene o efektima minimalne zarade prevagnu na jednu ili drugu stranu.

Minimalna zarada u Srbiji ima relativno kratku istoriju. Nakon 2000-te i društveno-političkih promena koje su se dogodile, njena visina nije uvek utvrđivana na realnoj osnovi, odnosno u skladu sa zakonskim odrednicama koje Socijalno-ekonomski savet treba da uzme u obzir pre nego što odredi visinu minimalne zarade. U prvoj fazi ona je čak utvrđivana sasvim mehanički, potpuno autonomno u odnosu na skoro sve socijalno-ekonomske parametre o kojima treba voditi računa, izuzev prosečne zarade. U kasnijoj fazi, minimalna zarada je često korišćena u dnevno-političke svrhe. Tako je na primer ona poslužila kao instrument za očuvanje koalicione vlasti ili kao „štap“

i „šargarepa“ u strateškoj igri između države sa jedne i udruženja poslodavaca i sindikata sa druge strane. Stoga je njena visina neretko određivana na način da pomogne državi da izađe kao pobednik iz ove igre, a ne u skladu sa realnom situacijom na tržištu rada.

Dodatno, u našoj zemlji se često na visinu minimalne zarade gleda i kao na jedini pokazatelj (ali i jedini instrument u borbi protiv) siromaštva, što je potpuno pogrešno. Ovome u prilog govori i činjenica da se u javnosti nivo minimalne zarade često dovodi u vezu sa iznosom potrošačke korpe, i da se tom prilikom licitira o delu potrošačke korpe koji minimalna zarada pokriva. Zbog toga ne treba da čude konstantni pritisci koji su prisutni u javnom diskursu da se minimalna zarada poveća, a koji se zasnivaju na poređenju apsolutnog nivoa minimalne zarade u Srbiji u odnosu na zemlje EU, bez uzimanja u obzir specifičnih okolnosti lokalnih tržišta rada. Takva paušalna rešenje za eliminisanje siromaštva ne moraju biti delotvorna iz najmanje dva razloga. Prvo, efekti povećanja minimalne zarade na smanjenje siromaštva u zemlji u kojoj je stopa neformalne zaposlenosti iznad 20% zasigurno ne mogu biti veliki. Drugo, rezultati istraživanja koje se zasnivalo na SILC podacima iz 2013. pokazuju da je za Srbiju karakterističan relativno nizak intenzitet rada članova domaćinstva (Krsić, 2016). U takvoj konstelaciji društva, povećanje minimalne zarade zapravo neće pomoći onima koji su najsiromašniji, jer oni ne rade i posledično ne ubiru plodove od tog povećanja.

Bez obzira na navedene činjenice, u poslednje 3 godine minimalna zarada je konstantno rasla. Njen iznos je sa 121 dinar po satu u 2016. povećan na 155,3 dinara po času u 2019. Drugim rečima, radi se o nominalnom rastu većem od 28% u trogodišnjem periodu. Da rast nije bio zanemarljiv govori i relativni pokazatelj nivoa minimalne zarade. Ukoliko posmatramo poslednje raspoloživi podatak o bruto minimalnoj zaradi i bruto prosečnoj zaradi iz januara 2019. godine, možemo videti da je vrednost ovog količnika narasla na 51,2%. U pitanju je izuzetno visok nivo, bilo sa istorijskog aspekta ili sa komparativnog aspekta. Prema poslednje raspoloživim podacima Evrostata, vrednost ovog količnika u 2017. godini za Srbiju je iznosila 46,3%, te je u vrlo kratkom periodu on porastao za oko 5 procentnih poena. U istoj godini, najveću vrednost količnika u čitavoj EU imala je Slovenija (51,7%), dok je prosek EU iznosio negde oko 44,2%. Imajući u vidu sve mane i statističke nedostatke ovog pokazatelja, nedvosmisleno možemo reći da se prema njegovoj vrednosti Srbija u 2019. godini nalazi pri vrhu liste evropskih zemalja.

Pored visine minimalne zarade, krajnji efekti njenih promena zavise i od njene obuhvatnosti. Učešće onih koji primaju minimalnu zaradu predstavlja indikator potencijalne ranjivosti stanovništva u jednoj zemlji. Što je raspodela zarada zakrivljenija ulevo, porast minimalne zarade tangiraće veći broj ljudi. Procene o obuhvatnosti radnika minimalnom zaradom veoma su slične, bilo da se radi o podacima RZS koji su zasnovani na podacima Poreske uprave, ili da je reč o našim procenama zasnovanim na ARS. Slobodno možemo reći da oko 18% formalno zaposlenih radnika u Srbiji ima primanja koja se kreću u intervalu oko minimalne zarade. U apsolutnom broju, radi se o cifri od oko 400.000 radnika. U poređenju sa zemljama EU jedino je u Sloveniji figurirao sličan procenat. Izuzimajući Rumuniju, učešće osoba sa minimalnim zaradama u svim ostalim zemljama bilo je daleko ispod 15%, dok u nekim zemljama poput Španije i Belgije ono nije prelazilo ni 1%.

Posledično, kombinacija visokog relativnog nivoa minimalne zarade i velikog učešća radnika koji primaju zaradu oko minimalne rezultira visokom vrednošću prilagođenog Kaitzovog indeksa. Ukoliko se u obzir uzmu proračuni za 2019. godinu, Srbija sa vrednošću od oko 9,6 gotovo da deli prvo mesto sa Slovenijom kao zemljom u Evropi sa najvećom vrednošću ovog pokazatelja. Srpskih 9,6 je više nego trostruko veće od proseka EU koji iznosi nešto ispod 3. Štaviše, ovaj podatak zasniva se na prilično nerealnoj pretpostavci da se učešće radnika koji primaju minimalne zarade nije menjalo u prethodne dve godine. Argumentovano smo pokazali da je ono u međuvremenu sasvim sigurno poraslo, te da su stoga i prilagođene Kaitzove vrednosti u Srbiji više od onih u Sloveniji. Dodatno, pokazali smo i da određene grupe stanovništva, poput mladih – bilo prema užoj ili široj definiciji – beleže vrednosti prilagođenog Kaitzovog indeksa koje su višestruko veće od nacionalnog proseka. Stoga, navedena dva faktora – visinu i obuhvatnost minimalne zarade – kao i vrednost prilagođenog Kaitzovog indeksa koji proizilazi iz njih, treba imati u vidu prilikom tumačenja rezultata i formulisanja preporuka o promenama minimalne zarade u budućnosti.

U okviru našeg istraživanja, uticaj minimalne zarade na zaposlenost smo pokušali da procenimo na osnovu panel podataka ARS za period 2012-2016. Formiranjem eksperimentalne i kontrolne grupe, namera nam je bila da kontrolišemo opserviranu i neopserviranu heterogenost i time ocenimo neto efekte promene realne minimalne zarade. Ispostavilo se da minimalna zarada potencijalno može predstavljati ograničavajući faktor za dalji rast zaposlenosti. Preciznije, uz sve ostale nepromenjene uslove, smanjenje realne minimalne zarade od 1% u proseku povećava

verovatnoću pronalaska posla za 3,1% osobama koje nisu bile zaposlene u periodu pre smanjenja realne minimalne zarade. Naravno, ne radi se o efektima na ukupnu populaciju, već isključivo o efektima na populaciju koja radi za primanja koja su oko minimalne zarade. S tim u vezi, formalno možemo da potvrdimo osnovnu hipotezu od koje smo pošli – Smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću licima koja su se u prethodnoj godini nalazila izvan zaposlenosti da se zaposle za primanja oko minimalne zarade. Ukoliko prihvatimo dvosmernost uticaja minimalne zarade, to bi značilo da povećanje realne minimalne zarade od 10% povećava rizik od gubitka posla za 31% osobi koja radi za minimalnu zaradu.

Polazna hipoteza se ispostavila kao tačna, što možemo da zaključimo na osnovu rezultata modela koji su statistički značajni. Takođe, ispostavilo se da su rezultati modela robusni i da ne variraju značajno u zavisnosti od različitih, arbitrarno definisanih, granica koje odvajaju eksperimentalnu i kontrolnu grupu. Dodatno, utvrdili smo da uticaj promene minimalne zarade postepeno slabi sa rastom zarada pojedinaca, dok njeno dejstvo u potpunosti iščezava kada su u pitanju osobe koje zarađuje više od 130% minimalne zarade. Posmatrano na nivou ukupne radne snage, uticaj promene minimalne zarade ima gotovo neznatan uticaj na promenu agregatne zaposlenosti.

Pored osnovnog modela, u radu su ocenjivani i pomoćni modeli kako bi se sagledala ranjivost pojedinih kategorija stanovništva na promenu realne minimalne zarade. Prema prikazanim rezultatima, pokazalo se da su muškarci ranjiviji na promenu realne minimalne zarade. Drugim rečima, uz pretpostavku o dvosmernosti minimalne zarade, povećanje realne minimalne zarade smanjuje verovatnoću zadržavanja zaposlenja relativno više u slučaju muškaraca nego u slučaju žena. Tačnije, porast realne minimalne zarade od 10% povećava rizik od gubitka posla kod muškaraca koji rade za primanja oko minimalne zarade za 41,4% u odnosu na svega 20% kod referentne grupe žena. Dobijeni rezultati su u skladu sa zaključcima nekih ranije pomenutih istraživanja (Koutsogeorgopoulou, 1994). Zanimljivo je da najranjivije osobe nisu mladi, već lica starosti između 40 i 49 godina. Štaviše, promena realne minimalne zarade gotovo da nije imala nikakav uticaj na promenu verovatnoće zaposlenja kod mladih osoba (15-29) koji imaju primanja oko minimalne zarade. Sasvim očekivano, najveća reakcija na promenu realne minimalne zarade zabeležena je kod osoba sa niskim nivoom obrazovanja, dok statistički značajan efekat na visokoobrazovane osobe nije pronađen. Međutim, razlika između uticaja na one sa najnižim i srednjim nivoom obrazovanja izrazito je mala i iznosi svega 1 procentni poen. Utvrđene su i

značajne razlike u ranjivosti kad je reč o regionalnoj pripadnosti, pri čemu su najosetljivije osobe iz Vojvodine.

Pomoćni modeli, zasebno za muškarce i žene, prema različitim karakteristikama stanovništva ocenjivani su kako bi se identifikovale potencijalne dvostruke ranjivosti. Ono što je zanimljivo jeste činjenica da je identifikovana ranjivost mladih muškaraca, za razliku od ukupne mlade populacije i mladih žena. Slično tome, kada je reč o osobama niskog obrazovnog nivoa, iako ukupna populacija i žensko stanovništvo ne pokazuju preveliku ranjivost, muškarci ovog obrazovnog nivoa izuzetno su osetljivi. Bez obzira od konteksta, t.j. da li ih poredimo sa niskoobrazovanim ženama ili srednje obrazovanim muškarcima, niskoobrazovani muškarci ispoljavaju višestruko veću ranjivost. Kada je reč o dvostrukoj ranjivosti, u najgorem položaju se nalaze žene iz Vojvodine, čija je osetljivost na promenu realne minimalne zarade veća za nekoliko procentnih poena i u odnosu na žene iz ostalih regiona i u odnosu na muškarce iz svih regiona. Vredno je pomena i da su osobe zaposlene u privatnom sektoru izuzetno pogođene promenama realne minimalne zarade, što se ne može reći za njihove kolege koje rade u javnom sektoru.

Na osnovu svega predočenog, kreatori ekonomske politike, a pre svega glavni akteri u socijalnom dijalogu treba da budu veoma obazrivi prilikom budućih povećanja minimalne zarade. Rezultati do kojih smo došli pokazuju da, čak i u periodima kada se ona nalazila na nižem relativnom nivou (u odnosu na prosečnu zaradu), njeni efekti na zaposlenost nisu bili zanemarljivi. Ono što se u međuvremenu dogodilo jeste to da se minimalna zarada kontinuirano povećavala u poslednje 3 godine. Poput holesterola u krvi, ona možda još uvek nije toliko visoka da bi dovela do infarkta, ali se nalazi na tzv. granično rizičnom nivou i polako sužava krvne sudove. Ne samo da je relativni nivo minimalne zarade u Srbiji visok, već je i udeo radnika koji primaju minimalnu zaradu izuzetno visok. Svako njeno dalje povećanje zahvataće veći deo distribucije zarada, a samim tim i veći broj poslodavaca kojima će nametnuti veće troškove rada. S tim u vezi, možemo da pretpostavimo da bi naše ocene uticaja minimalne zarade na zaposlenost bile još intenzivnije ukoliko bi se sprovele na podacima iz 2019. godine. Uporište za ovu tvrdnju crpimo iz činjenice da se sa visinom od preko 50% prosečne zarade i obuhvatom od oko 20% formalno zaposlenih, polako došlo do ivice. Ovo potkrepljuju i rezultati ranije pomenute studije u kojoj je sprovedena komparativna analiza uticaja minimalne zarade u dve različite zemlje, pri čemu je jednu zemlju karakterisao relativno nizak nivo i nizak obuhvat minimalne nadnice, dok su u drugoj zemlji oba pokazatelja bila

značajno viša. Ispostavilo se da iako minimalna zarada nije imala neželjena dejstva u prvom slučaju, ona su postala i te kako izražena u drugoj zemlji gde su i učešće onih koji primaju minimalnu zaradu i njen relativni nivo bili izuzetno visoki (Bell, 1995).

Takođe treba imati u vidu i preporuke pojedinih autora i međunarodnih institucija koji smatraju da vrednost minimalne zarade u zemljama u razvoju ne treba da prelazi 40% prosečne zarade (Rutkowski, 2003; G20, 2012). Zbog toga, svako povećanje minimalne zarade u budućnosti koje je značajno veće od rasta prosečnih zarada, mora narušiti aktuelnu distribuciju zarada i nužno biti ograničavajući faktor za rast formalne zaposlenosti. U ovom tonu je i naša bazična preporuka, a to je da partneri u socijalnom dijalogu ne zaborave na navedena ograničenja prilikom ostvarivanja kratkoročnih ciljeva. U suprotnom mogla bi se obistiniti ona narodna da „ko hoće veće, izgubi iz vreće“, a da pritom „gubitak iz vreće“ bude isključivo prevaljen na teret radnika koji su ostali bez posla. Neracionalnom ponašanju socijalnih partnera često doprinose populističke i, može se reći, diletantske izjave predstavnika vlasti. Poslednja u nizu je ona prema kojoj bi minimalnu zaradu trebalo što pre podići na nivo minimalne potrošačke korpe²⁴, što predstavlja jednokratni rast od nekih 40%. Ukoliko navedeno povećanje ne bi u istom roku bilo praćeno udvostručavanjem BDP-a ili povećanjem zarada u privatnom sektoru od minimum 30%, ovakve „prekonoćne“ promene mogle bi samo da izazovu ozbiljne posledice po zaposlenost.

Dodatno, svako osetnije povećanje minimalne zarade može uticati na intenziviranje dualizacije tržišta rada i rast neformalne zaposlenosti. Prethodno posebno može biti opasno u slučaju Srbije, jer pored visokog nivoa minimalne zarade politika oporezivanja rada je takva da kažnjava radnike koji rade za najniža primanja, kao i poslodavce koji ih zapošljavaju. Izuzetno niska progresivnost poreza na rad u kombinaciji sa postojanjem minimalne stope za obračun doprinosa dovodi do paradoksa – čini nisko plaćeni rad relativno skupim. Primera radi, poslodavac koji u januaru 2019. godine prijavi radnika na minimalnu zaradu imaće trošak rada od oko 45.200 dinara, dok će radnik odneti kući sa sobom tek negde oko 28.500 dinara. Koridor od skoro 17.000 dinara koji poslodavac i radnik mogu podeliti između sebe dovoljan je podsticaj da umesto formalnog, dođe do neformalnog angažmana. Upravo iz ovog razloga, ukoliko kreatori politika žele da smanje siromaštvo i nejednakost, a da pritom ne redukuju zaposlenost, treba da se okrenu izmenama

²⁴ <https://www.blic.rs/biznis/moj-novcanik/minimalac-u-srbiji-prima-300000-radnika-minimalna-zarada-je-27300-dinara-a-trend-od/v6dcdzy>

poreske politike, a ne daljem rastu minimalne zarade. Štaviše, relativno rasterećivanje nisko plaćenog rada uvođenjem progresivnijeg poreskog sistema ne samo da bi moglo da smanji siromaštvo i nejednakost bez redukcije zaposlenosti, već bi moglo stimulatивно da deluje i na porast zaposlenosti ili makar na formalizaciju neformalno zaposlenih. Dakle umesto linije manjeg otpora i daljeg drastičnijeg povećanja minimalne zarade zarad kupovine socijalnog mira, potrebno je napraviti zaokret u smeru politike oporezivanja rada. Potez koji zahteva hrabrost jer predstavlja svojevrsno otvaranje pandorine kutije iz koje ono što izlazi može najviše da naškodi bogatima. Međutim, takav potez više od hrabrosti zahteva stabilnu većinu u parlamentu, odnosno vladu u kojoj ne moraju da se prave koalicioni ustupci. Stoga je u našem slučaju potreban uslov ispunjen, dovoljan uslov odnosi se na stručnost i spremnost pomenute vlade da se uhvati u koštac sa ne tako lakim reformama.

Drugi pravac reformi, koji postoji u nekim zemljama, je uvođenje diferencirane minimalne zarade. Podsećamo da postoje zemlje koje imaju propisane različite nivoe minimalne zarade za različite sektore, regione, obrazovne nivoe, godine starosti i sl. U svom Vodiču o politici minimalne nadnice²⁵ ILO kao prihvatljive podrazumeva diferencirane minimalne zarade za mlade, osobe sa invaliditetom i radnike migrante. Čak i kada je reč o ovim kategorijama, preporučuju se različite minimalne zarade, ali isključivo ukoliko njihova primena ima privremeni karakter. Svako dugotrajnije uvođenje minimalnih zarada narušilo bi princip „jednake kompenzacije za jednaki rad“. Upravo ovaj vodič sledila je Nemačka kada je uvela nacionalnu minimalnu zaradu po prvi put 2015. godine. Siromašniji regioni, sektori koji se baziraju na niskoproduktivnom radu, mladi i još neke kategorije bile su izuzete od nacionalne minimalne zarade, odnosno za njih je važio nešto niži zakonski minimum. U naredne dve godine minimalna zarada za ove kategorije postepeno je povećavana, da bi se u 2017. godini u potpunosti izjednačila sa nacionalnom minimalnom zaradom.

U tom kontekstu, vredi proveriti da li bi uvođenje diferencirane minimalne zarade imalo smisla u slučaju Srbije. Naravno ne klasno-diskriminatorne poput one iz Hamurabijevog Zakonika, već diferencijacija koja se primenjuje u savremenim ekonomijama. Na osnovu rezultata do kojih smo mi došli možemo da kažemo da uvođenje različitih nivoa minimalne zarade ne bi dovelo do

²⁵ https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_protect/---protrav/---travail/documents/genericdocument/wcms_508527.pdf

željenih rezultata, barem u slučaju kategorija stanovništva koje smo razmatrali. Naime, ocene starosnih grupa u osnovnom modelu ne govore u prilog tome da su mladi najranjiviji na promenu minimalne zarade. Štaviše, ispostavlja se da minimalna zarada više utiče na kontrolnu nego na eksperimentalnu grupu. S tim u vezi, ova tradicionalno ranjiva kategorija ne ispoljava svoju ranjivost u Srbiji. Nalazi do kojih smo došli su u saglasnosti sa rezultatima nekih ranije pomenutih studija (Bazen & Martin, 1991; Benhayoun, 1994; Card & Krueger, 2016). Slično mladima, i osobe sa niskim obrazovanjem nisu posebno pogođene promenama minimalne zarade. Doduše, za razliku od mladih negativan uticaj minimalne zarade je utvrđen za ovu obrazovnu kategoriju, ali je on neznatno jači od uticaja na osobe sa srednjim obrazovanjem. Pošto obrazac njihove ranjivosti ne odstupa drastično od ostatka stanovništva, uvođenje diferencijalne minimalne zarade ni po ovom kriterijumu ne bi imalo smisla.

Jedini pozitivan rezultat uvođenja različitih minimalnih zarada bi mogao da se ostvari ukoliko bi se one razlikovale na regionalnom nivou. Rezultati do kojih smo došli ukazuju na prisustvo različitih reakcija na minimalnu zaradu u zavisnosti od regiona. U ovim okolnostima bi regionalna diferencijacija mogla da pospeši ishode na regionalnim tržištima rada. Ovakvi rezultati ne bi trebalo da čude s obzirom na veoma velike razlike u regionalnoj razvijenosti koje su prisutne u Srbiji. Da bismo ilustrovali ovaj fenomen dovoljno je da uzmemo podatak o prosečnoj zaradi iz 2017. Tada je prosečna neto zarada u Beogradu iznosila oko 52.500 dinara, dok je u Trgovištu iznosila svega 19.500 dinara. Na stranu to što je zarada u Trgovištu bila skoro tri puta manja nego u Beogradu, paradoksalno je da je ona bila niža čak i od nacionalne neto minimalne zarade koja je u tom trenutku iznosila oko 23.000 dinara. Drugim rečima, u Trgovištu je minimalna zarada iznosila neverovatnih 118% prosečne zarade u Trgovištu. Kako onda očekivati da u takvim uslovima poslodavci formalno zaposle radnika za minimalnu zaradu? Čemu onda minimalna zarada ako niko ne uživa njena prava? Ovo su pitanja na koja je teško dati racionalan odgovor. Upravo zbog velikih razlika u regionalnoj razvijenosti, a u cilju povećanja formalne zaposlenosti u nerazvijenim regionima, regionalno diferenciranje minimalne zarade bi bilo svrsishodno.

Razlike u regionalnoj minimalnoj zaradi ne bi morale da budu izuzetno velike, mogao bi da se primeni koncept koji važi u Portugalu gde one variraju do 5% u odnosu na nacionalni minimum. U slučaju Srbije, njihov nivo bi mogao da se određuje unutar regionalnih Socijalno-ekonomskih saveta koje bi činili predstavnici lokalnih SES-ova. Međutim, postavlja se pitanje koliko je ovakav

pristup etički i u kojoj meri diskriminiše određene regione. Takođe, da li bi u političkom smislu neko bio spreman da podrži ovakav predlog. Zbog toga bi ovo rešenje bilo isključivo privremenog tipa i moglo bi da se koristi komplementarno sa drugim merama za uravnoteženi regionalni razvoj. Slično nemačkom iskustvu, nešto niže regionalne minimalne zarade bi mogle da se uvedu sa postepenim usklađivanjem od recimo 5 godina, što je sasvim dovoljan period da se poslodavci iz tih regiona prilagode, kao i da se na objektivan način oceni u kojoj meri su one pomogle u razvoju regionalne zaposlenosti.

Pored iznetih preporuka za kreatore politika, potrebno je trasirati put za dalja istraživanja. Da bi se unapredila saznanja o krajnjim efektima minimalne zarade u narednom koraku bi se istraživanje moglo zasnivati isključivo na onim pojedincima koji su dali precizan odgovor o iznosu zarade, dok bi intervalni odgovori bili izuzeti iz analize. Ekskluzivno posmatranje tačnih iznosa povećalo bi preciznost dobijenih rezultata, ali da bi to bilo moguće, neophodno je posmatrati duži vremenski period kako bi se obezbedio dovoljno pouzdan uzorak. Takođe, pošto nakon odmrzavanja minimalne zarade u poslednjim godinama dolazi do konstantnog rasta njene realne vrednosti, smisleno bi bilo testirati model zasnovan na „pogledu u budućnost“. Kao što smo napomenuli, ovaj pristup je intuitivniji, a dobijeni rezultati bi imali benchmark u rezultatima do kojih smo mi došli primenom „pogleda u prošlost“. Time bi se ujedno proverila i naša permanentna pretpostavka o dvosmernom uticaju minimalne zarade.

Druga linija istraživanja bi mogla da se odnosi na procenu broja osoba koje primaju kovertirane zarade i ispitivanje njihovih karakteristika. Zahvaljujući CROSO bazi i najavljenom saradnji RZS i Poreske uprave u pogledu razmene podataka, u budućnosti će postojati šansa da se ispitanici iz ARS-a povežu sa njihovim poreskim karticama i podacima o uplati doprinosa. Ovim povezivanjem, biće omogućeno poređenje formalno isplaćenih zarada i zarada koje su radnici zaista dobili. Time ne samo da bi se utvrdila zastupljenost kovertiranih zarada unutar privrede i različitih potkategorija stanovništva, već bi se moglo ispitati ponašanje poslodavaca koji isplaćuju ove zarade kada dođe do rasta minimalne zarade. Sasvim je moguće da ovakvi poslodavci koriste kovertirane zarade kao „tampon zonu“ prilikom povećanja minimalne zarade. Naime, oni ne otpuštaju radnike, već povećanje formalno isplaćene zarade kompenzuju smanjenjem neformalne zarade. Na ovaj način se nastavlja igra „muzičkih stolica“ koja može da traje u nedogled jer je broj igrača jednak broju stolica, odnosno sve dok minimalna zarada ne poraste iznad vrednosti

formalnog i neformalnog dela zarade koje isplaćuje poslodavac. Jedini pobednik u takvoj igri je država koja bez povećanja broja tržišnih inspektora ubira veće poreske prihode. Zadatak takvog istraživanja bio bi upravo da proceni masu kovertiranih zarada i dâ prognozu u kom trenutku će država svojim ponašanjem nenamerno prouzrokovati izmicanje stolica.

3. PERZISTENTNOST NISKIH ZARADA U SRBIJI

Most poor people earn more than minimum wage when they are working; their problem is not low wages. The problem comes when they are not working.

Joseph Stiglitz

3.1 Uvod

Slično prethodnom delu rada, koji je bio posvećen uticaju minimalne zarade, i u ovom segmentu se bavimo analizom položaja zaposlenih koji se nalaze u levom delu distribucije zarada. Tačnije, u fokusu istraživanja našle su se osobe koje primaju niske zarade. Uporedo posmatrano, koncept niskih zarada ima određene sličnosti, ali i razlike u odnosu na minimalnu zaradu. Zajedničko im je to što se i radnici koji primaju minimalnu zaradu i radnici koji primaju niske zarade, relativno posmatrano, nalaze u nepovoljnijem položaju u odnosu na radnike sa prosečnim primanjima. Takođe, minimalna zarada može da ima veliki uticaj na radnike koji primaju niske zarade. Primera radi, povećanje minimalne zarade može da poboljša trenutni položaj radnika koji primaju niske zarade.

Ipak, treba istaći i činjenice koje razlikuju ova dva fenomena. Prvo niske zarade obuhvataju određeni deo distribucije zarada koji je determinisan nekom granicom, dok je minimalna zarada suštinski jedna od formalnih institucija tržišta rada. Na osnovu prethodnog se ispostavlja da je egzistencija niskih zarada neminovna, kao i da sa druge strane minimalna zarada može, ali i ne mora da postoji. Drugo, minimalna zarada se određuje nezavisno od aktuelne raspodele zarada. Naravno, prilikom egzogenog određivanja minimalne zarade vodi se računa o mnogim faktorima koji mogu indirektno da imaju veze sa distribucijom zarada, ali se uglavnom ne propisuje na kom percentilu raspodele zarada ona treba da se nalazi. Sa druge strane, relativni koncept niskih zarada, za čiju smo se definiciju opredelili, eksplicitno razvrstava radnike u zavisnosti od oblika distribucije zarada, tako da se prag niskih zarada određuje endogeno.

Treće, postoji konceptualna razlika važna za analizu. Niske zarade su inkluzivnije, one obuhvataju sve radnike koji se nalaze ispod određene granice. Nasuprot tome, minimalna zarada tangira samo

radnike čija su primanja jednaka minimalnim, dok nema uticaj na sve one koji se nalaze iznad i ispod nje. Četvrto, različita je i responzivnost preduzeća povodom promena minimalne zarade, odnosno praga niskih zarada. U prvom slučaju preduzeća direktno reaguju tako što smanjuju (povećavaju) broj zaposlenih zbog promene troškova rada koji nastaju usled povećanja (smanjenja) minimalne zarade. Promena praga niskih zarada nužno ne mora da ima direktnu implikaciju na zaposlenost, s obzirom na to da je ona određena relativno. S tim u vezi, ova promena može nastati isključivo kao posledica promene oblika distribucije zarada što ne iziskuje od preduzeća da prilagode svoju tražnju za radom. Imajući u vidu navedene razlike, sam cilj istraživanja će biti bitno drugačiji od onog koji je definisan u prethodnom delu rada. Posledično, iako je tematika slična, postojaće određene razlike i u metodološkoj aparaturi koju ćemo primenjivati prilikom analize niskih zarada.

Porast učešća radnika sa niskim zaradama, koji se dogodio u poslednjih 30 godina, doprineo je intenziviranju diskusije o problematici niskih zarada kao i o tome kakve posledice one imaju na radnike koji ih primaju. Osnovno pitanje koje se nameće jeste ko su zapravo radnici koji primaju niske zarade. Ovde je korisno napraviti kratku digresiju čija je poenta terminološka demistifikacija. Naime, često prevladava mišljenje da je termin radnici sa niskim zaradama u stvari samo drugi naziv za siromašne radnike. Da se znak jednakosti ne može staviti između ova dva pojma govore i (poslednje uporedivi) podaci Evorstata za 2014. godinu. Prema ovim podacima učešće radnika sa niskim zaradama u EU je iznosilo 17,2%, dok je učešće radno siromašnih bilo „svega“ 9,5%. Naravno, ova dva pokazatelja nisu direktno uporediva s obzirom na to da se u prvom slučaju posmatraju pojedinci i zarade, a u drugom pojedinci u sklopu domaćinstva i raspoloživi ekvivalentni dohodak. Takođe, dvostruko veća vrednost kada su u pitanju radnici sa niskim zaradama jasno potvrđuje da se ne radi o sinonimu, ali nesporna je činjenica da niske zarade jesu jedna od glavnih komponenti koja određuje radno siromaštvo (Crettaz & Bonoli, 2010). Međutim, na to da li će zaposleni biti siromašan ili ne, izuzev činjenice da prima nisku zaradu, utiču i drugi faktori poput kompozicije domaćinstva, kvaliteta zaposlenosti i karakteristika pojedinca (Pena-Casas & Latta, 2004). Ovo je vidljivo iz definicije radnog siromaštva prema kojoj su radno siromašni ona lica koja se nalaze „u zaposlenosti“ i pri tom žive u domaćinstvu koje je u riziku od siromaštva. Status „u zaposlenosti“ podrazumeva da je lice radilo više od 6 meseci u godini na koju se odnose podaci o primanjima, dok je domaćinstvo u riziku od siromaštva ukoliko su njena primanja manja od 60% medijane nacionalnog ekvivalentnog dohotka. Dakle, pored toga što su

pragovi niskih zarada (2/3 medijalne zarade) i radnog siromaštva (60% medijane nacionalnog ekvivalentnog dohotka) različiti, navedeni udeli razlikovaće se i zbog toga što na broj radno siromašnih utiču i faktori poput broja (izdržavanih) članova u domaćinstvu, iznosa socijalnih transfera koje domaćinstvo prima i sl. (Penna et al, 2019).

Literatura koja se bavi fenomenom niskih zarada uglavnom pokušava da odgovori na tri bazična pitanja u vezi sa ovom pojavom. Prvo, šta je to što predodređuje pojedine radnike da primaju niske zarade? Drugim rečima, kakav je profil i ko su zapravo osobe koje primaju niske zarade? Drugo, kakva je priroda, odnosno vremenski karakter niskih zarada – da li one perzistiraju, ili su pak kratkoročna pojava koju iskusi većina radnika u toku svog radnog veka. Treće, koji su to faktori koji utiču na to da neke osobe kontinuirano primaju nisku zaradu u dužem vremenskom periodu – da li su po sredi individualne karakteristike radnika ili je u pitanju nešto drugo? Pitanja su izložena graduelno, prema značaju i težini procene. Odnosno, ocenjivanje faktora koji utiču na kontinuirano primanje niskih zarada (pitanje 3) mnogo je kompleksnije od utvrđivanja profila osoba koje primaju niske zarade (pitanje 1), ali je zato i upotrebnost odgovora na treće pitanje za kreatore politika mnogo veća nego u slučaju odgovora na pitanje pod rednim brojem 1.

Pošto smo prethodno definisali srodnosti i razlike između radnika koji se nalaze u riziku od siromaštva i radnika koji primaju niske zarade, možemo da se fokusiramo na prvo bazično pitanje. U sklopu njega, potrebno je utvrditi šta je to što predodređuje neke radnike da primaju niske zarade. Teorijski koncept niskih zarada je veoma dobro poznat i prilično jasan. Pretpostavka o konkurentnom tržištu implicira da poslodavci koji maksimiraju profit moraju isplaćivati zarade koje su čvrsto povezane sa produktivnošću radnika. Posledično, niske zarade su determinisane niskom produktivnošću. Nadalje, produktivnost je uslovljena akumuliranim nivoom ljudskog kapitala koji radnik poseduje. Konačno, logički silogizam je kompletiran činjenicom da će niske zarade primati oni radnici koje odlikuje nizak nivo ljudskog kapitala. U takve radnike se u opštem slučaju ubrajaju pre svega niskokvalifikovane osobe, a onda i mladi, dok se u razvijenim zemljama pomenutim kategorijama stanovništva sve češće dodaju i imigranti.

Međutim, pojedini autori su na nešto drugačiji način pristupili analizi ovog fenomena (Solow, 2008). Ne sporeći da na niskoproduktivnim poslovima rade uglavnom radnici sa niskim kvalifikacijama, Solov ipak ističe da je u modernoj ekonomiji neizbežno postojanje poslova kojima je niska produktivnost intrinzična. Takvi poslovi su jednostavno niskoproduktivni sami po sebi,

bez obzira na to ko ih obavlja. Uzmimo na primer radnike u hipermarketima. Nezavisno da li robu na policama slaže osoba koja poseduje visok ili nizak nivo ljudskog kapitala, njena produktivnost će u relativnom pogledu biti niska. S tim u vezi, pojedini poslovi nisu niskoproduktivni zbog činjenice da na njima rade osobe sa niskim nivoom ljudskog kapitala. Naprotiv, Solov smatra da u ovakvim slučajevima važi obrnuta kauzalnost – zaposleni koji rade na ovim poslovima poseduju nizak nivo ljudskog kapitala baš zbog toga što su to niskoproduktivni poslovi.

Ako je Solov u pravu, kako to da na ovim poslovima dominantno rade baš niskokvalifikovane osobe? Odgovor na ovo pitanje krije se u mehanizmu tržišta rada. Ono funkcioniše na način da upravo osobe koje karakteriše nizak nivo ljudskog kapitala alocira na niskoproduktivne poslove iz razloga što ove osobe, u odnosu na visokokvalifikovana lica, imaju relativno malo drugih alternativa. Iako uvođenje obostrane kauzalnosti podseća na raspravu o tome šta je starije, kokoška ili jaje, Solovljeva modifikacija je značajna prilikom formulisanja preporuka za unapređenje položaja radnika sa niskim zaradama. Pošto su niskoproduktivni poslovi inherentni modernom dobu, povećanje ljudskog kapitala kao univerzalni lek ima ograničenu moć. Ono je mnogo delotvornije na mikro nego na makro nivou. Drugim rečima, povećanjem kvalifikovanosti osoba smanjuje rizik od primanja niskih zarada (na raspolaganju ima bolje alternative od niskoproduktivnih poslova), ali povećanje ljudskog kapitala na nivou privrede ne može u potpunosti iskoreniti niske zarade (niskoproduktivni poslovi će postojati i biće alocirani na one koji u tom trenutku imaju najmanje alternativa).

Pored identifikacije radnika sa niskim primanjima, od velikog značaja je utvrditi i kakav je karakter niskih zarada. Ovde se misli na analizu vremenske dimenzije niskih zarada, koja čini srž drugog bazičnog pitanja. U tom kontekstu, u zavisnosti od njihove istrajnosti (perzistentnosti), niske zarade mogu da imaju tranzitorni ili permanentni karakter. U prvom slučaju, na niske zarade se gleda kao na nužno, ali kratkotrajno, zlo koje većina radnika mora da iskusi tokom svog radnog veka. Sa druge strane, potonjem slučaju odgovara situacija u kojoj pojedini radnici u dužem vremenskom periodu ostvaruju niska primanja od rada. U zavisnosti od toga kakva je priroda niskih zarada, zavisiće i težina položaja u kojem se osobe sa ovim primanjima nalaze. Intuitivno, što je za neku grupu radnika istrajnost niskih zarada veća, radnici duže ostaju „zarobljeni“ na loše plaćenim poslovima. Stoga se problem niskih zarada može posmatrati analogno problemu nezaposlenosti. Stopa nezaposlenosti ukazuje na to koje grupe stanovništva najviše tragaju za

poslom, dok dužina nezaposlenosti ukazuje na to koje grupe najduže tragaju za poslom. Dakle, tek kombinacijom profila niskih zarada i vremenskog karaktera niskih zarada dobija se potpunija slika o ovom fenomenu.

Pošto je identifikacija radnika koji primaju niske zarade relativno jednostavna, od esencijalne važnosti za formulisanje adekvatne ekonomske politike je precizno utvrđivanje vremenske prirode niskih zarada, i u vezi sa tim, pravilna identifikacija faktora koji utiču na nju. Od prethodnog bi dominantno trebalo da zavisi kakav je tretman neophodan radnicima sa niskim zaradama. Štaviše, od nivoa perzistentnosti niskih zarada zavisi da li je donošenje bilo kakve mere uopšte potrebno. Naime, ukoliko se ustanovi da u nekoj zemlji (za neku grupu stanovništva) niske zarade imaju prolazni karakter, njihovo postojanje ne mora biti toliko štetno. Postoji veliki broj okolnosti u kojima tranzitorne niske zarade čak mogu biti i poželjna, ili barem manje loša, opcija (Schnabel, 2016). Prvo, kratkotrajna zaposlenost sa niskim primanjima može biti preferirana opcija ukoliko su ostale alternative znatno nepovoljnije. Tako na primer, ukoliko je nezaposlenoj osobi na raspolaganju izbor između zadržavanja trenutnog statusa i posla sa niskim zaradama, potonja opcija se smatra povoljnijom sa stanovišta blagostanja. Argument koji dodatno govori u prilog ovoj alternativi odnosi se i na dobro poznati efekat ožiljka (scarring effect) koji se vezuje za vreme provedeno u nezaposlenosti. Radi se o eroziji ljudskog kapitala do koje dolazi u situaciji kada osoba duži vremenski period provede van zaposlenosti. Usled ovakvog smanjenja veština i znanja, dugotrajno nezaposlena lica, u odnosu na osobe koje nisu dugo bile van zaposlenosti, u budućnosti teže pronalaze posao i rade na poslovima sa nižim zaradama. Ovaj efekat je posebno izražen kod mladih radnika (Gregg & Tominey, 2005).

Drugo, niskoplaćeni poslovi koji imaju tranzitorni karakter mogu biti pogodni ne samo nezaposlenim osobama, već i osobama koji su iz različitih razloga duži vremenski period provele van tržišta rada. Najčešće se radi o licima koja su izašla sa tržišta rada zbog porodijskog odsustva, ozbiljnije bolesti, brige o bolesnim članovima porodice ili, u krajnjem slučaju, obeshrabrenosti zbog nemogućnosti da pronađu posao. Efekat ožiljka je prisutan i kod njih, s tim što je možda i nešto izraženiji. Prihvatanje posla sa niskim zaradama pruža neaktivnim licima priliku da se reintegrišu na tržište rada kako bi obnovili svoja znanja i veštine. Ostvarivanje ponovnog kontakta sa tržištem rada uvećava njihovu šansu da u budućnosti pronađu bolje plaćeni posao. Treće, ukoliko pođemo od pretpostavke o niskim zaradama kao „nužnom zlu“ kroz koje većina

zaposlenih mora da prođe, onda ovaj period života treba shvatiti kao odskočnu dasku za bolje plaćeni posao. Drugim rečima, na početku radnog veka radnici poseduju veoma malo specifičnog i praktičnog znanja koje je od koristi preduzeću. Stoga je neophodno da „istolerišu“ primanje niske zarade u početku karijere, zarad potencijalno većih primanja u budućnosti. Tolerisanje će biti kratkotrajno i okončaće se onog momenta kada radnici novajlije unaprede svoja znanja i specifične veštine koje se vrednuju od strane preduzeća. Na taj način akumulacija znanja radniku pomaže da izađe iz problema niskih zarada, odnosno da ga prenese na drugog radnika koji se u tom trenutku nalazi na početku radnog veka.

Ipak, češći i mnogo ozbiljniji slučaj je kada su niske zarade perzistentne. U takvim okolnostima zaposleni rade na poslovima sa niskim zaradama u dužem vremenskom periodu i praktično bivaju uhvaćeni u tzv. klopku niskih zarada. Za razliku od tranzitornih niskih zarada, na koje se, u okolnostima koje smo naveli, može gledati čak i blagonaklono, istrajne niske zarade sa sobom nose mnoge negativne efekte (Schnabel, 2016). Prvo, na efekat ožiljka koji pogađa neaktivne i nezaposlene, nisu imuni ni zaposleni koji rade na poslovima sa niskim primanjima. Takvi poslovi najčešće zahtevaju rutinu i ostavljaju malo ili nimalo mesta za nadogradnju ljudskog kapitala. Klopka niskih zarada ovde u potpunosti dolazi do izražaja, jer su zaposleni isključeni iz najvećeg broja mera aktivne politike tržišta rada. Tako bi na primer da su ostali nezaposleni, imali priliku da pohađaju kurs jezika koji se organizuje sa ciljem podizanja kompetencija nezaposlenih, što bi povoljno uticalo na verovatnoću njihovog budućeg zaposlenja. Pošto su zaposleni, nemaju pravo (najčešće ni vremena) da pohađaju obuke sličnog tipa i ostaju zarobljeni u obavljanju svog rutinskog posla.

Drugo, verovatnoća pronalaska bolje plaćenog posla za radnika koji duži vremenski period radi na poslovima sa niskim zaradama može da bude i manja nego za nezaposlenu osobu. Pozivajući se na prethodni paragraf, opet možemo da kažemo da se radi o tzv. klopci niskih zarada. Naime, reč je o nedostatku slobodnog vremena koju osoba koja je zaposlena može da alocira na traženje posla. Pored nedostatka vremena za aktivno traženje posla, možda još veći nedostatak odnosi se na sam proces intervjua i testiranja od strane budućeg poslodavca. Većina poslodavaca razgovore za posao zakazuje isključivo u toku radnog vremena, što u značajnoj meri ograničava već zaposlenu osobu da aplicira za novi posao. Uopšte se ne radi o trivijalnoj stvari, s obzirom na to da HR službe ozbiljnijih kompanija – koje uglavnom i nude bolje plaćene poslove - sprovode testiranja i

razgovore u više selekcionih krugova. Luksuz izostanka sa posla od nekoliko dana, zaposlene osobe sebi jednostavno ne mogu da priušte. Postavlja se pitanje na koji način onda zaposlene osobe uopšte mogu da pronađu drugi posao? One to najčešće čine preko privatnih i poslovnih kontakata. Nažalost, socijalna mreža radnika koji imaju niska primanja uglavnom nije razvijena u toj meri da im obezbeđuje prohodnost ka bolje plaćenim poslovima, tako da ostaju uskraćeni i za ovu opciju.

Treće, za radnike primanje niskih zarada u dužem vremenskom periodu nije pogodna alternativa zbog toga što šalje nepovoljan signal budućim poslodavcima. Radna istorija zaposlenog koja ukazuje da je uglavnom radio na poslovima sa niskom zaradom može navesti poslodavca na pomisao da se generalno radi o niskoproduktivnom radniku. Takav radnik biće obeležen, a budući poslodavci će se ili truditi da ga zaobilaze u što većoj meri, ili pak da ga angažuju, ali sa najmanjom mogućom kompenzacijom. Fenomen signaliziranja posebno se ispoljava u slučaju visokoobrazovanih radnika koji su duže vreme zaposleni na poslovima sa niskim primanjima. Dakle, u pitanju su tzv. prekomerno obrazovni radnici, koji najverovatnije iz nužde obavljaju loše plaćene poslove. Njih budući poslodavci vide kao posebno nesposobne da svoja znanja stečena u toku formalnog procesa obrazovanja pretoče u praktične veštine. U skladu sa tim ih i tretiraju, odnosno izbegavaju da zaposle ili plaćaju znatno niže od radnika istog obrazovnog nivoa.

Treba napomenuti da svi navedeni nedostaci ne važe isključivo ukoliko je osoba sve vreme provodila kao zaposlena sa niskim primanjima. Oni se ispostavljaju kao validni i ukoliko je osoba u dužem vremenskom periodu pored zaposlenosti za niske zarade imala kratkotrajne izlete u nezaposlenost. Bitno je jedino da u tom periodu ona nije radila na poslovima sa ne-niskom zaradom. Periodi loše plaćenog rada koji se smenjuju kratkoročnim epizodama nezaposlenosti, takođe su loš indikator budućim poslodavcima. Svaki od njih će već pri prvom uvidu u CV kandidata odmah postaviti pitanje koji je razlog česte promene poslodavaca. Ovo može biti signal nesposobnosti radnika da se prilagodi datom radnom okruženju i da odgovori konkretnim radnim zadacima, što su rizici kojima potencijalni poslodavac ne želi da se izlaže. Upravo ova volatilnost u radnoj biografiji kandidata neretko može predstavljati odlučujući faktor za odbijanje istog.

Ukoliko se ispostavi da niske zarade imaju osobine istrajnosti, potrebno je detaljnije ih analizirati kako bi se utvrdilo šta su uzročnici te istrajnosti – ovom problematikom se bavi treće bazično pitanje. U okviru njega ispituju se faktori koji dominantno doprinose tome da neka osoba prima niske zarade u dužem vremenskom periodu. Tek pošto se identifikuje šta je tačan razlog pojave

perzistentnosti niskih zarada, biće omogućena kritična masa informacija na osnovu koje kreatori politika mogu na adekvatan način da reaguju. Dva su osnovna činioca koja mogu da utiču na to da osoba prima niske zarade u dužem vremenskom periodu. Prvi se odnosi na lične karakteristike radnika koje ga mogu predodrediti da u sukcesivnim periodima prima nisku zaradu. Na primer, za mladu osobu koja radi u ruralnoj sredini sa niskim nivoom obrazovanja permanentno primanje niskih zarada može biti neminovnost. Drugi činilac se isključivo tiče zavisnosti od prethodnog položaja. Radi se o tzv. efektu lepljivog poda (*sticky floor effect*) koji čini da zaposleni ostanu zarobljeni u segmentu niskih zarada. Odnosno, ukoliko ovakva zavisnost postoji, osoba će primati nisku zaradu u sadašnjosti isključivo zbog toga što je primala nisku zaradu u prethodnom periodu. Zavisnost od prethodnog položaja se javlja iz razloga o kojima smo ranije pisali, a povezani su sa efektom ožiljka. Bilo da tokom epizoda zaposlenosti za niske zarade dolazi do deprecijacije ljudskog kapitala radnika ili da budući poslodavci zbog prethodne platne istorije stigmatizuju ove radnike smatrajući ih niskoproduktivnim, krajnja posledica će biti ista – radnici će ostati zarobljeni u niskim zaradama.

Gotovo da ne postoje primeri u kojima jedan od ova dva faktora u potpunosti može da objasni perzistentnost niskih zarada. Nju najčešće uzrokuje upravo kombinacija ličnih karakteristika radnika i zavisnosti od prethodnog položaja. S tim u vezi, od izuzetne je važnosti utvrditi koji od ova dva faktora je dominantniji. Odnosno, da li radnici koji u sukcesivnim periodima primaju niske zarade prolaze kroz ovu fazu prevashodno zbog svojih ličnih karakteristika koje utiču na njihovu produktivnost, ili je to isključivo posledica činjenice da su u prethodnom periodu primali niske zarade. Naravno, još poželjnije je tačno kvantifikovati koliki je uticaj svakog od njih. Upravo u zavisnosti od njihovog značaja za objašnjavanje fenomena niskih zarada, zavisiće i konkretne mere koje treba preduzeti. Precizna kvantifikacija pomenuta dva faktora nije esencijalna isključivo kada je reč o fenomenu niskih zarada. Ona ima primenu i u drugim disciplinama u kojima je predmet ispitivanja neka dinamička pojava.

Boks 3.1: Nije svako koleno isto – Važnost precizne kvantifikacije faktora koji dovode do perzistentnosti povreda u profesionalnom sportu

Dobar primer važnosti precizne identifikacije zavisnosti od prethodnog položaja može se pronaći u američkom profesionalnom sportu. Za razliku od evropskog sporta, u američkom profesionalnom sportu ugovori su takvi da se uglavnom sastoje iz dva dela – deo zasnovan na performansama i zagarantovani deo. Sportista ima pravo na zagarantovani deo bez obzira na to da li je učestvovao u utakmici ili ju je propustio, recimo zbog povrede. Takođe, za razliku od evropskog, u američkom profesionalnom sportu ukupna suma novca (kao i odnos između zagarantovanog dela i dela zasnovanog na performansama) koji svaki tim može da raspodeli na svoje igrače propisana je kolektivnim ugovorom između udruženja vlasnika klubova i sindikata igrača. Zbog toga će se menadžeri timova maksimalno potruditi da raspoloživ novac alociraju na najefikasniji mogući način - najproduktivniji igrači će biti najviše plaćeni i obratno. Usled ograničenosti resursa, oni će takođe preferirati da sportistima koji su skloniji povredama ponude ugovore u kojima dominira komponenta zasnovana na performansama dok će im zagarantovani deo ugovora biti zanemarljiv.

Jedna od najtežih povreda koja može da zadesi nekog profesionalnog sportistu svakako je raptura prednjih ukrštenih ligamenata kolena. U zavisnosti od stepena kidanja, ona može udaljiti sportistu od terena i više od godinu dana. Uzroci koji doprinose pojavi ove povrede su brojni. Počevši od konstitucije sportiste, njegove motorike, godina starosti, načina zagrevanja, razvijenosti drugih grupa mišića, pa čak i ishrane. Međutim, još jedan faktor povećava verovatnoću kidanja prednjeg ukrštenog ligamenta kolena – istorija bolesti. Odnosno, sportisti koji su u nekom ranijem periodu života imali parcijalnu ili totalnu rapturu prednjeg ukrštenog ligamenta imaju veće šanse da im se to ponovi u budućnosti od onih koji se nisu susreli sa takvom povredom. Od suštinskog značaja za svakog timskog menadžera je da dobije podatak u kojoj meri na ponovno kidanje ligamenata utiče to što je igrač iskusio istu povredu u prošlosti, a u kojoj meri to može biti posledica ostalih navedenih faktora koji inače doprinose javljanju ovog tipa povrede. U ovom slučaju nastanak povrede usled ostalih faktora može se shvatiti kao agregatni rizik, sa kojim se menadžer suočava prilikom potpisivanja ugovora sa svim igračima u timu i od kojeg on ne može da se osigura. Sa druge strane, čista zavisnost od prethodnog položaja može se shvatiti kao idiosinkratski rizik koji menadžer na neki način može da ublaži prilikom potpisivanja ugovora sa igračem koji je ranije iskusio ovaj tip povrede. Isključivo na osnovu podatka o volumenu zavisnosti od prethodnog položaja, menadžeri određuju za koliko procenata će ugovori ponuđeni igračima sa istorijom povrede biti niži u odnosu na ugovore igrača sličnog kvaliteta u drugim timovima koji nisu doživeli ovakvu povredu. Na isti način se igrači sa istorijom povrede diskriminišu i kada je reč o komponentama ugovora – relativno zastupljeniji im je deo zasnovan na performansama, dok je zagarantovani deo marginalan.

Iako je predmet našeg istraživanja bitno drugačiji od uticaja istorije povrede sportista na njihova buduća primanja, moguće je primeniti sličnu analogiju. I u našem slučaju distinkcija između doprinosa ličnih karakteristika radnika i doprinosa zavisnosti od prethodnog položaja predstavljaće osnovni input za racionalno donošenje odluka. Da bi se ovo ispitalo, neophodno je na podacima panela oceniti dinamičke modele koji pored objašnjavajućih varijabli, u obzir uzimaju i vrednost

zavisne promenljive iz prethodnog perioda. Na taj način moguće je precizno utvrditi u kojoj meri heterogenost između radnika može da objasni perzistentnost niskih zarada, a u kojoj meri je za to odgovorna istinska zavisnost od prethodnog položaja. S tim u vezi, glavni zadatak našeg rada biće da na osnovu primenjene metodologije precizno kvantifikujemo uticaj svakog od ova dva faktora. Na osnovu dobijenih rezultata bićemo u mogućnosti da testiramo hipotezu od koje smo pošli u ovom radu – H2: Zavisnost od prethodnog položaja predstavlja dominantan uzrok primanja niskih zarada u povezanim vremenskim periodima u Srbiji. Odluku o tome da li će navedena hipoteza biti potvrđena ili odbačena donećemo na osnovu procedure koja je primenjena u velikom broju studija koje su se bavile procenom zavisnosti od prethodnog položaja (Stewart & Swaffield, 1999; Cappellari, 2000; Arulampalam & Bhalotra, 2006; Clark, & Etilé, 2006; Clark, & Kanellopoulos, 2009; Rabe-Hesketh, & Skrondal, 2013; Grotti, & Cutuli, 2018). Status polazne hipoteze zavisice od toga koji od navedena dva faktora nakon ekonometrijskog modeliranja učestvuje u objašnjenju perzistentnosti sa više od 50%.

Da bismo realizovali ovu zamisao, ostatak rada biće strukturiran na sledeći način. U narednom delu biće prikazani osnovni rezultati do kojih su došli autori koji su se bavili problematikom niskih zarada. Nećemo se zadržati isključivo na perzistentnosti niskih zarada, već ćemo prikazati i ostale rezultate koji se odnose na povezane tranzicije iz i u kontingent zaposlenih sa niskim zaradama. Dodatno, biće predloženi i rezultati nekih interdisciplinarnih studija, kao i istraživanja iz drugih, neekonomskih, oblasti a koja su za ocenjivanje zavisnosti od prethodnog položaja koristile metod sličan našem. Treći i četvrti deo rada namenjeni su detaljnijem objašnjavanju metodologije i opisivanju izvora podataka koje smo koristili, kao i definisanju procesa restrikcije uzorka. Poglavlje koje potom sledi predstavlja centralni deo rada i odnosi se na rezultate primenjenog modela. U njemu će najpre biti utvrđen profil lica koja primaju nisku zaradu što može da da odgovor na pitanje kome pomoći. Nakon toga biće analizirano da li radnici u sukcesivnim periodima primaju niske zarade zbog ličnih karakteristika ili se nalaze u klopci niskih zarada. Ovo će nam dati odgovor na pitanje kome pomoći. Poslednji deo rada rezervisan je za diskusiju i zaključna razmatranja. U ovom segmentu ćemo formulisati preporuke za kreatore politika i trasirati put za potencijalna istraživanja u bliskoj budućnosti.

3.2 Pregled literature

U skladu sa porastom učešća zaposlenih sa niskim zaradama, raslo je i interesovanje istraživača za spoznaju ovog fenomena. Mnogi od njih su primenjivali različite metode i tehnike kako bi ispitali sve činjenice koje se tiču niskih zarada. Takođe, nije samo metodologija ta koja je bila različita, predmet ovih studija bio je čitav korpus različitih tema koje su ispitivale kako direktne, tako i indirektno uzroke i posledice niskih zarada. Literatura nije siromašna ni kada je reč o dinamici niskih zarada, odnosno tranziciji sa loše plaćenih poslova u bolje plaćene poslove/nezaposlenost/neaktivnost i sl. Značajan deo radova bavio se i uzročnošću predašnjeg stanja na buduće ishode, što je u skladu sa našim istraživačkim pitanjem koje smo definisali na početku rada. S tim u vezi, nalazi prikazanih studija će imati komparativni značaj za rezultate našeg istraživanja. U nastavku će biti predstavljeni rezultati istraživanja iz svih navedenih podoblasti koje se tiču niskih zarada.

Možda najviše studija o dinamici niskih zarada odnosi se na Veliku Britaniju. Tako su na primer, koristeći panel podatke *Novog istraživanja o zaradama* koje je sprovedeno u ovoj zemlji, Gregori i Elijas analizirali kako protok vremena utiče na zaposlene čija su se primanja u 1976. godini nalazila na levom repu raspodele zarada (Gregory & Elias, 1994). Tačnije, ispitivali su kakve su tranzicije radnika koji su se nalazili u prvih 20% distribucije zarada za 8 i 15 godina. Tom prilikom oni su razmatrali tri starosna uzrasta: 15-24 godine, 25-54 godine i radnike starije od 55 godina. Ustanovili su da određena mobilnost uz lestvicu zarada kod radnika koji su u prethodnom period primali niske zarade postoji i da je ona posebno uočljiva kod mlađih radnika.

Međutim, određeni autori izrazili su rezervu povodom korišćenja podataka iz navedenog izvora (Steward & Swaffield, 1999). Njihova kritika se odnosila na to da kompozicija datog istraživanja potcenjuje zaposlene sa niskim zaradama. Reč je o sistematskom potcenjivanju, pošto su iz uzorka istraživanja isključeni oni koji su plaćeni na nedeljnom nivou, koji obavljaju plaćene poslove u sektoru domaćinstva i zaposleni u malim preduzećima. Sve navedene kategorije imaju predispoziciju da u njima radnici sa niskim zaradama budu natprosečno zastupljeni. Stoga, kritičari Gregorija i Elisa za ovu svrhu koriste *Britansku anketu domaćinstava* (BHPS) na osnovu koje

utvrđuju postojanje značajne perzistentnosti niskih zarada koja je izraženija kod muškaraca nego kod žena (Steward & Swaffield, 1999).

Oni takođe pronalaze da je znatno veća verovatnoća prelaska u ne-zaposlenost za osobe koje su u prethodnom periodu bile loše plaćene u odnosu na one sa visokim zaradama. Autori dolaze do još jednog važnog nalaza, a to je postojanje low pay-no pay ciklusa. Naime, utvrdili su da je verovatnoća pojave zaposlenosti za niske zarade mnogo veća u slučaju nezaposlenih osoba koje su pre nezaposlenosti radile za niske zarade u odnosu na osobe koje to nisu (bilo da nisu bili zaposleni do tada ili da su pre nego što su postali nezaposleni imali visoka primanja). Rezultati do kojih su došli su robusni zbog toga što se nisu znatno menjali bez obzira na to koju su od 3 definicije niskih zarada autori primenili. Oni pronalaze i da je zavisnost od prethodnog položaja izuzetno važna u objašnjavanju perzistentnosti niskih zarada kao i kontrolisanje inicijalnih uslova u procesu ocenjivanja. Primera radi, u zavisnosti od praga niskih zarada koji su koristili, ocena zavisnosti od prethodnog položaja je varirala od dva do četiri procentna poena kada je model uzimao u obzir inicijalne uslove.

Desetak godina kasnije, Stjuart na sličan način nastavlja da se bavi pomenutom tematikom, ali ovom prilikom kao solista. Na podacima BHPS, za period 1991-1996, ocenjuje verovatnoće nezaposlenosti i zaposlenosti za niske zarade primenom dinamičkog probit modela slučajnih efekata. Za razliku od većine studija koje su prilikom razmatranja evropskih zemalja koristile relativni koncept niskih zarada, Stjuart se opredeljuje za apsolutnu granicu od 3,5£ (u funtama iz 1997. godine). Tom prilikom dolazi do neverovatnog rezultata – zaposlenost za niske zarade u prethodnom periodu gotovo da u jednakoj meri vodi nezaposlenosti u tekućem periodu, kao i sama nezaposlenost u prethodnom periodu. Preciznije, Stjuart nije našao statistički značajne razlike između uslovnih verovatnoća (1) nezaposlenosti ukoliko je osoba bila nezaposlena u prethodnom periodu i (2) nezaposlenosti ukoliko je osoba u prethodnom periodu radila za nisku zaradu. Time je još jednom potvrdio svoj raniji nalaz o postojanju low pay-no pay ciklusa u Velikoj Britaniji, gde niske zarade u stvari predstavljaju glavni kanal za recidivnu nezaposlenost. Prema Stjuartovim nalazima, verovatnoća pojave ponovne nezaposlenosti osobe koja je nakon nezaposlenosti počela da radi za niske zarade veća je čak tri puta u odnosu na zaposlenu osobu sa istim karakteristikama.

Kapelari i Dženkins su se takođe pozabavili problemom low pay-no pay ciklusa u Velikoj Britaniji, ali su uzorak ograničili isključivo na mušku populaciju (Cappellari & Jenkins, 2008). Oni su

modelirali tranzicione verovatnoće između nezaposlenosti, zaposlenosti za niske zarade i zaposlenosti za visoke zarade na godišnjem nivou. Kao i većina autora, oni su tom prilikom kontrolisali endogenost i inicijalne uslove. Dodatno, opredelili su se da uzmu u obzir i osipanje uzorka. Ispostavilo se da su sve tri navedene mere od izuzetnog značaja u analizama ovakvog tipa i da njihovo zanemarivanje može generisati pristrasne ocene. Rezultati do kojih su došli ukazuju na postojanje snažne perzistentnosti – bilo po pitanju nezaposlenosti ili u pogledu niskih zarada. Šanse da su osobe koje se trenutno nalaze u jednom od ova dva statusa bile u istom statusu prethodne godine iznose više od 50%.

Došli su i do logički očekivanog zaključka prema kome osobe koje su u prethodnoj godini radile za niske zarade imaju veću verovatnoću da postanu nezaposlene u odnosu na osobe koje su imale visoke radne dohotke, kao i da lica koja su bila nezaposlena u prethodnoj godini imaju veću verovatnoću da se zaposle na poslovima sa niskim u odnosu na poslove sa visokim zaradama. Prethodni nalaz suštinski podrazumeva sledeće: (1) loše plaćene poslove karakteriše veća fluktuacija i (2) deprecijacija veština tokom nezaposlenosti predodređuje ove osobe za loše plaćene poslove.

Nešto novije istraživanje koje je takođe rađeno za Veliku Britaniju bavilo se sličnom problematikom (Cai et al, 2018). Sada za znatno duži vremenski period, između 1991. i 2008. godine, i na osnovu 18 talasa BHPS-a, autori su ocenjivali postojanje zavisnosti od prethodnog položaja i prohodnost ka višim nivoima zarada. Rezultati su pokazali da, nakon što se u obzir uzmu sve opažene i neopažene razlike između radnika, oba fenomena i dalje postoje. Odnosno, autori su dobili statistički značajne ocene dinamičkog modela višestrukih izbora. Ovo podrazumeva da oni koji se trenutno nalaze na loše plaćenim poslovima imaju veću verovatnoću da budu na takvim poslovima u budućnosti u odnosu na one koji su ne-zaposleni ili rade na bolje plaćenim poslovima. Za razliku od prethodnih istraživanja, autori nisu pronašli da je veća verovatnoća izlaska iz zaposlenosti kod radnika sa niskim zaradama u odnosu na one sa visokim zaradama. Ovo je potpuno suprotno svim ostalim istraživanjima koja su nedvosmisleno potvrdila postojanje low pay-no pay hipoteze na slučaju Velike Britanije.

Istraživanje koje se odnosilo na Australiju ispitivalo je vezu između zaposlenosti za niske zarade u prethodnom periodu i budućih ishoda na tržištu rada (Buddelmeyer et al, 2010). Za tu svrhu poslužila im je *Anketa domaćinstava o prihodima i radnoj dinamici* (HILDA). Autori su odbacili

low pay-no pay hipotezu u slučaju muškaraca, s obzirom na to da nisu našli statistički značajne razlike između tranzicije u nezaposlenost kod radnika koji su u prethodnom periodu radili na poslovima sa niskom zaradom u odnosu na radnike koji su u istom periodu primali visoku zaradu. Nalazi su sasvim suprotni kada se radi o ženama, gde loše plaćene žene imaju za oko 1,6 puta veće šanse da u budućnosti postanu nezaposlene u odnosu na one koje imaju visoka primanja.

Kai je svoje istraživanje takođe bazirao na HILDA podacima u kom je razmatrao položaj zaposlenih za niske zarade na teritoriji Australije (Cai, 2015). Tom prilikom ustanovio je snažno prisustvo zavisnosti od prethodnog položaja i prilikom deskriptivne analize i na osnovu ekonometrijskog modeliranja. Ono što je još zanimljivije, studija je analizirala ulaz u i izlaz iz kontingenta niskih zarada. Ispostavilo se da su niske zarade zapravo jednosmerna ulica, odnosno da status iz kojeg se uđe u niske zarade, postaje ujedno i krajnja destinacija nakon određenog perioda provedenog u niskim zaradama. Tako na primer oni koji su pre niskih zarada bili visoko plaćeni, nezaposleni ili neaktivni, najčešće se posle nekog vremena provedenog u niskim zaradama vraćaju u svoje inicijalne statuse, što implicira nedovoljnu unakrsnu prohodnost između statusa na tržištu rada.

Grupa autora koja je razmatrala tržište rada u Sjedinjenim Američkim Državama bavila se položajem radnika koji rade na lošim poslovima i njihovim šansama za pronalaženje kvalitetnijeg posla (Gabe et al, 2018). Studija pokriva vremensko razdoblje od 2011. do 2017. godine koje se poklapa sa periodom oporavka od ekonomske krize. Za razliku od njihovih prethodnika, autori radnike nisu klasifikovali niti na osnovu apsolutne dohodne linije, niti na osnovu relativne granice. Oni su formulisali kompozitni indeks kvaliteta posla koji se sastoji od 4 indikatora. Tako skrojeni indeks potom su primenili na podatke *Tekućeg istraživanja domaćinstava* (CPS) koje je za taj period obuhvatalo oko 700.000 lica. Pošto istraživanje CPS nema longitudinalni karakter, tranzicione verovatnoće su računane na osnovu odgovora radnika o radnom statusu u prethodnoj godini. Ispostavilo se da je perzistentnost loših poslova izuzetno prisutna, s obzirom na to da je 70% onih koji rade na lošim poslovima, bilo zaposleno na istim poslovima i pre 12 meseci. Oko 6% je prešlo na drugi posao, ali koji je takođe lošeg kvaliteta, 11% je otišlo u neaktivnost, dok je oko 8% postalo nezaposleno. Posledično, svega 5% od svih radnika koji su radili na lošim poslovima, uspelo je da pronade kvalitetnije zaposlenje. Prema zaključcima autora, obrazovanje se kvalifikovalo kao faktor koji u najvećoj meri doprinosi uspinjanju uz lestvicu zarada.

Pored Velike Britanije, nije manjkalo istraživanja ni za zemlje kontinentalne Evrope. Tako su se recimo ispitivanjem istinske zavisnosti od prethodnog položaja kod osoba koje primaju niske zarade bavili Klark i Kaneopoulos. Oni su svoje istraživanje bazirali na podacima *Panela domaćinstava evropske zajednice* (EHP) gde su za osmogodišnji period (1994-2001) analizirali pojavu perzistentnosti niskih zarada na evropskom tlu (Clark & Kanellopoulos, 2009). Njihova analiza je izuzetno značajna, jer je jedna od retkih koja se odnosila na više od dve zemlje. Tačnije, Klark i Kaneopoulos su ispitivali ovaj fenomen u 12 evropskih zemalja. Primenom dinamičkog probit modela, autori su ocenjivali zavisnost od prethodnog položaja kontrolisanjem opaženih i neopaženih razlika između radnika, vodeći pri tome računa o inicijalnim uslovima. Došli su do rezultata koji ukazuju na to da je zavisnost od prethodnog položaja prisutna u svim posmatranim zemljama, ali da ona u velikoj meri varira. Ispostavlja se da su „najzarobljeniji“ radnici u Portugalu, Irskoj i Francuskoj, dok zavisnost od prethodnog položaja najmanje može da objasni pojavu perzistentnosti kod radnika koji primaju niske zarade u Danskoj, Belgiji i Austriji. Autori zaključuju i da je uzimanje u obzir opažene i neopažene heterogenosti i inicijalnih uslova esencijalno za ocenu istinske zavisnosti od prethodnog položaja. Kontrolisanjem ovih faktora ocena zavisnosti od prethodnog položaja smanjila se u proseku za 76% u odnosu na inicijalnu ocenu dobijenu putem neprilagođenih uslovnih verovatnoća.

Na primeru Poljske ispitivana je neprilagođena perzistentnost i zavisnost od prethodnog položaja koja uzima u obzir individualne karakteristike radnika (Kiersztyn, 2015). Za razliku od ostalih istraživanja koja su uglavnom pratila jednogodišnje tranzicije, u ovoj studiji razmatrani su petogodišnji periodi. Takođe, atipična za zemlju sa teritorije Evrope je bila i granica koja odvaja loše plaćene radnike od ostalih radnika. Umesto standardnih 2/3 medijalne zarade, autorka je odlučila da u radnike sa niskim zaradama svrsta sve one koji su plaćeni ispod socijalnog minimuma, što je iznosilo oko 250 evra u 2013. godini. Primenom ove metodologije, autorka je procenila da neprilagođena perzistentnost u slučaju Poljske iznosi oko 45%, odnosno 45% onih koji su bili plaćeni ispod socijalnog minimuma zadržali su svoj platni status i 5 godina kasnije. Takođe je ustanovila da takva perzistentnost ima kontracikličan karakter, te da je izraženija u periodima kada privreda beleži loše rezultate. Kontrolisanjem razlika između radnika poput obrazovanja, godina, pola i sl. ispostavilo se da oni koji trenutno rade na loše plaćenim poslovima imaju gotovo 4 puta veće šanse da budu zaposleni za niske zarade i 5 godina kasnije u odnosu na radnike koji trenutno rade na bolje plaćenim poslovima.

Istraživanje koje je sproveo Kapelari zasnivalo se na podacima *Istraživanja o prihodima i bogatstvu domaćinstava (Survey on Household Income and Wealth)* koju sprovodi Narodna banka Italije (Cappellari, 2000). Njegove longitudinalne karakteristike autor je iskoristio za ispitivanje tranzicije radnika sa niskim zaradama u periodu između 1993. i 1995. godine. Slično prethodnim autorima iz ove oblasti i Kapelari se prilikom ocenjivanja pozabavio problemom endogenosti početnog stanja. I u njegovom slučaju potvrđeno je da zanemarivanje potencijalne endogenosti vodi i precenjenosti ocena i precenjenosti njihove statističke značajnosti. Za razliku od drugih autora koji su uglavnom pronalazili da lične karakteristike radnika u velikoj meri utiču na perzistentnost niskih zarada, prema Kapelarijevim rezultatima njihov uticaj postoji, ali je marginalan. Sa druge strane, njegovi nalazi ukazuju da je pojavu perzistentnosti pre moguće objasniti razlikama u karakteristikama posla, nego heterogenošću radnika. Kapelari je takođe uspeo da kvantifikuje udeo koji zavisnost od prethodnog položaja ima u objašnjavanju ukupne perzistentnosti niskih zarada. U zavisnosti od toga da li je granica za nisko plaćene prvi kvantil ili treći decil distribucije zarada, istinska zavisnost od prethodnog položaja je odgovorna za oko 69%, odnosno 71% toga što radnici primaju niske zarade u povezanim periodima, dok se preostali deo perzistentnosti može objasniti razlikama u karakteristikama zaposlenih i poslovima na kojima rade.

Kada je reč o konkretnom modelu koji ćemo u radu primenjivati, a koji će biti detaljnije predstavljen u nastavku, eksplanatorna moć koju ima, uticala je na njegovu atraktivnost. Ovde je dovoljno podsetiti samo da je pomoću njega moguće razdvojiti uticaj istinske zavisnosti od prethodnog položaja od uticaja ostalih faktora na verovatnoću da određena osoba doživi određeni ishod. Upravo zbog ovoga, model je doživeo pravi procvat u skorijoj istoriji nauke i primenjivan je kako u ekonomiji, tako i u mnogim drugim oblastima. Bez obzira na naučnu disciplinu, istraživači su njegove prednosti obilato koristili kad god im je bila namera da otkriju istinski uticaj zavisnosti od prethodnog položaja na mogućnost pojave nekog fenomena.

U pogledu ekonomskih istraživanja, izuzev ispitivanja uzročnika perzistentnosti niskih zarada, navedeni dinamički model našao je primenu i u mnogim drugim srodnim i manje srodnim oblastima. Tako je u okviru tema koje se tiču tržišta rada odgovarajuća aparatura iskorišćena za ispitivanja uzroka nezaposlenosti, odnosno uticaja koji prethodni status ima na pojavu nezaposlenosti. Mnogi autori su na osnovu panel podataka ocenjivali značaj koji nezaposlenost u

prethodnom periodu ima na buduće ishode na tržištu rada (Flaig et al, 1993; Mühleisen & Zimmermann, 1994; Arulampalam et al, 2000; Clark et al, 2001; Ayllón, 2013). Drugi istraživači su se ograničili na ovaj uticaj za određenu grupu stanovništva kao što su mladi. Njihov cilj je bio da odvoje uticaj koji zavisnost od prethodnog položaja ima na buduću nezaposlenost mladih od uticaja ostalih faktora, poput obrazovanja, naknada za nezaposlenost, pola, rase i mnogih drugih faktora (Lynch, 1985; Jehoel-Gijsbers & Groot, 1989; Gregg, 2001).

Upotreba ove i srodne metodologije pokazala se kao veoma korisna i kod ispitivanja vremenske dimenzije zaposlenosti. U jednoj novijoj studiji autori su kontrolisanjem heterogenosti između radnika analizirali zavisnost trenutnog tipa zaposlenja od prethodnog oblika zaposlenja (Lee et al, 2018). Donekle slično istraživanje odnosilo se na Veliku Britaniju, ali je predmet ovog istraživanja bio nešto uži. Umesto da razmatra uticaj svih prethodnih tipova zaposlenja na tekući status, ono je bilo fokusirano na ispitivanje zavisnosti od prethodnog položaja koja se ticala jedino samozaposlenih osoba (Henley, 2004). Drugi autori bazirali su se isključivo na zavisnost koju na buduće ishode ima prvi kvalitetan posao u radnoj karijeri, odnosno posao sa ugovorom na neodređeno vreme i sa punim časovnim angažovanjem (Kondo, 2007).

Model je takođe našao primenu i kada je reč o analizi trećeg bazičnog indikatora tržišta rada. Naime, istraživači su pomoću njega objašnjavali participaciju na tržištu rada. Praveći razliku između zaposlenosti sa punim radnim vremenom i part-time zaposlenosti, u okviru jednog istraživanja razdvojen je uticaj koji obrazovanje, broj dece i prethodni status na tržištu rada imaju na aktuelnu ponudu rada (Prowse, 2012). Takođe, grupa autora je primenila dinamički probit model na panel podacima da bi objasnila kakav uticaj perzistentnost ima na različite stope participacije kod muškaraca i žena (Booth et al, 1999). Drugi istraživači su se bazirali isključivo na analizu participacije udatih žena. Oni su tom prilikom ispitivali u kojoj meri aktivnosti povezane sa tržištem rada u prethodnom periodu mogu da objasne participaciju žena, a u kojoj meri to čine broj dece i ostali individualni faktori (Hyslop, 1999; Francesconi, 2002; Islam, 2007).

Pored činjenica koja se odnose na tržište rada, ova analogija je korišćena i u objašnjavanju mnogih pojava i u oblasti poslovne ekonomije. Tako su pojedine studije ispitivale dominantne faktore uključivanja malih i srednjih preduzeća na inostrano tržište, gde je posebna razlika pravljena između uticaja heterogenosti i zavisnosti od prethodnog položaja kao posledice velikih investicija u vidu nepovratnog troška (Requena-Silvente, 2005). Druge su primenom pomenutog modela

analizirale politiku preduzeća koja se odnosi na isplatu dividendi (Loudermilk, 2007). Njegove prednosti iskorišćene su i prilikom ispitivanja uzroka siromaštva. Kontrolisanjem karakteristika domaćinstva i inicijalnih uslova, istraživači su ocenjivali uticaj istinske zavisnosti siromaštva od prethodnog položaja u slučaju Sjedinjenih Američkih Država (Grotti & Cutuli, 2018), Velike Britanije (Cappellari & Jenkins, 2002) i desetine država na teritoriji Evrope (Andriopoulou & Tsakoglou, 2015).

Mnoge druge teme koje su izvan ekonomije ispitivane su putem sličnog metoda. Njegova multidisciplinarnost je najuočljivija u medicini i psihologiji. Primera radi, ispostavio se kao veoma pogodan za ispitivanje uzroka respiratornih problema, tzv. sviranja prilikom disanja. Autori studije su ovom metodologijom uspeali da naprave distinkciju između uticaja prethodnih upalnih infekcija koje mogu da dovedu do modifikacije respiratornih puteva i uticaja neopažene heterogenosti poput genetskog nasleđa i konzumiranja cigareta od strane majki tokom trudnoće (Skronal & Rabe-Hesketh, 2014). Konzumiranje cigareta ispitivano je i u zasebnim istraživanjima. Posebno se ističe jedno zvučnog naslova „Ne odustaj od mene dušo...“, u kojem se izoluje uticaj supružnika na konzumiranje duvana (Clark & Etilé, 2006). Međutim, analizirane su i manje vedre teme, poput uticaja smrtnosti deteta na smrtnost ostale zdravorođene dece u porodici. Opisana metodologija je i u ovom slučaju pomogla da se odvoji uticaj koji opažene i neopažene karakteristike porodica, poput genetskog uticaja, obrazovanja i uslova života imaju na smrtnost dece, a u kojoj meri to ima veze sa prethodnim smrtnim slučajem braće i sestara unutar porodice (Arulampalam & Bhalotra, 2006).

Na osnovu izloženog, sasvim je očigledno da je metodologija koju ćemo koristiti višestruko potvrđena u mnogim sferama nauke, o čemu svedoči njena multidisciplinarnost. Na osnovu ocena dobijenih na ovaj način formirani su važni zaključci u raznim naučnim oblastima koji su pomogli boljem razumevanju određenih fenomena i konstruisane su jasne smernice o unapređenju načina na koji oni funkcionišu. U narednom segmentu rada detaljnije ćemo se baviti njegovim operativno-tehničkim pojašnjenjem i aplikacijom na konkretan primer koji je predmet naše analize.

3.3 Metodologija

Da bi se uopšte počelo sa ispitivanjem položaja radnika koji primaju niske zarade, kao i analizom prirode ovog fenomena, neophodno je najpre definisati šta se podrazumeva pod pojmom niskih zarada. Slično kao i kod siromaštva, niske zarade se mogu posmatrati sa dva aspekta – apsolutno i relativno. U apsolutnom smislu granica koja odvaja niskoplaćene radnike definisana je u fiksnom iznosu i nezavisna je od aktuelne distribucije zarada. Sa druge strane relativna granica koja odvaja radnike sa niskim zaradama od ostalih radnika određena je u odnosu na aktuelnu raspodelu zarada, najčešće na osnovu neke od mera centralne tendencije. Iako i apsolutna i relativna granica imaju svoje prednosti i nedostatke, oba ova koncepta su korišćena u međunarodnim istraživanjima. Geografski posmatrano, u Sjedinjenim Američkim Državama dominira apsolutni koncept, dok je na teritoriji Evrope mnogo korišćeniji relativni koncept. Ipak, kada se sve uzme u obzir, u literaturi je nešto zastupljeniji relativni koncept niskoplaćenog rada. Upravo iz ovog razloga, odlučili smo se da u našem istraživanju prednost damo baš ovom konceptu. Dodatni argument je i taj da istraživanje SES, koje mi koristimo kao jedan od izvora podataka, koristi upravo ovakvu definiciju niskih zarada.

Što se tiče konkretne relativne granice, odlučili smo se da iskoristimo metodologiju OECD-a koja je u istraživanjima najčešće korišćena. Prema njoj, sve osobe koje imaju primanja niža od $2/3$ nacionalne medijalne zarade, smatraju se osobama koje primaju niske zarade²⁶. Pored matematičke granice koja razvrstava radnike u jednu od dve grupe, ovde je zgodno da se pozabavimo i semantikom termina. Naime, u radu će se paralelno koristiti sinonimi poput radnici sa niskim zaradama, niskoplaćeni radnici, loše plaćeni radnici, radnici na loše plaćenim poslovima i sl. Iako se neznatno razlikuju, suštinski podrazumevaju isto – radnike koji zarađuju manje od $2/3$ medijalne zarade.

Prvi korak u našoj analizi je da identifikujemo ko su zapravo osobe koje u Srbiji primaju niske zarade, na način koji je prethodno definisan. Idealan izvor podataka, pre svega zbog njegove međunarodne uporedivosti, za ovu svrhu je poslednje SES istraživanje. Bitna mana ovog istraživanja je njegova relativno velika vremenska udaljenost. Ono se naime odnosi na 2014.

²⁶ <https://data.oecd.org/earnwage/wage-levels.htm>

godinu, tako da su određene promene u proteklom periodu sasvim moguće. Iako se ovo istraživanje radi na svake 4 godine, očekuje se da rezultati istraživanja koje je obavljeno u 2018. godini budu javno dostupni tek krajem 2020. godine²⁷. Štaviše, u slučaju Srbije, rezultati za 2014. godinu bili su dostupni tek nakon 3 godine. Takođe, Srbija nije učestvovala u ranijim talasima istraživanja što onemogućava praćenje položaja loše plaćenih radnika kroz vreme. Zbog toga ćemo iskoristiti priliku da na osnovu rezultata istraživanja iz 2014. godine prikazemo zastupljenost osoba sa niskim zaradama u Srbiji u odnosu na zemlje iz regiona i prosek EU.

SES u sebi sadrži još jedan važan nedostatak koji nam onemogućava da steknemo potpunu sliku o položaj osoba koje imaju niska primanja u Srbiji. Kako je ranije bilo reči, iz njegovog uzorka su na direktan i indirektan način isključeni pojedini radnici. Direktno, oni koji su neformalno zaposleni i indirektno, oni koji su formalno zaposleni, ali kod poslodavaca sa manje od 10 zaposlenih i poslodavaca iz određenih sektora. Da se radi o nekoj razvijenoj zemlji, ovakva uzoračka ograničenja ne bi predstavljala značajniji problem. Odnosno, uključivanje ovih radnika ne bi u velikoj meri uticalo na krajnje rezultate. Međutim, restrikcija uzorka kada je reč o Srbiji može za posledicu da ima drastično drugačije rezultate. Ovde pre svega mislimo na direktno isključivanje radnika – radnika koji su neformalno zaposleni. Uporište za ovakav stav crpimo iz činjenice da je u 2014. godini stopa neformalne zaposlenosti u Srbiji iznosila oko 22% (ARS, 2014). Drugim rečima, svaki peti radnik u Srbiji neformalno je angažovan, tako da bi njihovo isključivanje u velikoj meri uticalo na krajnje rezultate. Da budemo precizni, isključivanjem neformalno zaposlenih uzorak se ne bi smanjio za tačno 22%. U ovih 22% ubrajaju se i oni radnici koji su zaposleni, ali nemaju primanja i stoga ni teorijski ne bi mogli da budu deo naše analize. Naravno, ovde pre svega mislimo na pomažuće članove domaćinstva, koji se ubrajaju u neformalno zaposlene, ali po definiciji, ne ostvaruju primanja za svoj rad.

S tim u vezi, opredelili smo se da uradimo komplementarnu analizu na osnovu ARS podataka iz iste godine. Međutim, sadržinu uzorka neće činiti sve zaposlene osobe. Naprotiv, uzorak bi se sastojao isključivo od onih radnika koji nisu obuhvaćeni SES istraživanjem sa izuzetkom zaposlenih u državnoj upravi i socijalnom osiguranju. Na taj način dobijamo dve odvojene, ali komplementarne, baze podataka na kojima je moguće sprovesti zasebnu regresionu analizu kojom se mogu identifikovati karakteristike radnika sa niskim zaradama, kao i težina položaja u kojem

²⁷ https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/earn_ses2014_esms.htm

se oni nalaze. Pošto je u ovom slučaju zavisna promenljiva binarna – da li radnik ima primanja koja su manja od 2/3 medijalne zarade – fenomen niskih zarada se može ispitati pomoću logit modela. Operativno, ocenjujemo ekonometrijski model sledećeg oblika:

$$\text{Prob}[Y_i = 1] = \beta_0 + \beta_1 X_i' + \varepsilon_i \quad (3.1)$$

, gde zavisna varijabla Y uzima vrednost 1 ukoliko osoba zarađuje manje od 2/3 medijalne zarade, odnosno 0 ukoliko su njena primanja iznad ovog nivoa. Sa „ X “ predstavljen je vektor objašnjavajućih promenljivih koje utiču na zaradu radnika. Pošto nam je cilj da utvrdimo da li postoji razlika između položaja niskoplaćenih radnika u tzv. dobroj zaposlenosti, koja je obuhvaćena SES istraživanjem, i radnika sa niskim zaradama u „lošoj zaposlenosti“, koja je dobijena kao rezidual iz ARS-a, vektor „ X “ će se sastojati od objašnjavajućih varijabli koje postoje u obe mikro baze podataka. Uzimanje u obzir razlika između radnika, kao i razlika između poslova omogućeno je uključivanjem kategorijskih varijabli poput pola, obrazovanja, uzrasta, tipa ugovora, radnog vremena, sektora, svojine, dužine radnog staža i broja zaposlenih. Njima su pridodate i kontinualne promenljive: godine starosti i kvadrat godina starosti. Važno je napomenuti da će u kasnijoj fazi analize, koja se oslanja isključivo na ARS, biti uključeno još dodatnih objašnjavajućih varijabli. Možda, za predmet istraživanja, najvažnija od njih je tip zaposlenosti (formalno ili neformalno). Ovde je ona izostavljena iz očiglednog razloga - nemogućnost poređenja rezultata ARS-a sa rezultatima SES-a, pošto se potonja baza sastoji isključivo od formalno zaposlenih radnika. Dodatno, ukoliko bi se tip zaposlenosti uključio kao regresor samo u modelu koji se odnosi na podatke ARS-a, postoji opasnost da bi došlo do problema selekcionarne pristrasnosti, jer se svedeni uzorak ARS-a mahom sastoji od neformalno zaposlenih radnika²⁸, što i jeste bio osnovni cilj komplementarnog modeliranja.

Pored standardnih nezavisnih varijabli koje su binarnog tipa poput pola, radnog vremena i svojine, čija je logička podela očigledna, u model su uključeni i drugi višekategorijski regresori. Slično kao i u prethodnom delu, koji se odnosio na uticaj minimalne zarade, 13 obrazovnih nivoa je agregirano i podeljeno u 3 osnovne grupe – nisko, srednje i visoko. Što se tiče uzrasta, radnici su podeljeni na sledeće starosne kategorije: 15-29, 30-39, 40-49, 50-59 i 60 i više godina. Pod tipom ugovora se podrazumeva način na koji su radnici angažovani, tako da je svako od njih razvrstan u jednu od 3

²⁸ Mnogo manje zastupljeni su formalni radnici zaposleni u poljoprivredi, kao i formalno zaposleni u preduzećima sa manje od 10 radnika.

grupe – na neodređeno, određeno i oni koji su angažovani putem ugovora o privremenim i povremenim poslovima. Sektori su podeljeni na poljoprivredu, industriju i usluge, dok su radnici prema dužini radnog staža razvrstani u one koji rade do 5 godina, 6-9, 10-14, 15-19 i 20 i više godina. Takođe, radnici su razvrstani u zavisnosti od veličine preduzeća u kojima rade, mereno brojem zaposlenih. Tako da su oni klasifikovani u 5 kategorija u zavisnosti od veličine preduzeća: 10-49, 50-249, 250-499, 500-999 i 1.000 i više zaposlenih.

Naravno, po prirodi stvari preklapanje u varijablama modela koje sprovodimo na dve zasebne baze podataka ne može da bude 100%, zbog načina na koji smo definisali rezidualni ARS uzorak. S tim u vezi, iako je u model uključena kategorijska promenljiva koja predstavlja broj radnika, ona će postojati isključivo kada je reč o SES podacima. Podsećamo da je jedan od kriterijuma za restrikciju ARS uzorka bio upravo broj zaposlenih, tako da se u ARS uzorku nalaze samo oni koji rade u preduzećima sa manje od 10 zaposlenih. Zatim, iako smo prilikom definisanja sektora zaposlene podelili na one koji rade u poljoprivredi, industriji i uslugama, jasno je da ova kategorizacija nije univerzalno primenljiva. Zbog činjenice da SES istraživanje ne obuhvata radnike zaposlene u poljoprivredi, puna kategorizacija je moguća isključivo u modelu koji se odnosi na ARS podatke. Model koji je sproveden na SES podacima razvrstava radnike po ovom kriterijumu na one koji su zaposleni ili u industriji ili u sektoru usluga. Takođe, za razliku od ARS upitnika, SES istraživanje ne poznaje termin sezonskih radnika. Iz tog razloga su oni koji su se u ARS-u izjasnili da su angažovani na ovaj način agregirani sa osobama koji su angažovani putem PPP ugovora. Pošto sezonskih radnika koji su dali podatak o zaradi nije bilo mnogo, njihovo spajanje sa pomenutom kategorijom neće drastično uticati na krajnji rezultat, ali će zato on biti uporediv sa onim dobijenim iz SES podataka.

Druga faza analize rezervisana je za ispitivanje prirode niskih zarada. U ovom, centralnom delu istraživanja, bavićemo se vremenskim karakterom niskih zarada, odnosno njihovom istrajnošću. Tom prilikom zadatak nam je da ispitamo dve stvari. Prvo, u kojoj meri je prisutna perzistentnost niskih zarada. Drugo, ukoliko perzistentnost postoji, kakva je onda njena priroda, t.j. šta je uzročnik te perzistentnosti. Drugim rečima, odgovorićemo na pitanje da li radnici koji u tekućem periodu primaju nisku zaradu, primaju ovu zaradu zbog svojih ličnih karakteristika ili isključivo zbog toga što su u prethodnom periodu takođe primali nisku zaradu. Ukoliko se prvi faktor ispostavi kao dominantan, to bi značilo da je heterogenost među radnicima, odnosno razlika u

njihovoj produktivnosti koja je produkt opaženih i neopaženih karakteristika radnika, glavni krivac što pojedine osobe primaju niske zarade. I suprotno, ukoliko dominira drugi faktor, zavisnost od prethodnog položaja će biti odgovorna za to što određena kategorija stanovništva prima niske zarade. Kao što je ranije bilo reči, u zavisnosti od prirode perzistentnosti, različite su i preporuke za kreatore politika, a samim tim i način na koji se treba boriti protiv fenomena istrajnih niskih zarada.

Da bismo ovo ustanovili, neophodno je da sprovedemo postupno ispitivanje iz nekoliko iteracija. Najpre je potrebno odrediti statističke verovatnoće koje će nam pokazati koliki je rizik da neka osoba bude loše plaćena u dva vremenska perioda. Reč je o tzv. „sirovim“ uslovnim verovatnoćama koje predstavljaju neprilagođenu perzistentnost, odnosno perzistentnost koja ne uzima u obzir opažene i neopažene razlike među radnicima. Operativno, neprilagođenu perzistentnost definišemo na sledeći način:

$$\text{Prob } [X_t = 1 | X_{t-1} = 1] \quad (3.2)$$

U skladu sa jednačinom, što je dobijena verovatnoća veća, to je veća neprilagođena perzistentnost niskih zarada. Pored perzistentnosti, postoje još dva važna indikatora na osnovu kojih možemo da steknemo uvid u istrajnost niskih zarada. Radi se o prilivu u kontingent zaposlenih sa niskim zaradama i odlivu iz tog kontingenta. Ovo se matematički izražava na sledeći način:

$$\text{Prob } [X_t = 1 | X_{t-1} = 0] \quad (3.3)$$

i

$$\text{Prob } [X_t = 0 | X_{t-1} = 1] \quad (3.4)$$

Jednačina (3.3) podrazumeva situaciju da je osoba koja u prethodnom periodu nije primala nisku zaradu, u tekućem periodu postala niskoplaćeni radnik. Suprotno tome, jednačinom (3.4) opisan je slučaj u kom je određeno lice primalo nisku zaradu u prethodnom periodu, da bi potom u tekućem periodu primalo zaradu koja je iznad 2/3 medijalne zarade. Dakle radi se o prilivu u, odnosno odlivu iz kontingenta niskih zarada. Ukoliko uzmemo u obzir stacionarnu ravnotežu, pozitivna razlika između navedena dva pokazatelja povećava učestalost radnika sa niskim zaradama. Važi i obratno, negativna razlika smanjuje učestalost loše plaćenih radnika.

Pored sticanja uvida u dinamiku osnovnih tokova niskih zarada, od posebnog interesa za našu dalju analizu je priliv u kontingent niskih zarada koji je definisan jednačinom (3.3). Ovaj pokazatelj nam je važan jer je na osnovu njega moguće izračunati ono što se zove zavisnost od prethodnog položaja (*state dependence*). Zavisnost od prethodnog položaja se definiše na osnovu perzistentnosti i priliva u niske zarade. Dva su pojava oblika zavisnosti od prethodnog položaja. Prvi se mnogo češće koristi i dobija se kao razlika između perzistentnosti i priliva u niske zarade. Kako su oba pokazatelja iskazana u procentima, njihova razlika se izražava u procentnim poenima. Drugi oblik zavisnosti od prethodnog položaja podrazumeva količnik perzistentnosti i priliva u niske zarade. S tim u vezi, dobijeni rezultat prikazuje koliko puta je prvi ishod (perzistentnost) verovatniji od drugog ishoda (priliva u niske zarade). Primera radi, ako na osnovu podataka utvrdimo da perzistentnost iznosi 40%, dok priliv u niske zarade iznosi 5%, to suštinski znači sledeće. Ukoliko je osoba primala nisku zaradu u prethodnom periodu, verovatnoća da prima nisku zaradu i u tekućem periodu iznosi 40%. Sa druge strane, ukoliko osoba nije primala nisku zaradu u prethodnom periodu, verovatnoća da prima nisku zaradu u tekućem periodu iznosi 5%. U konkretnom primeru, zavisnost od prethodnog položaja iznosi ili 35 procentnih poena ili 8. Prethodno znači da je za 35 procentnih poena veća verovatnoća da osoba koja je primala nisku zaradu u prethodnom periodu prima nisku zaradu i u tekućem periodu, u odnosu na osobu koja nije primala nisku zaradu u prethodnom periodu. Odnosno, ukoliko posmatramo dve osobe od kojih je osoba A u prethodnom periodu primala niske zarade, a osoba B nije primala niske zarade, verovatnoća primanja niske zarade u tekućem periodu je 8 puta veća za osobu A u odnosu na verovatnoću osobe B.

Bili smo suviše detaljni u ovom plastičnom primeru, ali sa razlogom. Krajnje pojednostavljene tumačenja zavisnosti od prethodnog položaja imalo je za cilj da se uoči sličnost između njega i tumačenja jednog regresionog koeficijenta (tačnije marginalnog efekta koji iz njega proizilazi) u ekonometrijskom modelu. Reč je o parametru ispred prve docnje binarne zavisne promenljive u ekonometrijskim modelima diskretnog izbora. Da pojednostavimo, pretpostavimo da želimo da ocenimo verovatnoću niskih zarada jednostavnim modelom u kojem je jedini regresor prva docnja zavisne promenljive. Drugim rečima, ispitujemo koliko na to što neka osoba danas prima niske zarade utiče činjenica da je primala niske zarade u prethodnom periodu. Tehnički, ovo zapisujemo kao:

$$\text{Prob}[Niska\ zarada_{it} = 1] = \beta_0 + \beta_1 Niska\ zarada_{it-1} + \varepsilon_i \quad (3.5)$$

, gde je varijabla $Niska\ zarada_{t-1}$ zapravo veštačka varijabla koja uzima vrednost 1 ukoliko je osoba primala nisku zaradu u prethodnom periodu, odnosno vrednost 0 ukoliko se ispostavi suprotno. Marginalni efekti u ovako definisanom modelu tumače se kao uticaj na verovatnoću pozitivnog ishoda (da osoba prima nisku zaradu u tekućem periodu). Preciznije, marginalni efekat ispred promenljive sa docnjom pokazuje za koliko procentnih poena je veća verovatnoća da osoba koja je bila u prethodnom periodu nisko plaćena to bude i u tekućem periodu, u odnosu na osobu koja u prethodnom periodu nije bila nisko plaćena. Primera radi, ukoliko kao rezultat ocenjivanja dobijemo marginalni efekat od 0,350, to bi značilo da je za 35 procentnih poena veća verovatnoća da lice koje je u prethodnom periodu primalo nisku zaradu prima nisku zaradu i u tekućem periodu, u odnosu na lice koje nije primalo nisku zaradu u prethodnom periodu. Ako malo bolje pogledamo, videćemo da je drugi deo prethodne rečenice u potpunosti identičan rečenici u kojoj smo demonstrirali na koji način se tumači neprilagođena zavisnost od prethodnog položaja dobijena na osnovu uslovnih verovatnoća. Ovo nam je od samog početka i bio cilj – da pronađemo ekonometrijsku ocenu zavisnosti od prethodnog položaja čije je tumačenje identično tumačenju sirovog statističkog pokazatelja.

Zbog čega je ovo važno? Iz prostog razloga što, kada smo govorili o uslovnim verovatnoćama, rekli smo da su perzistentnost, i posledično zavisnost od prethodnog položaja dobijena na ovaj način, zapravo neprilagođeni pokazatelji. Prilikom njihovog izračunavanja nismo kontrolisali karakteristike radnika koje u velikoj meri mogu uticati na to da osoba prima niske zarade. Naime, mnogo je veća verovatnoća da osoba niskog obrazovnog nivoa ili bez radnog iskustva prima niske zarade, nego kada se radi o osobi sa fakultetskom diplomom i 20 godina minulog rada. Upravo zbog toga, da bismo dobili realističniju ocenu zavisnosti od prethodnog položaja, treba da uzmemo u obzir i lične karakteristike radnika. Time zapravo eliminišemo opažene razlike između radnika i dobijamo prečišćenu meru zavisnosti od prethodnog položaja. U tom slučaju imaćemo zavisnost od prethodnog položaja koja se sastoji iz neopaženih razlika između radnika (neobjašnjenog varijabiliteta) i istinske zavisnosti od prethodnog položaja. Da bismo to učinili neophodno je da ocenimo logističku regresiju sledećeg oblika:

$$\text{Prob}[Niska\ zarada_{it} = 1] = \beta_0 + \beta_1 Niska\ zarada_{it-1} + \beta_2 X'_i + \varepsilon_i \quad (3.6)$$

Kao i u pojednostavljenom modelu koji mu je prethodio, i model opisan jednačinom (3.6) ima zavisnu promenljivu koja je binarnog tipa i uzima vrednost 1 ukoliko osoba prima nisku zaradu u tekućem periodu, odnosno 0 ukoliko prima zaradu koja je u tom trenutku veća od 2/3 medijalne zarade. Ovu varijablu regresiramo na njenu prvu docnju, odnosno u našem slučaju platni status osobe u prethodnoj godini, i skup objašnjavajućih promenljivih (X). Vektor „X“ se sastoji od velikog broja kontinualnih i kategorijskih nezavisnih varijabli. Zbog prirode istraživanja i izvora podataka, prva grupa je znatno manja i čine je varijable poput godina starosti i dužine radnog staža. Druga grupa je znatno šira i sastoji se iz sledećih promenljivih: pol, obrazovanje, uzrast, tip ugovora, radno vreme, sektor, svojina, bračni status, region i tip zaposlenosti. Sem poslednje 3 varijable, sve navedene bile su deo uporedne analize profila osoba koje primaju niske zarade prema ARS i SES podacima, tako da ih nije potrebno komentarisati. Što se tiče novouključenih varijabli, bračni status se sastoji iz 4 kategorije – oženjen/udata, neoženjen/neudata, razveden/razvedena i udovac/udovica. Regionalne razlike između radnika obuhvaćene su teritorijalnom varijablom koja u sebi pored Beograda, sadrži još 3 velika regiona – Vojvodinu, Šumadiju i Zapadnu Srbiju i Južnu i Istočnu Srbiju. Od velike važnosti je i uključivanje kategorijske varijable tip zaposlenosti, koja sve radnike deli na formalno i neformalno zaposlene. Prvi put imamo priliku da navedenu varijablu uključimo u analizu, jer nam priroda istraživanja iz očiglednih razloga nije dozvolila da je uzmemo u razmatranje niti prilikom ocene uticaja minimalne zarade na zaposlenost, niti pri komparaciji profila niskih zarada iz ARS i SES izvora.

Kontrolisanjem ličnih karakteristika radnika produbili smo analizu zavisnosti od prethodnog položaja. Međutim, ocenjena vrednost zavisnosti od prethodnog položaja dobijena na ovaj način još uvek nije sasvim očišćena od razlika između radnika, koje nismo uključili u model. Jednostavnije rečeno, postoje određene karakteristike zaposlenih koje utiču na njihovu produktivnost, a koje su prosto nemerljive, ili barem u upitniku ne postoje pitanja na osnovu kojih bi se one merile. Usled toga, zavisnost od prethodnog položaja ocenjena modelom (3.6) biće precenjena, što nas može navesti na pogrešan zaključak da je „lepljivost“ niskih zarada veća nego što zapravo jeste. Odnosno, možemo pogrešno zaključiti da je istinska zavisnost od prethodnog položaja u većoj meri odgovorna za to što radnici duži vremenski period primaju niske zarade, nego što je to u stvarnosti slučaj. Da je uzimanje u obzir neopaženih razlika između radnika izuzetno važno moglo se videti i u zaključcima velikog broja studija koje smo razmatrali u

prethodnom delu. S tim u vezi, da bismo dobili što precizniju meru zavisnosti od prethodnog položaja, neophodno je model inovirati sa još dve važne stavke.

Prva stavka se odnosi na uzimanje u obzir neopažene heterogenosti, dok se druga odnosi na vođenje računa o tzv. inicijalnim uslovima. Da bi navedeno bilo moguće, neophodno je umesto združenog logita (*pooled logit*), primeniti model sa varijabilnim slobodnim članovima. Pošto slobodni članovi variraju po jedinicama posmatranja, potrebno je u model uključiti individualne efekte. U tom slučaju na raspolaganju nam stoje dve mogućnosti – specifikacija u kojoj su individualni efekti fiksni ili specifikacija u kojoj su individualni efekti slučajna promenljiva. Naravno, radi se o izboru između modela fiksnih individualnih efekata (FE model) i modela slučajnih individualnih efekata (RE model). U literaturi se za istraživanja ovakvog tipa preferira RE model, zbog problematičnosti primene FE modela u slučajevima kada je zavisna promenljiva diskretnog tipa. U ovakvim okolnostima, primena FE modela dovodi do pojave problema slučajnog parametra (*incidental parameter*) koji za posledicu ima nekonzistentne ocene (Neyman & Scott, 1948; Chamberlain, 1984). Da pojednostavimo, u opštem slučaju kada je uzorak takav da je N veliko a T malo, upotreba FE u modelima diskretnog izbora teži da generiše nekonzistentne ocene²⁹. Stoga se kao logičan izbor nameće dinamički RE probit model. Zbog čega dinamički? Prefiks dinamički uvodimo iz prostog razloga jer on označava činjenicu da je postojećim regresorima dodata i vrednost zavisne promenljive u prethodnom periodu. Operativno, opredelili smo se da ocenjujemo specifikaciju sledećeg oblika:

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x'_{it} + \varepsilon_i + u_{it} \quad (3.7)$$

, gde y_{it} predstavlja verovatnoću da i-ta osoba u vremenskom trenutku t prima niske zarade, odnosno u tom slučaju uzima vrednost 1, u suprotnom njena vrednost je 0. Posledično y_{it-1} predstavlja platni status i-tog zaposlenog u prethodnoj godini. Osim prve docnje, zavisna promenljiva je regresirana i na grupu objašnjavajućih promenljivih x_{it} , za koje se pretpostavlja da su striktno egzogene. U ove varijable ubrajamo sve one koje su korišćene i u prethodnom modelu koji je opisan jednačinom (3.6). Ovako definisani model karakteriše kompozitna slučajna greška koja se sastoji iz dva dela. Prvi deo slučajne greške ε_i podrazumeva individualne efekte koji obuhvataju neopaženu heterogenost između radnika. Druga komponenta slučajne greške (u_{it}) čini

²⁹ U linearnim modelima slučajnost parametra biva „ispeglana“ primenom metoda najmanjih kvadrata, što nije slučaj u modelima diskretnog izbora.

ostatak slučajne greške, što zapravo predstavlja „uobičajenu“ slučajnu grešku – poput slučajne greške u združenom logit modelu. Specifikacija definisana na ovaj način sada uključuje i opažene i neopažene razlike između radnika, tako da bi koeficijent uz promenljivu y_{it-1} trebalo da pruži (do sada) najprecizniju ocenu zavisnosti od prethodnog položaja.

Međutim, javljaju se dva problema koja, ukoliko se zapostave, mogu preceniti uticaj zavisnosti od prethodnog položaja. Prvi problem se odnosi na ispunjenje prilično nerealne pretpostavke o nekorelisanosti individualnih efekata i zavisne promenljive. Drugi problem se takođe tiče nekorelisanosti, ali nekorelisanosti individualnih efekata i vrednosti zavisne promenljive u početnom periodu (y_{i0}). Potonji problem je u literaturi još poznat i kao problem inicijalnih uslova (Wooldridge, 2005). On se javlja u slučajevima kada se početni period posmatranja (y_{i0}) ne podudara sa stohastičkim procesom koji utiče na platni status zaposlenog. Drugim rečima, vrednosti zavisne promenljive u početnom periodu zavise od neopažene heterogenosti između radnika iz ranijeg perioda - perioda koji je prethodio početnom periodu uzorka. Tako na primer mi posmatramo podatke za period t , gde je $t = 0, \dots, T$, dok se početak stohastičkog procesa dogodio u periodu $t < 0$ (to bi recimo bio period do 2012. godine za zaposlene koji su dali odgovor o visini zarade u 2013. i 2014. godini i sl.).

Da bi se prevazišla navedena dva problema, neophodno je uvesti određene modifikacije u inicijalnoj specifikaciji definisanoj jednačinom (3.7) i formulisati pomoćni model. Postoje različiti načini na koje je moguće rešiti ove probleme. Najčešće primenjivana rešenja data su od strane Hekmana, Ormea i Vuldridža (Heckman, 1981a, 1981b; Orme, 1996; Wooldridge, 2005). Hekman i Vuldridž su modelirali vrednosti zavisne promenljive u početnom periodu na osnovu vrednosti objašnjavajućih promenljivih i zavisne promenljive u drugim periodima, dok je Orme primenjivao dvostepeno ocenjivanje. Arulampalam i Stjuart su u svom radu testirali ocene sve tri procedure (Arulampalam & Stewart, 2009). Oni su to učinili i na osnovu Monte Karlo simulacije i na stvarnim podacima, gde su tom prilikom ispitivali uticaj nezaposlenosti iz prethodnog perioda na verovatnoću nezaposlenosti u tekućem periodu. Ispostavilo se da nijedna od tri ocene ne dominira nad ostalima, kao i da svaka od njih daje zadovoljavajuće rezultate za dovoljno veliko T .

Mi smo se opredelili da sledimo Vuldridžov pristup za rešavanje problema inicijalnih uslova koji podrazumeva modeliranje zavisne promenljive y_{it} u periodima $t = 1, \dots, T$ u odnosu na vrednosti zavisne varijable i objašnjavajućih varijabli u početnom periodu. Tačnije, naša metodologija sledi

minornu modifikaciju Vuldridžovog pristupa, predložena od strane Rabe-Hesketh i Skrondala (Rabe-Hesketh & Skrondal, 2013). Navedeni autori sugerišu unapređenje modela uključivanjem dodatnog regresora – skup objašnjavajućih promenljivih u početnom periodu (x_{i0}). Na osnovu toga, individualni efekti mogu se prikazati i u sledećoj formi:

$$\varepsilon_i = \theta_0 + \theta_1 y_{i0} + \theta_2 \hat{z}'_i + \theta_3 z'_{i0} + a_i \quad (3.8)$$

, gde je $\hat{z}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=0}^T z_{it}$ što podrazumeva prosečne vrednosti objašnjavajućih varijabli unutar jedinica posmatranja izračunate na osnovu svih vremenskih perioda, uključujući i početni. Promenljive y_{i0} i z_{i0} se odnose na vrednosti zavisne i objašnjavajućih promenljivih u početnom periodu, dok a_i ima normalnu raspodelu sa nultom aritmetičkom sredinom i varijansom σ_a^2 , odnosno $a_i \sim (0, \sigma_a^2)$. Dodatno, autori su pokazali da model sa inkorporiranim vrednostima objašnjavajućih promenljivih u početnom periodu (z_{i0}) daje nepristrasne ocene kada se primenjuje na podacima panela koji su nebalansiranog tipa (Rabe-Hesketh & Skrondal, 2013). Upravo ovo je od velikog značaja za naše istraživanje, s obzirom na to da je priroda ARS podataka takva da zbog karakteristika rotacionog panela u uzorku ne postoje odgovori svih ispitanika u svim posmatranim periodima.

Za ocenjivanje predloženog modela koristimo proceduru definisanu od strane Grotija i Kutulija, koji su konstruisali posebnu komandu kojom se modeli ovog tipa mogu oceniti u statističkom paketu Stata (Grotti & Cutuli, 2018). Autori su testirali uticaj siromaštva u prethodnom periodu na verovatnoću siromaštva u sadašnjosti putem komande *xtpdyn* kojom je ocenjen dinamički RE probit model. Uzimanjem u obzir inicijalnih uslova i neopažene heterogenosti, autori su putem pomenute procedure uspeli da ocene istinsku zavisnost od prethodnog položaja kod siromašnih porodica.

Slično njihovom predmetu istraživanja, naš cilj je da primenom srodne procedure ispitamo istinsku zavisnost od prethodnog položaja kada su u pitanju radnici koji primaju niske zarade. Da bismo to učinili primenjujemo uobičajeni metod koji smo koristili i kod združenog logita - regresiramo zavisnu promenljivu na skup objašnjavajućih promenljivih i na njenu prvu docnju. Međutim, u ovom slučaju moramo da vodimo računa i o neopaženoj heterogenosti za koju smo pretpostavili da je adekvatno opisana pomoćnim modelom izraženim u jednačini (3.8). Zbog toga, u model uključujemo i varijable kojima želimo da obuhvatimo neopaženu heterogenost. Odlučili smo se da

za tu svrhu iskoristimo sledeće promenljive: godine starosti, godine radnog staža, tip zaposlenosti, formu radnog vremena, tip ugovora i sektor u kojem zaposleni radi. Podsećamo, pretpostavili smo da neopaženu heterogenost obuhvatamo na osnovu vrednosti zavisne promenljive u početnom periodu (y_{i0}) i na osnovu vrednosti odabranih objašnjavajućih promenljivih u početnom periodu (z_{i0}) i prosečnih vrednosti objašnjavajućih varijabli unutar jedinica posmatranja (\hat{z}'_i) izračunatih na osnovu svih vremenskih perioda. Pod odabranim nezavisnim varijablama podrazumevamo prethodno navedene kontinualne i kategorijske promenljive.

Na osnovu definisane procedure vrednost parametra α ispred prve docnje zavisne promenljive i njegova statistička značajnost, ukazaće nam da li istinska zavisnost od prethodnog položaja postoji ili ne. Odnosno, da li je to što neki radnici primaju nisku zaradu posledica isključivo opaženih i neopaženih razlika između radnika ili je za to odgovorna i činjenica da su primali nisku zaradu u prethodnom periodu. Dodatno, procedura koju ćemo koristiti dozvoljava i upotrebu postestimacionih komandi. Naime, upotreba *probat*, *stats* komande nakon *xtpdyn* naredbe bazirana je na standardnoj Statinoj komandi *margins* (Grotti & Cutuli, 2018). Stoga ćemo biti u mogućnosti i da precizno kvantifikujemo istinsku zavisnost od prethodnog položaja, i to ne samo za ukupan uzorak, već i za različite kategorije stanovništva.

3.4 Podaci

Istraživanje fenomena niskih zarada je veoma kompleksno. Da bi se to učinilo na adekvatan način neophodno je koristiti podatke koji podrazumevaju pouzdane iznose zarada radnika. Pored stacionarnog stanja, od velikog značaja je ispitati i šta se dešava sa položajem osoba koje primaju niske zarade sa protokom vremena. Odnosno, pored trenutnog položaja radnika koji primaju niske zarade, potrebno je ispitati i nivo i prirodu perzistentnosti niskih zarada. Za tu svrhu, neophodni su podaci koji u sebi imaju vremensku dimenziju. Iz tog razloga, u istraživanju ćemo komplementarno koristiti dve baza podataka – Anketu o radnoj snazi (ARS) i Istraživanje o strukturi zarada (SES). Prvi izvor podataka je dominantno korišćen u radu i neprocenjiv je resurs kako za stacionarnu, tako i za dinamičku analizu. Potonji izvor je, zbog svoje prirode, upotrebljen

isključivo prilikom stacionarne analize položaja radnika sa niskim zaradama, a sve u cilju sticanja šire slike o ovom segmentu tržišta rada u Srbiji.

O Anketi o radnoj snazi je bilo reči u prethodnom delu rada, koji se odnosio na analizu uticaja minimalne zarade, tako da nije neophodno detaljnije objašnjavati prirodu ovog upitnika. Ipak, potrebno je istaći da su njena međunarodna uporedivost, bogatstvo informacija i, pre svega vremenska dimenzija, glavni faktori koji su doprineli da ARS predstavlja bazični izvor podataka i u ovom istraživanju. Naravno, ovde se misli na njenu panel komponentu koja obezbeđuje praćenje pojedinaca tokom vremena. U ovom kontekstu, upotrebom mikro podataka se može steći uvid o dinamici statusa radnika koji zarađuju niske zarade. Druga baza podataka je takođe spomenuta u prethodnom delu, ali isključivo informativno, te je prilika da se na ovom mestu bolje upoznamo sa njenim osnovnim karakteristikama.

Istraživanje o strukturi zarada³⁰ je istraživanje koje se sprovodi svake 4 godine na teritoriji Evrope počevši od 2002. Implementirano je u svim zemljama EU i zemljama Evropske asocijacije za slobodnu trgovinu (EFTA), kao i u nekim zemljama kandidatima³¹. Za njegovo sprovođenje zaduženi su nacionalni zavodi za statistiku, koji prema zadatim smernicama formulišu upitnik i vrše anketiranje. Radi se o uniformnom istraživanju koje ima za cilj da generiše informacije o bruto zaradi prema različitim karakteristikama radnika i različitim tipovima poslova. Ono obuhvata preduzeća sa 10 i više zaposlenih iz svih delatnosti, izuzev Državne uprave, odbrane i obaveznog socijalnog osiguranja. Restrikcija uzorka nije sasvim rigidna, tako da neke zemlje u uzorak dobrovoljno uključuju i preduzeća sa manje od 10 zaposlenih kao i preduzeća iz navedenih delatnosti, ali se zbog međunarodne uporedivosti podaci za ova preduzeća ne uzimaju u obzir prilikom obračuna prosečne bruto zarade.

U Srbiji je SES prvi put realizovan u oktobru 2014. godine kao „Pilot istraživanje o strukturi zarada“ (RZS, 2017). Kao i u većini evropskih zemalja anketa se zasnivala na dvoetapnom stratifikovanom slučajnom uzorku preduzeća ili lokalnih jedinica (prva etapa) i zaposlenih radnika (druga etapa). Uzorački okvir koji je odabran u Srbiji takođe je sličan onom u drugima zemljama. Naime, iz uzorka su izostavljeni zaposleni koji rade u preduzećima sa manje od 10 radnika kao i

³⁰ <https://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/structure-of-earnings-survey>

³¹ Pored 28 EU zemalja, istraživanje sprovode i Crna Gora, Island, Norveška, Turska, Severna Makedonija, Srbija i Švajcarska.

oni koji rade u preduzećima sa više od 10 radnika, ali u okviru sektora Državna uprava i obavezno socijalno osiguranje kao i Poljoprivreda, šumarstvo i ribarstvo. Dakle, za razliku od većine zemalja, sektor poljoprivrede je eksplicitno izostavljen u slučaju Srbije. Isključivanje malih preduzeća iz uzorka (sa manje od 10 zaposlenih) doprinelo je povećanju stope odgovora, pošto samo popunjavanje upitnika nije nimalo jednostavno. Ono zahteva efikasnu korespondenciju između računovodstvene i kadrovske službe, koje mala preduzeća najčešće nemaju. Tako je računovodstvena evidencija bila izvor podataka o zaradama, dok su demografski podaci o radnicima preuzimani iz kadrovske evidencije. Ipak, ovo isključivanje ima svoju cenu, a odnosi se na gubitak informacija o nezanemarljivom segmentu tržišta rada.

Pošto je Istraživanje o strukturi zarada sprovedeno u 2014. godini, kada je stara metodologija obračuna zarada još uvek bila aktuelna, nije zgoreg staviti ga u kontekst sa tada jedinim validnim izvorom podataka o zaradama u formalnom sektoru. Iako prema određenim karakteristikama istraživanje SES podseća na istraživanje RAD-1, između njih postoje značajne razlike. Prvo, iako je u oba slučaja pažnja usmerena ka velikim preduzećima, okvir za izbor uzorka kod SES istraživanja je mnogo širi. On je sadržao oko 18.000 aktivnih poslovnih subjekata (naspram oko 8.000 u istraživanju RAD-1) sa oko 1.300.000 zaposlenih. Drugo, SES istraživanje je inkluzivnije - njime su obuhvaćeni zaposleni na neodređeno, određeno i na osnovu ugovora o privremenim i povremenim poslovima – poslednja kategorija zaposlenih je izuzeta iz RAD-1 istraživanja. Takođe, RAD-1 ne uzima u obzir lica koja su zaposlena u Ministarstvu unutrašnjih poslova i Ministarstvu odbrane Republike Srbije. Treće, podaci o prosečnoj zaradi su precizniji na osnovu SES istraživanja jer se oni dobijaju na osnovu broja zaposlenih koji su primili zaradu, dok se u RAD-1 istraživanju prosečna zarada računa na osnovu podatka o broju zaposlenih koji daje kadrovska služba.

Četvrto, podaci o prosečnoj zaradi iz SES istraživanja su pouzdaniji, jer su imuni na dinamiku isplate zarada. Prosečna mesečna zarada iz SES istraživanja se računa na osnovu isplaćenih zarada za konkretan mesec. Ovo nije slučaj kod RAD-1 istraživanja, gde se prosečna mesečna zarada računa na osnovu izvršenih isplata u posmatranom mesecu, nebitno na koji se mesec ona odnose. Zbog toga je mesečna zarada na osnovu SES podataka manje podložna varijacijama koje nastaju usled avansnog plaćanja ili kašnjenja sa isplatama. Peto, RAD-1 pod zaradom podrazumeva iznos određen Zakonom o radu – naknadu za rad, pripadajuće nagrade i bonuse, kao i doprinose na teret

zaposlenog. Zbog međunarodne uporedivosti, bruto zaradi iz SES-a se dodaje i ukupan iznos putnih troškova, zbog čega je bruto zarada dobijena iz ovog izvora nešto viša. Šesto, za razliku od RAD-1 istraživanja, SES istraživanje koristi metodu ekspaniranja podataka. S tim u vezi, zarade onih koji nisu radili čitavog meseca ekspanirane su na pun iznos kako bi se eliminisale razlike u zaradama koje su posledica različitih časova rada. Slično tome, ekspanirane su i zarade svih onih koji rade na poslovima sa nepunim radnim vremenom. Sedmo, možda i najvažnije, za razliku od istraživanja RAD-1, za SES istraživanje su dostupni dezagregirani mikro podaci na osnovu kojih je moguće dubinski analizirati položaj radnika sa niskim zaradama. Poslednje je od suštinskog značaja da bi se moglo pristupiti ispitivanju položaja radnika sa niskim zaradama. Treba napomenuti da je prelaskom na podatke Centralnog registra obaveznog socijalnog osiguranja (CROSO) i podatke Poreske uprave (PU), većina nedostataka RAD-1 prevaziđena. Ipak, jedan nedostatak je prisutan i kod nove metodologije – nedostupnost mikro podataka. Ovo nas je i opredelilo da SES istraživanje iskoristimo kao osnovni izvor podataka o zaradama formalno zaposlenih radnika.

U prvom delu analize, koji se odnosi na identifikaciju radnika koji primaju niske zarade iz SES odnosno ARS istraživanja, korišćen je pun uzorak kada je reč o istraživanju SES. Radi se o broju od oko 51.000 radnika, što sa ponderima predstavlja skoro 1,3 miliona zaposlenih lica. Kao što je u delu 3.1. navedeno, podaci o zaradama u SES istraživanju se odnose na bruto zaradu uvećanu za iznos troškova prevoza za dolazak i odlazak sa posla. Međutim, na osnovu mikro baze moguće je doći i do podatka o neto zaradi uvećanoj za iznos putnog troška. Zbog međusobne uporedivosti sa podacima ARS-a, upravo smo se opredelili za ovaj pokazatelj, jer u pomenutoj anketi ispitanici daju odgovore o ukupnim primanjima u neto iznosu, u šta ulaze i troškovi prevoza.

Nadalje, u SES istraživanju postoje podaci o godišnjoj zaradi i mesečnoj zaradi. Iako na prvi pogled deluje da su ova dva iznosa identična, ukoliko se naravno prvi podeli sa brojem meseci u godini, to zapravo nije slučaj. Pod mesečnom zaradom se podrazumeva mesečna zarada iz oktobra meseca 2014. godine koja je uvećana za ostvarene bonuse i naknade za prekovremeni i smenski rad. Za razliku od nje, godišnja zarada je projektovana tako da obuhvata pored uobičajenih bonusa i naknadu za neizvršene časove rada, poput naknade za bolovanje do 30 dana i zarade za vreme godišnjeg odmora. Pošto se podaci iz ARS ne odnose na konkretni mesec, već su oni generisani

na osnovu kontinuiranog anketiranja (odnosno tada još uvek kvartalno, jer se radi o 2014. godini), opredelili smo se da za komparatora odaberemo godišnje podatke koje smo podelili sa brojem 12.

Važno je napomenuti još jednu činjenicu u vezi zarade koja postoji u SES istraživanju. Naime, reč je o ekspanziranoj zaradi. Drugim rečima, za sve one koji su iz nekog razloga (bolovanje, godišnji odmor, angažman na nepuno radno vreme) imali manje plaćenih radnih sati nego što je bilo potencijalnih radnih sati u mesecu oktobru, zarada je ekspanzirana na iznos zarade sa punim radnim vremenom. Primera radi, ako je osoba koja je radila pola radnog vremena u oktobru 2014. godine ostvarila neto zaradu od 25.000 RSD, podatak o njenim primanjima u bazi će iznositi 50.000 RSD. Prema smernicama Evrostata, ovo je neophodno kako bi se izbegla razlika u zaradama između zaposlenih koji su u toku meseca ostvarili različit broj časova rada. Da bi se ove razlike izbegle i kod ARS podataka, odlučili smo se da umesto mesečne zarade koristimo zaradu po času. Iako u jednom slučaju koristimo mesečnu neto zaradu, a u drugom neto zaradu po satu, podaci su sasvim uporedivi, upravo zbog toga što se radi o ekspanziranoj mesečnoj zaradi. Tehnički, ekspanzivanjem zarade dobijaju se relativno slični podaci kao i u slučaju kada bi se neekspanzirane zarade podelile sa ostvarenim časovima rada. Konkretna način na koji smo došli do zarade po času iz ARS-a biće detaljnije objašnjen u nastavku kada bude bilo reči o drugoj fazi istraživanja.

Za razliku od SES istraživanja gde je preuzet originalan uzorak, upravo zbog analize zasnovane na rezidualnom pristupu, određene restrikcije su bile neophodne kod ARS uzorka. Možda je izlišno govoriti, ali pošto ARS obuhvata čitavu populaciju, a ne samo zaposlene, najpre su iz uzorka isključene sve ostale kategorije stanovništva, kao i lica mlađa od 15 godina. Zadržani su isključivo zaposleni za platu, jer za samozaposlene ne postoji podatak o zaradi. Zatim, ostavljeni su svi radnici koji „rade na crno“. Da bi se to učinilo, izdvojeni su najpre svi oni koji su zaposleni u neregistrovanim preduzećima. Njima su onda pridodati radnici koji su zaposleni u registrovanim preduzećima, ali bez formalnog ugovora o radu. Baza se dodatno širi i onima koji nemaju prava na socijalno i penzijsko osiguranje. Sve ovo skupa čini grupu neformalno zaposlenih radnika. Naravno, tome nedostaje još jedna kategorija koja se ubraja u neformalno zaposlene – pomažući članovi domaćinstva. S obzirom na to da ova lica nemaju zaradu, nije ih moguće uključiti u analizu, jer je osnovni preduslov za to izračunata zarada po času na osnovu koje određujemo da li su zaposleni loše plaćeni ili ne.

Svim ovako definisanim neformalnim radnicima potom priključujemo formalne radnike koji su zaposleni u sektoru poljoprivrede, koja čini jedan od dva sektora koji nisu pokriveni SES istraživanjem. Odnosno, bez obzira na to da li su formalno ili neformalno zaposleni, u uzorak uključujemo sve radnike koji su dali podatak o zaradi, a zaposleni su u Poljoprivredi, šumarstvu i ribarstvu. Pošto nam je namera da utvrdimo profile osoba koje primaju niske zarade u tzv. dobroj i lošoj zaposlenosti, u ARS uzorak ne uključujemo sektor državne uprave i socijalnog osiguranja zbog toga što se za zaposlene u ovom sektoru ne može reći da pripadaju lošoj zaposlenosti. Pored ovoga pridružujemo i sve one koji su formalno zaposleni u malim preduzećima. Tačnije, rade u preduzećima u kojima je zaposleno manje od 10 radnika, uključujući i njih. Tek na ovako pripremljena dva uzorka vršimo ekonometrijsko ocenjivanje na osnovu kojeg možemo saznati koliko konkretna karakteristika utiče na verovatnoću da zaposleni prima nisku zaradu.

Drugi korak analize, koji ima za cilj da ispita prirodu niskih zarada sa protokom vremena, zasniva se isključivo na panel podacima ARS-a. Da bi to bilo moguće, neophodne su određene restrikcije uzorka. Na samom početku raspolagali smo sa podacima koji se odnose na period 2013-2017. godina. U bazi je za ovaj petogodišnji period postojalo više od 300.000 ispitanika. Naravno, veliki deo uzorka čine lica mlađa od 15 godina, neaktivne i nezaposlene osobe, sve ove kategorije su na samom početku isključene iz analize. S tim u vezi, u uzorku su ostali samo zaposleni kod poslodavca koji su dali podatak o svojim primanjima. Kako bi se sprečilo preterano osipanje uzorka, iskorišćeni su i precizni i intervalni podaci o zaradi. Procedura rekodiranja intervalnih zarada u tačkaste vrednosti identična je onoj koja je korišćena u delu koji se bavi uticajem promene minimalne zarade. Ista je i procedura izračunavanja zarade po satu – prednost je data uobičajenim satima rada, dok su u slučaju nepostojećih podataka iskorišćeni trenutni sati rada. Precizan iznos zarade po satu dobijen je na način opisan u jednačini (2.6).

Kada smo izračunali zarade po satu za sve ispitanike koji su dali odgovore o mesečnoj zaradi i nedeljnim satima rada, potrebno je da generišemo distribuciju zarada za svaku posmatranu godinu i na osnovu nje klasifikujemo zaposlene u one koji primaju niske zarade i one čija su primanja iznad određene granice. Operativno, za svaku godinu ponaosob računamo medijalnu zaradu po času koju potom množimo sa $\frac{2}{3}$ i tako dobijamo demarkacionu liniju za one sa niskim i niskim zaradama. Na osnovu dobijenih vrednosti, generišemo novu veštačku varijablu *Niska*

$zarada_t$ koja uzima vrednost 1 ukoliko osoba i u godini t ima zaradu nižu od izračunate granične zarade za godinu t , u suprotnom njena vrednost je 0.

Pošto je osnovni zadatak našeg istraživanja utvrđivanje uzroka koji dovode do toga da pojedinac prima niske zarade u povezanim periodima, neophodno je da iskoristimo panel komponentu ARS-a. Pomenuta rotaciona šema oblika 2-2-2, omogućava nam da sagledamo status zaposlenih u periodu od godinu dana. Drugim rečima, ukoliko je pojedinac bio ispitan u II kvartalu 2013. godine, možemo da posmatramo šta se desilo sa njegovim statusom po pitanju zarada u 2014. godini. Da bi ovo bilo moguće, potrebno je da uparimo odgovore istih radnika iz dveju povezanih godina. Mečovanje odgovora je moguće pomoću ličnog identifikacionog broja koji je jedinstven za svakog ispitanika. Tako upareni podaci predstavljaju osnov za celokupnu analizu koju ćemo sprovesti u daljem delu rada.

Ovde je važno istaći još jednu činjenicu koja se podrazumeva, ali nije zgoreg eksplicitno je pomenuti. Pošto smo naš uzorak ograničili isključivo na zaposlene osobe, priliv u kontingent radnika sa niskim zaradama i odliv iz fonda radnika sa niskim zaradama moguće je samo unutar kategorije zaposlenih. Dakle, ne uzimamo u obzir tranzicije sledećeg tipa: osoba je imala nisku zaradu u godini $t-1$ i postala ne-zaposlena u godini t , odnosno lice nije radilo u godini $t-1$ i prima nisku zaradu u godini t . Ovo treba imati u vidu, kako kod tumačenja uslovnih verovatnoća, tako i kod interpretacije ocena ekonometrijskih rezultata. Navedene tranzicije koje smo izostavili zasigurno nisu nezanimljive, ali ih je sa postojećim uzorkom nemoguće obuhvatiti. Posledično, razlog njihovog isključivanja se prvenstveno odnosi na bazični cilj istraživanja – utvrđivanje dominantnog uzroka zbog kojeg neko prima nisku zaradu u povezanim vremenskim periodima. Realizacija ovako zadatog cilja zahteva posmatranje isključivo osoba koje su zaposlene u oba perioda.

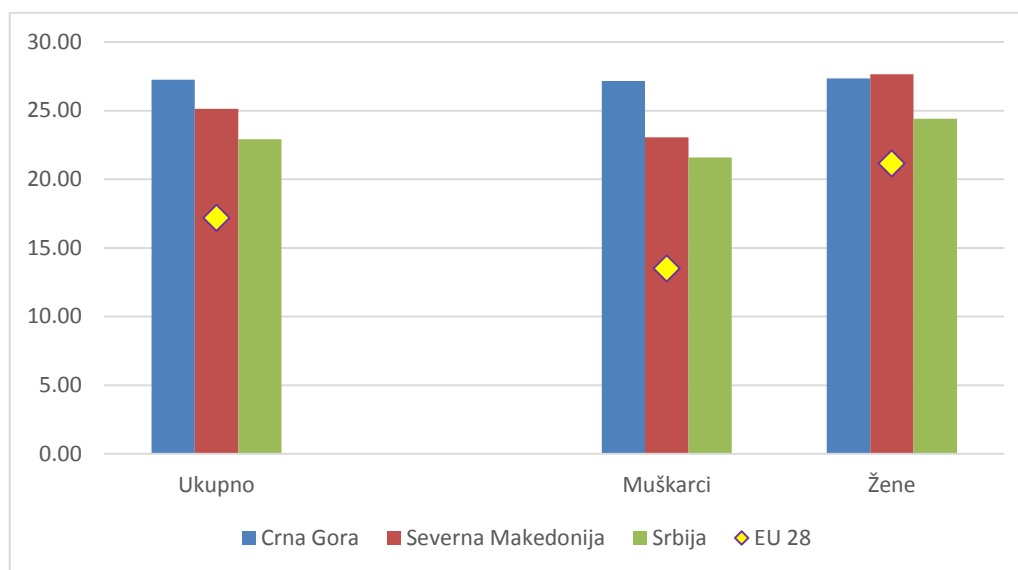
3.5 Rezultati

3.5.1 Deskriptivna statistika na osnovu podataka SES-a

Pre nego što se posvetimo nešto detaljnijoj analizi uzročnosti istrajnih niskih zarada, korisno je najpre locirati Srbiju u međunarodnom koordinatnom sistemu u pogledu rasprostranjenosti niskih zarada. Ukoliko bi se posmatrala komparativna slika na osnovu jedinstvene apsolutne linije koja pravi razliku između loše plaćenih radnika i onih drugih, jasno je da bi Srbija, i zemlje na sličnom nivou razvijenosti, bile u znatno lošijem položaju od vodećih ekonomskih sila. Kod relativnog koncepta niskih zarada, za koji smo se mi opredelili da posmatramo, to uopšte ne mora da bude slučaj. Učestalost niskih zarada u relativnom smislu je isključivo posledica oblika distribucije zarada u konkretnoj zemlji. Zemlja sa većom incidencom niskih zarada po pravilu će imati raspodelu zarada koja je zakrivljenija ulevo.

Međutim, da bi zemlje bile uporedive, poželjno je koristiti jedinstveni izvor podataka. Ispostavlja se da je ovo posebno važno u slučaju zemalja Zapadnog Balkana gde izvori podataka i metodologija na osnovu koje se generiše zvanična distribucija zarada, variraju od zemlje do zemlje (Arandarenko & Aleksić, 2018). Iz tog razloga, opredelili smo se da za potrebe našeg istraživanja iskoristimo, nešto starije, ali u potpunosti međunarodno uporedive podatke o platama na osnovu kojih možemo da posmatramo učešće radnika sa niskim zaradama. Prethodnom opisu odgovara istraživanje SES koje se odnosi na podatke o zaradama iz oktobra 2014. godine. Na osnovu njega, loše plaćene radnike u Srbiji stavićemo najpre u kontekst zemalja iz regiona, koje su na sličnom nivou razvoja, a onda i proseka zemalja EU.

Grafikon 3.1 – Učešće (%) radnika sa niskim zaradama u odabranim zemljama (ukupno i prema polu), 2014

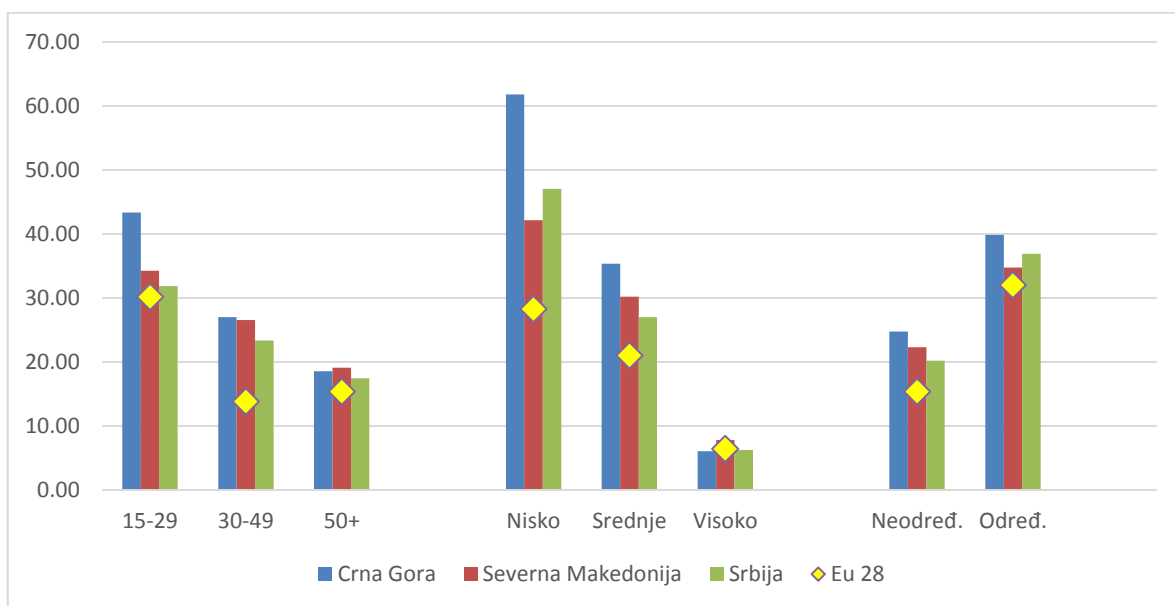


Izvor: SES, Evrostat.

Sudeći prema podacima ovog istraživanja koji su prikazani na Grafikonu 3.1, u Srbiji skoro 23% zaposlenih ima primanja koja su niža od 2/3 bruto medijalne zarade. U zavisnosti od ugla iz kog se posmatra, vrednost ovog pokazatelja može biti i visoka i niska. Naime, u odnosu na prosek 28 zemalja članica EU, učestalost niskih zarada u Srbiji je za 1,3 puta veća. Međutim, srpskih 23% znatno je niže od frekventnosti niskih zarada u dve susedne zemlje u kojima se ovo istraživanje takođe sprovodi. Ovo nas navodi na zaključak da iako Srbija prema navedenom pokazatelju još uvek značajno zaostaje za prosekom EU, njen položaj uopšte nije toliko loš u regionalnom kontekstu.

Učešće radnika sa niskim zaradama je po pravilu izraženije u ženskoj populaciji, čemu odgovara i stanje u Srbiji. Dok procenat muškaraca koji primaju niske zarade iznosi oko 21,6, skoro svaka četvrta žena u Srbiji radi na loše plaćenim poslovima. U odnosu na prosek EU, žene u Srbiji se i ne nalaze u toliko lošem položaju. Dok je u Srbiji učešće žena sa niskim zaradama „samo“ 3 procentna poena veće od učešća muškaraca, žene u EU prednjače za čak 7,6 procentnih poena ispred svojih muških kolega. Ipak, rodni jaz učestalosti niskih zarada značajno je izraženiji u Srbiji u odnosu na Crnu Goru u kojoj žene i muškarci podjednako rade na loše plaćenim poslovima.

Grafikon 3.2 – Učešće (%) radnika sa niskim zaradama u odabranim zemljama (prema uzrastu, obrazovanju i tipu ugovora), 2014



Izvor: SES, Evrostat.

Ispostavlja se da je učešće niskih zarada u Srbiji obrnuto proporcionalno godinama života. U najvećem riziku od rada na loše plaćenim poslovima se nalaze mladi, gde je zastupljenost niskih zarada skoro dvostruko veća nego u kohorti najstarijih radnika. Ukoliko pogledamo ovaj pokazatelj za zemlje EU, videćemo da njegova vrednost ne opada monotono kako idemo ka starijim radnicima, već poprima oblik latiničnog slova „U“. Prethodno podrazumeva da je najmanja učestalost niskih zarada karakteristična za „prajm ejdž“ radnike. Zanimljivo, nijedna od zemalja Zapadnog Balkana ne prati ovaj obrazac, već su u njima najzaštićeniji radnici stariji od 50 godina. Za ovakav trend zaslužna je institucija minulog rada koja je u Srbiji, i dvema posmatranim zemljama, propisana na način da se obračunava na ukupan radni staž, bez obzira kod kog poslodavca on bio ostvaren³². Bonus od 0,5% (kasnije 0,4%) po godini staža u velikoj meri je uticao da se najstariji radnici u Srbiji ujedno nađu i u najboljem položaju prema ovom pokazatelju. Takođe, važno je istaći da je učešće radnika sa niskim zaradama kod mladih i starijih

³² Zakonom o radu iz 2014. godine minuli rad se isplaćuje isključivo na osnovu staža kod tekućeg poslodavca. Međutim, zakonske izmene koje su se dogodile 2014. primenjuje se počevši od 2015. godine, tako da se njihov uticaj ne može videti na konkretnim podacima.

radnika u Srbiji gotovo identično onom u EU, ali se zato radnici u „najboljim godinama“ u Srbiji nalaze u znatno lošijem položaju od njihovih vršnjaka u EU.

Pokazalo se da obrazovanje u Srbiji predstavlja veoma efikasnu strategiju za izbegavanje rada na loše plaćenim poslovima. Gotovo svaki drugi radnika koji ima završenu osnovnu školu ili manje, ima primanja koja su niža od 67% medijalne zarade. Jaz učestalosti niskih zarada između Srbije i EU upravo je najizraženiji kod lica sa niskim obrazovanjem i iznosi 19 procentnih poena. Situacija je potpuno obrnuta za one sa višom školom i fakultetom, od kojih je tek svaki 16 radnik u Srbiji zaposlen na loše plaćenom poslu. Interesantno je da je ova „premija na obrazovanje“ u Srbiji veća nego u zemljama EU, u kojima visokoobrazovane osobe imaju nešto veće šanse da rade na poslovima sa niskom zaradom, što za posledicu ima negativnu vrednost jaza od -0,2.

U skladu sa očekivanjima, radnici koji rade sa ugovorom na neodređeno imaju manji rizik da budu loše plaćeni od radnika koji su angažovani na određeno vreme. Sve posmatrane zemlje zadovoljavaju ovaj obrazac. Verovatnoća rada na poslovima sa niskom zaradom skoro da se udvostručuje kada idemo od radnika koji u Srbiji rade na neodređeno (20%) do onih čiji ugovor ima određeni rok (37%). Ipak, posmatrano na osnovu jaza, obe grupe radnika u Srbiji nalaze se u sličnom relativnom položaju u odnosu na radnike EU. Naime, u oba slučaja je vrednost jaza pozitivna i iznosi oko 5 procentnih poena.

Kada je reč o delatnostima, u Srbiji je najsigurnije raditi u sektorima poput Snabdevanja električnom energijom, gasom i parom i Rudarstva u kojima učešće radnika sa niskim zaradama iznosi svega 0,7% i 1,8%, respektivno. Ovako nizak procenat duguje se izrazito visokim platama radnika koji rade u velikim kompanijama za preradu nafte i gasa, poput Srbijagasa, NIS Petrola, Lukoila i dr, a u kojima je zaposlen većinski deo radnika koji rade u okviru prvopomenutog sektora. Što se tiče Rudarstva, izuzetno visoke plate u uslužnim delatnostima unutar ovog sektora kao i postojanje beneficiranog radnog staža samo su neki od razloga zbog kojih u njemu niskoplaćeni radnici gotovo i da ne postoje. Ne treba zanemariti doprinos i izdašnih subvencija države, koje u ovom sektoru čine čak 14% ukupnih troškova rada (Arandarenko & Aleksić, 2019).

U najnezavidnijem položaju se nalaze radnici u delatnosti Trgovina na veliko i malo i popravka motornih vozila, od kojih najveći deo radnika radi u malim maloprodajnim objektima, gde je gotovo svako drugo lice loše plaćeno. Ništa bolja situacija nije ni u sektoru Usluge smeštaja i ishrane, koji je tradicionalno loše plaćeni sektor sa profilima poput konobar, sobarica i sl, gde oko

42% čine zaposleni koji imaju nisku zaradu. U odnosu na zemlje EU u relativno najboljem položaju se, pored dva već navedena sektora, nalaze i radnici u Srbiji koji su zaposleni u Poslovanju nekretninama, s obzirom na to da je učešće niskoplaćenih radnika u Srbiji dvostruko manje nego u istom sektoru u EU. Sa druge strane, relativno najteži položaj rezervisan je za one koji rade u Građevinarstvu i Prerađivačkoj industriji, pošto je učešće zaposlenih sa niskim zaradama u Srbiji 2,8 i 2,3 puta veće u odnosu na EU, respektivno. Detaljan prikaz učešća niskoplaćenog rada prema delatnostima dat je u Dodatku.

Za razliku od delatnosti, podaci o radnicima sa niskim zaradama prema zanimanjima nisu javno dostupni. Ipak, na osnovu mirko podataka moguće je sagledati položaj radnika u Srbiji i uporediti ga sa položajem zaposlenih u Severnoj Makedoniji. Najmanje radnika sa niskim zaradama u Srbiji ima među Stručnjacima i umetnicima (2,6%) i Inženjerima, stručnim saradnicima i tehničarima (6,8%). Sa druge strane, u Srbiji je najrizičnije imati Uslužna i trgovačka zanimanja, kao i neki oblik Jednostavnih zanimanja. U oba slučaja verovatnoća zaposlenosti za niske zarade iznosi oko 50%. Uz blage varijacije, učestalost niskih zarada u Srbiji prema zanimanjima odgovara onom u Severnoj Makedoniji. Potpuniji prikaz rizičnosti svih zanimanja dat je u Dodatku (Tabele D3.1 i D3.2).

3.5.2 Profil niskih zarada na primarnom i sekundarnom tržištu rada

Nakon deskriptivne statistike koja nam je poslužila da loše plaćene radnike u Srbiji stavimo u kontekst drugih zemalja, neophodno je utvrditi tipičan profil osobe koja u Srbiji prima nisku zaradu. Iako su predstavljeni rezultati sugestivni, tek kontrolisanjem individualnih karakteristika radnika i karakteristika poslova na kojima rade, moguće je utvrditi stepen ranjivosti određenih grupa radnika u Srbiji. Da bismo to uradili ocenićemo probit model gde će regresorima biti aproksimirane sve navedene karakteristike koje potencijalno utiču na visinu primanja, a nalaze se u izvorima podataka. Takođe, kao što smo ranije naglasili, nepotpunu reprezentativnost SES-a u slučaju Srbije nadomestićemo sprovođenjem istovetne analize na komplementarnu ARS bazu podataka. Ovim ćemo dobiti jasniju sliku o profilu loše plaćenih radnika na dva tržišta rada u Srbiji – primarnom i sekundarnom. Nažalost, slika neće biti u potpunosti jasna zbog toga što komplementarna ARS baza, koja aproksimira sekundarno tržište rada, u sebi sadrži i određene

elemente primarnog tržišta rada. Navedeni elementi ipak nisu toliko dominantni, tako da komplementarna ARS baza može da posluži kao dobar proksi za sekundarno tržište rada. U Tabeli 3.1, dati su ocenjeni koeficijenti i marginalni efekti, izračunati na osnovu njih, za dve zasebne probit regresije u kojima zavisna promenljiva uzima vrednost 1 ukoliko osoba ima niska primanja.

Tabela 3.1 - Verovatnoća primanja niskih zarada prema 2 koncepta – SES i rezidualni ARS, 2014 (Y = 1 ukoliko osoba prima nisku zaradu, u suprotnom Y = 0)

P(LWE)	LFS		SES	
	Koef.	Marg.	Koef.	Marg.
AGE	-0.0050	-0.0020	0.0004	0.0001
SEX (Muški)				
Ženski	0.1450	0.0471	0.3740*	0.0815*
TEMP (Na neodređeno)				
Na određeno	0.7928*	0.3044*	0.1576*	0.0359*
Sezonski i PPP ^{vv}	0.7053*	0.2701*	0.0294	0.0062
FTPT (Puno radno vreme)				
Kraće od punog	-0.8024*	-0.3093*	-0.3022*	-0.0549*
Sektori (Poljoprivreda/Usluge)^{vvvv}				
Industrija	-0.4162*	-0.1609*	0.1947*	0.0408*
Usluge	-0.3524**	-0.1355**		
Svojina (Privatna)				
Drzavna	-1.3462**	-0.3989**	-0.5350*	-0.1135*
Uzrast (15-29)				
30-39	0.0205	0.0082	-0.1198**	-0.0270**
40-49	-0.0133	-0.0053	-0.1119	-0.0253
50-59	0.3320	0.1288	-0.1204	-0.0271
60+	1.2884***	0.3895***	-0.1855	-0.0403
Obrazovanje (Nisko)				
Srednje	-0.5365*	-0.2013*	-0.7236*	-0.2497*
Visoko	-1.2910*	-0.4807*	-1.7752*	-0.4146*
Stož (0-5)				
6-9	-0.2902***	-0.1138***	-0.2879*	-0.0665*
10-14	-0.4142**	-0.1632**	-0.3443*	-0.0772*
15-19	-0.0433	-0.0166	-0.3476*	-0.0778*
20+	-0.2278***	-0.1276***	-0.5599*	-0.1116*
Broj zaposlenih (10-49)				
50-249			-0.4775*	-0.1555*
250-499			-0.8909*	-0.2484*
500-999			-1.2307*	-0.2960*

	1000+		-1.3198*	-0.3049*
_cons	0.5345		0.8132	
N		843		51174
Pseudo R2		0.1119		0.2796
Margins, dydx(*) atmeans		[iw=pon_lica], vce(robust)		

Statistička značajnost je predstavljena ,,*** (* = 1%; ** = 5%; *** = 10%);

^^ LFS - PPP i Sezonski radnici objedinjeni; SES - PPP bez sezonskih radnika;

^^LFS - referentna kategorija je Poljoprivreda; SES - referentna kategorija je Industrija;

Referentne kategorije date su u zagradama.

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2014 i SES 2014, RZS.

Podsetićemo na prag niskih zarada koji smo definisali u metodološkom delu, a koji iznosi 2/3 medijalne zarade. Za obe baza korišćen je za njih relevantan prag – 2/3 medijalne zarade na osnovu distribucije ARS u prvom i 2/3 medijalne zarade na osnovu distribucije SES u drugom slučaju. Prvo što se može primetiti iz Tabele 3.1, tiče se postojanja rodne neravnotežu u pogledu rada na loše plaćenim poslovima. U odnosu na muškarce, žene se susreću sa mnogo većim rizikom od mogućnosti da primaju niske zarade. Uz konstantne vrednosti svih ostalih varijabli, žene na primarnom tržištu rada u Srbiji imaju za oko 8,2 procentna poena veću verovatnoću da primaju niske zarade u odnosu na muškarce. Izgleda da su žene na sekundarnom tržištu rada nešto zaštićenije, s obzirom na to da je vrednost marginalnog efekta u ovom slučaju dvostruko manja. Međutim, pošto rodna varijabla u ARS modelu nije statistički značajna, ovo ne možemo sa sigurnošću da tvrdimo.

Rad sa ugovorom na neodređeni vremenski period pokazao se kao dobra zaštita od rada na loše plaćenim poslovima. Ovakva vrsta ugovora posebno je važna za radnike koji rade na sekundarnom tržištu rada, s obzirom na to da je verovatnoća da radnik sa ovim tipom ugovora bude loše plaćen manja za 30, odnosno 27 procentnih poena nego u slučaju da je angažovan sa ugovorom na određeno vreme ili preko PPP ugovora. Na primarnom tržištu rada stopa rizika od rada za niske zarade ne varira mnogo u odnosu na tip ugovora, pošto za radnike na određeno važi da imaju svega oko 3,6 procentnih poena veću verovatnoću da budu loše plaćeni.

Interesantan je i predznak koji je dobijen ispred varijable koja aproksimira da li radnik radi puno radno vreme ili vreme koje je kraće od punog. U oba modela radnici koji rade part-time poslove imaju manju verovatnoću da budu loše plaćeni. Pogodnost rada sa nepunim radnim vremenom posebno dolazi do izražaja na sekundarnom tržištu rada, s obzirom na to da je vrednost

marginalnog efekta šestostruko veća nego u modelu koji se odnosi na zaposlene iz SES izvora. Razlog zbog kojeg je manja verovatnoća da radnici na part-time poslovima budu loše plaćeni krije se u načinu na koji je definisana zarada. Da bi zarade bile uporedive sa radnicima koji rade puno radno vreme, u ARS podacima je posmatrana zarada po satu, dok je kod SES podataka uzeto u obzir ekspaniranje zarade. S tim u vezi, u prvom slučaju zarada se deli brojem sati, dok se u drugom ona množi odgovarajućim koeficijentom kako bi se dobila zarada ekvivalentna onoj sa punim radnim vremenom. Ovo deljenje i množenje zarade part-time radnika može u velikoj meri da preceni njihovu stvarnu zaradu. U prvom slučaju zbog toga što nisu prijavili tačan broj sati koji su radili tokom meseca, a u drugom zbog činjenice da ne postoje garancije da bi njihova zarada po satu ostala ista ukoliko bi radili puno radno vreme. Iz tog razloga, za sticanje šire slike o odnosu ranjivosti full-time i part-time radnika, neophodno bi bilo posmatrati i mesečne podatke koji na realističniji način prikazuju položaj radnika sa nepunim radnim vremenom. Sasvim plastično, životni standard radnika sa nepunim radnim vremenom ne mora da bude izrazito visok ukoliko je njegova satnica visoka. Posledično, ne postoje nikakve garancije da će on moći da zadovolji sve svoje mesečne potrebe na osnovu visoke zarade po satu (ekspanirane zarade), već će to pre svega zavisiti od ostvarenih mesečnih primanja. Drugim rečima, koliko god zarada po satu part-time radnika bila visoka, ukoliko su njihovi sati rada zanemarljivi, oni će zapravo biti loše plaćeni radnici, samo što njihova ranjivost neće biti vidljiva u okviru našeg koncepta niskih zarada.

Različit predznak u dva modela ispred varijable koja se odnosi na sektor zaposlenosti ne treba da zbunjuje, pošto je u prvom slučaju referentna kategorija Poljoprivreda, a u drugoj Usluge. Do ove modifikacije je moralo doći zbog toga što sektor Poljoprivrede nije pokriven SES istraživanjem. Ipak, na osnovu dobijenih rezultata indirektno možemo zaključiti da je rizik od rada sa niskim zaradama različito raspoređen kada su u pitanju zaposleni u Industriji i Uslugama na primarnom i sekundarnom tržištu rada. Naime, uz ostale nepromenjene uslove, zaposleni na primarnom tržištu rada u sektoru Industrije imaju oko 4,1 procentni poen veću verovatnoću da rade na poslovima sa niskim zaradama od radnika koji su na ovom segmentu tržišta zaposleni u Uslugama. Sa druge strane, i Industrija i Usluge su se pokazale kao manje rizični sektori od poljoprivrede na sekundarnom tržištu rada, ali pošto je marginalni efekat u slučaju Industrije veći (u apsolutnom smislu) od efekta sektora Usluga, zaključujemo da na sekundarnom tržištu zaposlenost u Uslugama sa sobom nosi veći rizik od niskih zarada nego zaposlenost u Industriji.

Oba modela su jednoglasna kada je u pitanju tip vlasništva – posao u privatnom sektoru sa sobom nosi veći rizik od rada sa niskim zaradama. Sasvim očekivano, ranjivost privatnog sektora posebno je izražena na sekundarnom tržištu rada, pri čemu je verovatnoća da osoba radi na loše plaćenom poslu veća za 40 procentnih poena u odnosu na onu koja na ovom tržištu rada radi u državnom sektoru. Svakako ni rast odgovarajućeg rizika koji je dobijen u slučaju zaposlenih na primarnom segmentu tržišta rada od 11,3 procentna poena nije zanemarljiv. Promenljive koje se odnose na uzrast uglavnom nisu statistički značajne, izuzev osoba iznad 60 godina u ARS modelu i osoba starosti između 30 i 39 godina u SES modelu. Prvi imaju za skoro 39 procentnih poena veću verovatnoću, dok je kod potonjih dobijena za 2,7 procentnih poena manja verovatnoća da rade na loše plaćenim poslovima u odnosu na najmlađu grupu radnika (15-29).

Obrazovanje se i u ovom slučaju pokazalo kao izuzetno važna komponenta u izbegavanju loše plaćenih poslova. Ukoliko poredimo radnike sa srednjim obrazovanjem u odnosu na radnike sa niskim obrazovanjem na oba tržišta rada, ispostavlja se da su radnici sa srednjim nivoom obrazovanja na primarnom tržištu relativno sigurniji od radnika istih kvalifikacija na sekundarnom tržištu. Ovome u prilog govore i ocenjeni marginalni efekti koji u slučaju srednje obrazovanih na primarnom tržištu iznose -0,2497, dok za one na sekundarnom tržištu iznose svega -0,2013. Sasvim je drugačija situacija kada se posmatraju radnici koji imaju diplomu više škole ili fakulteta. Verovatnoća da zaposleni sa ovim nivoom obrazovanja budu loše plaćeni na sekundarnom tržištu je manja za 48 procentnih poena u odnosu na niskoobrazovane osobe. Odgovarajuće smanjenje rizika koje sa sobom nosi visoko obrazovanje na primarnom tržištu rada iznosi 41,5 procentnih poena. Dakle, relativno posmatrano, zaposleni sa srednjim obrazovanjem zaštićeniji su na primarnom tržištu, dok sekundarno tržište rada efikasnije štiti one sa visokim obrazovanjem.

Kao što je i ranije bilo reči, minuli rad u velikoj meri predstavlja sigurnosni pojas protiv loše plaćenih poslova. Njegov uticaj na primarnom tržištu je monoton i rastući, tako da su radnici sa više od 5 godina radnog staža u manjem riziku od rada na poslovima sa niskim zaradama od 6,5 procentnih poena do 11,2 procentna poena u odnosu na zaposlene koji imaju manje od 5 godina radnog staža. Sličan efekat minuli rad ima i na sekundarnom tržištu, ali veza između njegove dužine i stepena rizika nije toliko pravolinijska. Međutim, ono čije dejstvo jeste pravolinijsko odnosi se na veličinu preduzeća na primarnom tržištu. Ispostavlja se da veličina u ovom slučaju jeste važna. Naime, rizik od rada na loše plaćenim poslovima obrnuto je proporcionalan broju

radnika zaposlenih u preduzeću. Tako na primer, zaposleni koji radi u preduzeću koje ima između 50 i 249 zaposlenih ima za 15,5 procentnih poena manju verovatnoću da bude loše plaćen u odnosu na radnika koji radi u preduzeću sa manje od 50 radnika, dok je rizik za radnika koji radi u preduzeću sa više od 1.000 zaposlenih za oko 30,5 procentnih poena manji u odnosu na referentnog radnika iz preduzeća sa manje od 50 zaposlenih.

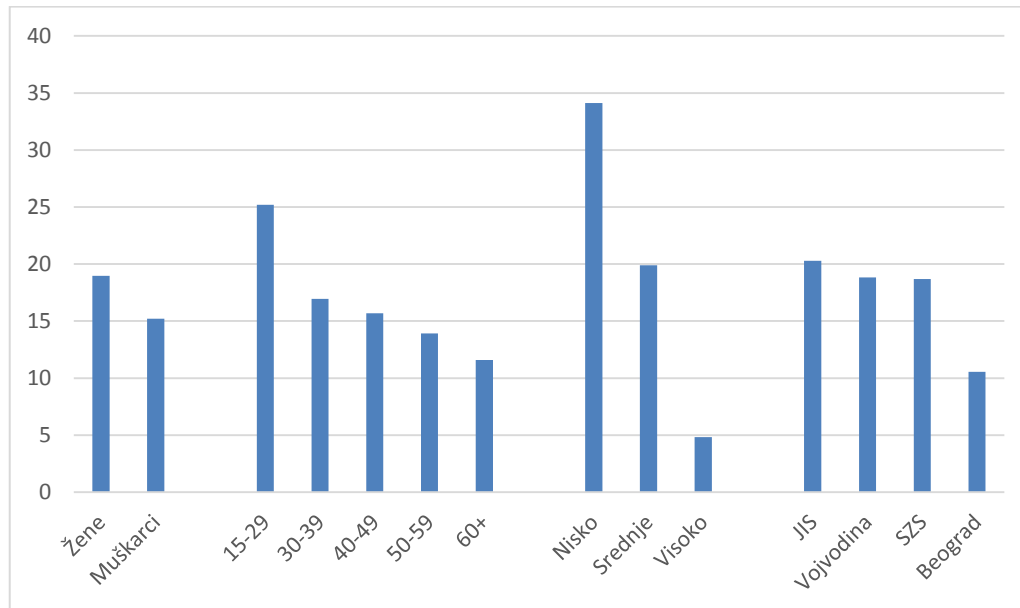
3.5.3 Deskriptivna statistika na osnovu podataka ARS-a

Nakon uporednih profila osoba koje primaju niske zarade na dva odvojena segmenta tržišta rada, fokus usmeravamo isključivo na ARS podatke. Njihova panel dimenzija će nam omogućiti da ispitamo dinamiku niskih zarada i utvrdimo razlog zbog kog zaposleni primaju niske zarade u dužem vremenskom periodu. No, pre dinamičke analize korisno je pogledati učestalost niskih zarada – ukupnu i za određene segmente stanovništva – ali sada isključivo na osnovu celovite ARS baze. Dakle, za razliku od prethodne analize gde smo deo baze ARS-a koristili kao aproksimaciju za sekundarno tržište rada, ovde je posmatramo u celosti (naravno, uz ograničenja objašnjena u delu posvećenom metodologiji). Ovakav pristup je posebno značajan, jer umesto jednogodišnjeg perioda (u prethodnom slučaju 2014. godina) sada posmatramo učestalost radnika sa niskim zaradama u periodu od 2013. do 2017. godine. Time proveravamo robusnost ranije dobijenih rezultata, izbegavamo eventualne fluktuacije i dobijamo jasniju sliku o položaju radnika koji se nalaze u ovom delu platne distribucije. Tehnički, svi zaposleni su razvrstani u radnike sa niskim zaradama i one druge na osnovu raspodele zarada u godini u kojoj su dali odgovor o primanjima. Tako razvrstani radnici iz svih 5 posmatranih godina objedinjeni su u jednu bazu što čini osnov za deskriptivnu statistiku koja će biti prikazana u nastavku.

Nakon agregiranja svih radnika iz petogodišnjeg perioda u jedinstvenu bazu, ustanovljeno je da u Srbiji oko 17% zaposlenih radnika ima primanja koja su niža od 2/3 medijalne zarade. Ukoliko ovo uporedimo sa ranije predstavljenim rezultatima iz SES istraživanja, koji su se odnosili samo na 2014. godinu, videćemo da je udeo radnika sa niskim primanjima na osnovu ARS podataka za čak 6 procentnih poena manji. Postavlja se pitanje da li je ovo zapravo moguće? Moguće je iz najmanje dva razloga. Prvo, s obzirom na to da SES istraživanje pokriva tzv. dobru zaposlenost, a ARS dobru, ali i lošu zaposlenost, racionalno je očekivati da je procenat onih koji imaju niska

primanja veći na osnovu ARS podataka, nego na osnovu SES podataka. Iako na prvi pogled deluje logično, ovo u praksi ne mora da bude slučaj iz prostog razloga što radnike kategorišemo na osnovu relativne, a ne apsolutne granice. Uključivanje loše zaposlenosti ne utiče samo na rast udela loše plaćenih radnika, već neposredno smanjuje prosečnu i medijalnu zaradu. Dodatno, sama priroda ARS upitnika u kojem lica samostalno odgovaraju na pitanje o primanjima utiče na to da zarade iz ovog izvora budu potcenjene u odnosu na SES zarade. Drugo, 17% iz ARS-a se odnosi na petogodišnji period, a 23% iz SES-a isključivo na 2014. godinu. Praćenjem trenda na osnovu ARS podataka, vidi se konstantan pad udela loše plaćenih radnika nakon 2014. godine. Koliko se ARS distribucija i SES distribucija međusobno razlikuju najbolje pokazuju rezultati jednog istraživanja koje je na ARS podatke primenilo dinarski prag koji u SES-u (2/3 medijalne zarade iz SES-a) odvaja radnike na loše plaćene i one druge. Primenom ove granice, učešće radnika sa niskim zaradama na osnovu ARS podataka iz 2014. godine je poraslo na čak 41% (Arandarenko & Aleksić, 2019).

Grafikon 3.3 - Učešće radnika sa niskim zaradama prema polu, uzrastu, obrazovanju i regionu (u%), 2013-2017.



Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013 – 2017, RZS.

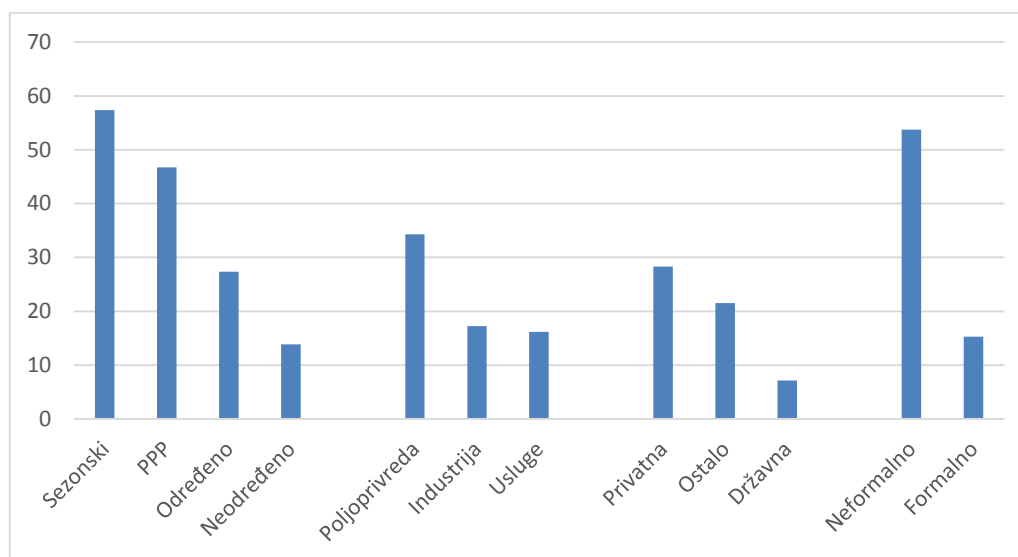
Na Grafikonu 3.3 predstavljena su učešća niskih zarada za različite kategorije stanovništva. Ukoliko zanemarimo nešto niža učešća svih kategorija, čije smo uzroke objasnili, deskriptivna

statistika agregirane ARS baze u velikoj meri odgovara onoj iz SES podataka. Konkretno, žene se u ovom slučaju nalaze u relativno lošijem položaju, s obzirom na to da je njivo učešće 1,25 puta veće od učešća muškaraca u odnosu na 1,13 puta kada su u pitanju SES podaci. Pošto starosne kategorije nisu identične, nemoguće ih je direktno porediti, ali je sasvim jasno da i u ovom slučaju minuli rad čini svoje, tako da rizik od toga da osoba bude loše plaćena opada sa godinama života. Superiornost obrazovanja, prvenstveno visokog, uočljiva je i na ARS podacima, s obzirom na to da osobe ovog obrazovnog nivoa imaju skoro 7 puta manji rizik da rade na loše plaćenim poslovima u odnosu na niskoobrazovane osobe. Ipak, delotvornost visokog obrazovanja je nešto slabija nego u slučaju SES podataka gde se rizik smanjuje za oko 7,6 puta.

Za razliku od podataka SES-a, gde to nije bilo moguće, sada po prvi put imamo priliku da analiziramo i regionalni aspekt niskih zarada. Sasvim očekivano, sa svojih 10,5% loše plaćenih radnika, Beograd predstavlja pravi „autlajer“ i primer potpuno izdvojene celine, što je status koji ovaj region i ima prema teritorijalnoj uređenosti Srbije. Izuzev njega, zaposleni na loše plaćenim poslovima su prilično podjednako regionalno raspodeljeni. Najučestaliji su u Južnoj i Istočnoj Srbiji dok je udeo u Vojvodini i Šumadiji i Zapadnoj Srbiji praktično identičan.

Prethodni udeli radnika sa niskim zaradama dati su za različite karakteristike radnika. Pored osobina radnika, rizik od primanja niskih zarada zavisi i od karakteristika posla. Na Grafikonu 3.4 prikazana su učešća loše plaćenih radnika u zavisnosti od odlika posla.

Grafikon 3.4 - Učešće radnika sa niskim zaradama prema tipu ugovora, sektoru, svojini i tipu zaposlenosti (u%), 2013-2017.



Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013 – 2017, RZS.

Pošto je fluktuacija loše plaćenih radnika najčešće veća u odnosu na one sa visokim zaradama, ne treba da čudi da tipovi angažovanja koji podrazumevaju snažniju zakonodavnu zaštitu zaposlenja nose sa sobom manji rizik od rada sa niskim zaradama. Polazeći od sezonskih radnika gde je više nego svako drugo lice koje je angažovano na ovaj način loše plaćeno, pa sve do zaposlenih na neodređeno, gde je to slučaj tek kod svake sedme osobe. Dakle, zakonski zaštićeniji oblici zaposlenja ne samo da produžavaju zaposlenost već i smanjuju rizik od niskih zarada. Sektorski posmatrano, Poljoprivreda apsolutno prednjači po učestalosti loše plaćenih radnika, s obzirom na to da je ovo učešće gotovo dvostruko veće nego u Industriji i Uslugama. Prethodno ne treba da čudi, pošto je malopre spomenuta, zakonski najnezaštićenija kategorija radnika – sezanci, najzastupljenija upravo u Poljoprivredi. Nesigurnost koju sa sobom nose poslovi u privatnom sektoru vidljiva je i na osnovu priloženih podataka, koji pokazuju da oko 28% radnika koji je zaposlen u njemu ima niska primanja. Ovo je tačno četverostruko veći rizik u odnosu na osobe koje svoj posao obavljaju u okviru državnog sektora. U skladu sa očekivanjima su i podaci o učestalosti radnika sa niskim zaradama prema tipu zaposlenja. Prekarnost neformalnih poslova je multidimenzionalna, a jedna od dimenzija je i loša zarada koja se dovodi u vezu sa tim poslovima. Više od polovine neformalno zaposlenih radnika ostvaruje primanja koja su manja od 2/3

medijalne zarade, što je značajno više od njihovih kolega koje su zaposlene formalno od kojih svega 15% ima niska primanja.

3.5.4 Perzistentnost niskih zarada

Da bismo preciznije utvrdili rizik koji sa sobom nosi svaka od razmatranih osobina radnika i posla, nešto kasnije ćemo primeniti ekonometrijsku analizu u kojoj kontroliramo individualne karakteristike radnika, kao i karakteristike posla. No, pre ove analize, neophodno je da ispitamo vremensku dinamiku niskih zarada. Ovo ćemo učiniti uz pomoć uslovnih verovatnoća, a na način koji je detaljno opisan u metodološkom delu. Za razliku od prethodno predstavljene deskriptivne statistike, izvor za proračun uslovnih verovatnoća bio je nešto uža uzorak. Sužavanje uzorka je neophodno, jer su nam za ovaj korak analize korisne samo one osobe koje su u dve uzastopne godine dale podatak o svojim primanjima. Potom su odgovori svih zaposlenih koji ispunjavaju ovaj uslov upareni kako bismo za svakog od njih imali platne statuse u periodima t i $t-1$. Restrikcijom ovog tipa gubi se dosta opservacija, ali se stižu potrebni uslovi za sprovođenje dinamičke analize. Uslovne verovatnoće na ovako prečišćenom uzorku prikazane su u Tabeli 3.2.

Tabela 3.2 – Tranzicione verovatnoće između loše plaćenih poslova i poslova koji nisu loše plaćeni, 2013 – 2017 (15+)

Tip	Verovatnoća
Pr [LWE t = 1]	16.58%
(I) Pr[LWE t = 1 LWE $t-1$ = 1]	64.31%
(II) Pr[LWE t = 0 LWE $t-1$ = 1]	35.69%
(III) Pr[LWE t = 1 LWE $t-1$ = 0]	6.39%
(IV) Sirova SD {I-III}	57.92
(V) Racio SD {I/III}	10.06

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013 – 2017, RZS.

Uslovna verovatnoća prikazana u drugom redu Tabele 3.2 se odnosi na izgled zadržavanja istog statusa u odnosu na prethodnu godinu, i to ne bilo kog statusa, već statusa radnika sa niskim zaradama. Naime, verovatnoća od 64,3% ukazuje da skoro 2/3 radnika koji su prethodnom periodu primali nisku zaradu, imaju niska primanja i u tekućoj godini. Ovo suštinski predstavlja neprilagođenu perzistentnost i pokazuje koliko niske zarade mogu da budu istrajne. Da bismo

rezultat koji smo dobili za Srbiju stavili u kontekst evropskih zemalja, iskoristićemo jedno starije istraživanje koje je razmatralo tranzicije između različitih nivoa zarada u 17 zemalja EU (European Commission, 2004). Iako se odnosilo na tranzicije iz, sada već davne, 2003. u 2004. godinu, i izvor podataka nije bio ARS već ECHP, rezultate iz ovog istraživanja možemo smatrati dovoljno uporedivim sa nalazima za Srbiju. Naime, prosečna perzistentnost u zemljama EU iznosila je oko 51%, što je za 13 procentnih poena niže od vrednosti koju smo dobili desetak godina kasnije za Srbiju. Dodatno, ustanovljeno je da se perzistentnost smanjuje na 30% kada je reč o petogodišnjim tranzicijama, odnosno 26% kada se radi o intervalu od 7 godina. Nažalost, rotaciona karakteristika ARS uzorka nam ne dozvoljava da za Srbiju izračunamo tranzicije koje uzimaju u obzir vremenski period duži od jedne godine. Tako nešto je u budućnosti moguće na osnovu SILC podataka.

Međutim, perzistentnost je samo jedan aspekt niskih zarada koji treba uzeti u obzir prilikom sagledavanja položaja radnika sa niskim zaradama, druga dva su svakako priliv u i odliv iz kontingenta niskih zarada. Tako na primer, relativno nizak odliv iz niskih zarada ukazuje na postojanje barijera za prelazak u viši platni rang, što može imati posledice po životni standard i socijalno uključivanje loše plaćenih radnika. Upravo u trećem i četvrtom redu Tabele 3.2 predstavljene su vrednosti odliva iz i priliva u kontingent niskih zarada. Preciznije, drugi red tabele podrazumeva odliv iz niskih zarada, odnosno verovatnoću da osoba koja je u prethodnoj godini bila loše plaćena, u tekućoj to ne bude. Sasvim trivijalno, odliv iz niskih zarada zavisi direktno od vrednosti perzistentnosti. Sa druge strane, treći red aproksimira priliv u niske zarade, odnosno verovatnoću da osoba koja u prethodnoj godini nije bila loše plaćena, u tekućoj radi na poslovima sa niskom zaradom. Verovatnoća upliva u kontingent niskih zarada u narednoj godini iznosi 6,4% i skoro šestostruko je manja od verovatnoće izlaska. Dobijena vrednost tranzicione verovatnoće priliva u niske zarade je u skladu sa nalazima Klarka i Kanelopulosa čiji su se rezultati kretali između 2% u Austriji, pa sve do 7,5% u Španiji.

3.5.5 Neprilagođena zavisnost od prethodnog položaja

Da bismo kasnije sproveli ekonometrijsku analizu koja će nam pomoći u razumevanju uzroka perzistentnosti, neophodno je da izračunamo zavisnost od prethodnog položaja. Zbog svoje upotrebne vrednosti, ona se češće definiše kao razlika između perzistentnosti i priliva u niske zarade nego kao količnik ova dva pokazatelja. U tom smislu, zavisnost od prethodnog položaja pokazuje za koliko je veća verovatnoća (u procentnim poenima) da osoba koja je u prethodnoj godini primala niske zarade bude loše plaćena i u tekućem periodu, u odnosu na verovatnoću da osoba koja nije bila loše plaćena u prethodnoj godini to postane u tekućem periodu. U slučaju Srbije, zavisnost od prethodnog položaja uzima vrednost od oko 58. Alternativno tumačenje ovog pokazatelja prikazano je u poslednjem redu tabele i ono podrazumeva da je verovatnoća da osoba koja je bila loše plaćena to i ostane, 10 puta veća nego da osoba koja nije bila loše plaćena to u međuvremenu postane.

Kao što je više puta bilo reči, prilikom obračuna tranzicionih verovatnoća uzeli smo u obzir isključivo osobe koje su bile zaposlene u oba perioda i dale podatak o zaradi. Na taj način treba i razumeti dobijene rezultate. Osobe koje su u prethodnoj godini bile van zaposlenja pa se zaposlile za niske zarade i osobe koje su bile loše plaćene a potom postale ne-zaposlene, nisu obuhvaćene ovim tranzicionim verovatnoćama. Kako je osnovni cilj istraživanja utvrđivanje uzroka zbog kojih pojedini radnici primaju niske zarade u povezanim periodima, do isključivanja navedenih lica iz uzorka je moralo doći.

Pored tranzicionih verovatnoća za sve zaposlene koji odgovaraju definisanim kriterijumima uzorka, u nastavku ćemo izračunati uslovne verovatnoće i zavisnost od prethodnog položaja za 4 kategorije zaposlenih. Radi se o grupama kod kojih je opasnost od zapadanja u klopku niskih zarada nešto izraženija, tako da nam je cilj da, pored ukupnog stanovništva, uzroke perzistentnosti detaljnije ispitamo i za neke od njih. Dobijene tranzicije biće indikativne i poslužiće kao input za kompleksnije istraživanje koje ćemo kasnije sprovesti. U Tabeli 3.3 se nalaze tranzicione verovatnoće dobijene na isti način kao i kod ukupnog stanovništva.

Tabela 3.3 – Tranzicione verovatnoće između loše plaćenih poslova i poslova koji nisu loše plaćeni za različite kategorije stanovništva, 2013 – 2017 (15+)

	(I) Perzistentnost LWE	(II) Odliv iz LWE	(III) Priliv u LWE	(IV) Sirova SD {I-III}	(V) Racio {I/III}
Pol					
Muškarci	57.99%	42.01%	5.18%	52.81	11.19
Žene	69.47%	30.53%	6.85%	62.62	10.14
Uzrast					
Mladi (15-29)	58.56%	41.44%	9.32%	49.24	6.28
"Prajm" (30-59)	65.45%	34.55%	5.65%	59.80	11.59
Obrazovanje					
Nisko	69.3%	30.7%	16.54%	52.76	4.19
Srednje	64.27%	35.73%	7.21%	57.06	8.91
Visoko	52.55%	47.45%	1.18%	51.37	44.53
Tip zaposlenosti					
Formalno	63.88%	36.12%	5.67%	58.21	11.27
Neformalno	73.69%	26.31%	31.72%	41.97	2.32

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013 – 2017, RZS.

Na osnovu Tabele 3.3 vidimo da su žene u Srbiji sklonije primanju niskih zarada u povezanim vremenskim periodima. Više od 2/3 trećine loše plaćenih žena iz uzorka primalo je niske zarade i u narednom periodu, što je za 12 procentnih poena više nego u slučaju muškaraca. Ova slika donekle odgovara i proseku EU zemalja, gde je odgovarajuća perzistentnost kod žena za 9 procentnih poena viša nego kod muškaraca (55% naspram 46%). Žene u Srbiji nisu u nepovoljnijem položaju samo kada je reč o perzistentnosti, već je i priliv u niske zarade relativno intenzivniji u odnosu na muško stanovništvo. Kombinacija vrednosti oba pokazatelja doprinela je da problem zavisnosti od prethodnog položaja bude mnogo izraženiji kod žena nego kod muškaraca za koje je ocena neprilagođene zavisnosti od prethodnog položaja za čak 10 procentnih poena niža.

Kada je reč o starosnoj dobi, odlučili smo da iz ove analize isključimo radnike starije od 60 godina i posmatramo dve tradicionalno ispitivane kategorije – mlade i, za tržište rada, one u najboljim godinama. Zanimljivo je da se sa perzistentnošću od 58,6% mladi nalaze u boljem položaju od „prajm ejdž“ radnika kod kojih istrajnost niskih zarada iznosi 65,4%. Ovo indirektno podrazumeva da mladi imaju relativno veći odliv iz niskih zarada. Slično je i u slučaju EU, gde verovatnoća da mladi (ovaj put definisani kao osobe 16-24 godine) primaju niske zarade u

povezanim periodima iznosi 47,4%, naspram 55,6% za lica starosti između 35-54 godine. Međutim, priliv u niske zarade u Srbiji je gotovo dvostruko veći kod mladog stanovništva, nego kod starijih. Divergentna kretanja ovih pokazatelja mogu se objasniti na sledeći način. Relativno veći odliv iz niskih zarada kod mladih se može objasniti boljom kvalifikovanošću mladog stanovništva, koje u proseku poseduje viši obrazovni nivo od starijih radnika. Viši obrazovni nivo im omogućuje da relativno brže napreduju uz lestvicu zarada, što rezultira relativno manjom verovatnoćom primanja niskih zarada u dužem vremenskom periodu. Sa druge strane, relativno viši priliv mladih u niske zarade posledica je toga što se ove osobe nalaze na samom početku karijere i većina njih nije pronašla stabilno zaposlenje. Umesto toga, oni još uvek tragaju za „radnim mestom iz snova“ što iziskuje česte promene posla. U tom procesu traganja, oni se neretko sele sa bolje plaćenog posla na novi posao sa nižom zaradom, ali koji više odgovara njihovom senzibilitetu, kompetencijama, struci i koji ima dugoročnu perspektivu u vidu boljih uslova i većih mogućnosti za napredovanje. Uzevši u obzir oba pokazatelja, mladi se ipak nalaze u dosta boljem položaju nego stariji radnici kada je reč o istrajnosti niskih zarada, s obzirom na to da je njihova zavisnost od prethodnog položaja za oko 10 procentnih poena manja.

Obrazovanje se pokazalo kao veoma važan faktor koji utiče na verovatnoću primanja niskih zarada u uzastopnim godinama. Razlika je posebno uočljiva kod onih sa visokim obrazovanjem, pošto njihova perzistentnost značajno odstupa od ostalih obrazovnih nivoa. Štaviše, efikasnost visokog obrazovanja u Srbiji u redukovanju perzistentnosti mnogo je veća nego u slučaju zemalja EU. Dok u Srbiji razlika između perzistentnosti niskoobrazovanih i visokoobrazovanih radnika iznosi 17 procentnih poena, ova razlika iznosi svega 3,7 procentnih poena na nivou proseka EU (sa 52,7% na 49%). Obrazovanje dolazi do izražaja i kada je u pitanju priliv u niske zarade. Dok je verovatnoća da osoba sa visokim obrazovanjem koja nije bila loše plaćena, u narednoj godini počne da radi za nisku zaradu gotovo zanemarljiva, ovaj scenario je moguć za svaku šestu osobu sa niskim nivoom obrazovanja. Ipak, suprotno očekivanjima, zbog relativno visokog nivoa perzistentnosti i osrednjeg priliva u niske zarade, najveća zavisnost od prethodnog položaja zabeležena je kod osoba za srednjim nivoom obrazovanja. Dakle kada sve uzmemo u obzir, kod radnika sa srednjim obrazovanjem važi da je za 57 procentnih poena veća verovatnoća da ukoliko su trenutno zaposleni za niske zarade zadrže ovaj platni status i u narednom periodu, u odnosu na situaciju da napreduju uz lestvicu zarada.

Poslednja kategorija za koju smo računali tranzicione verovatnoće, odnosi se na tip zaposlenosti. U skladu sa očekivanjima, perzistentnost je mnogo intenzivnija kod neformalnih radnika. Štaviše, ona je najviša od svih posmatranih kategorija i jedina prelazi 70%, što podrazumeva da skoro $\frac{3}{4}$ svih neformalnih radnika koji su u prethodnoj godini primali niske zarade, nisu uspeali da pređu u viši platni rang u narednoj godini. Ono što još više zaprepašćuje jeste podatak koji se odnosi na priliv u kontingent niskih zarada. Ispostavlja se da skoro trećina neformalnih radnika koja nije bila loše plaćena, u narednoj godini to postane. Dva su potencijalna razloga zbog kojih pokazatelji neformalnih radnika značajno odstupaju od ostalih posmatranih kategorija. Prvi se odnosi na podatke iz uzorka. Naime, jako mali broj neformalnih radnika uopšte odgovori na pitanje o primanjima. Posledično, još je manje onih koji u dve uzastopne godine daju podatak o svojoj zaradi. Tako da relativno mali broj neformalnih radnika u uzorku u određenoj meri može da generiše iskrivljene rezultate. Drugo, zbog nepostojanja zakonodavne zaštite zaposlenja, prvi na spisku za otpuštanje uvek su neformalni radnici. Svaka promena posla vraća nivo njihovog specifičnog ljudskog kapitala, koji je vezan za konkretno preduzeće, na početnu, odnosno nultu vrednost. Samim tim, za neformalne radnike je predodređeno da prilikom takvih promena poslova uđu u kontingent niskih zarada. Položaj ovih radnika zasigurno bi bio još lošiji da smo u analizu uključili i ne-zaposlene osobe. Tada bi priliv u niske zarade bio dosta intenzivniji, s obzirom na to da je kod neformalnih radnika posebno izražen tzv. low pay-no pay ciklus.

Zbog visokog priliva u niske zarade, zavisnost od prethodnog položaja kod neformalnih radnika je izuzetno niska. Imajući u vidu ostale kategorije zaposlenih, ona je zapravo najniža. Da li to znači da su neformalno zaposlene osobe, u relativnom smislu, najmanje zavisne od prethodnog položaja? Na to pitanje ne možemo u ovom trenutku da odgovorimo. Kao što smo napomenuli, dobijeni pokazatelj predstavlja neprilagođenu zavisnost od prethodnog položaja koja se dobija prostom razlikom između sirove perzistentnosti i priliva u niske zarade. Tek kontrolisanjem razlika između zaposlenih, moći ćemo da procenimo da li je istinska zavisnost od prethodnog položaja najniža kod neformalnih radnika. Ovo važi i za ocene neprilagođene perzistentnosti svih ostalih kategorija predstavljenih u tabeli.

3.5.6 Profil niskih zarada na osnovu podataka ARS-a za period 2013-2017.

Upravo zbog toga, prelazimo na ekonometrijsko modeliranje dinamike niskih zarada. Ovo ćemo učiniti primenom združenog dinamičkog logit modela koji je detaljnije opisan u metodološkom delu. Koeficijent uz prvu docnju zavisne promenljive i marginalni efekat izračunat na osnovu njega daće nam realističniji prikaz zavisnosti od prethodnog položaja – zavisnost od prethodnog položaja koja je očišćena od opaženih razlika između radnika. Iako smo sličan model sa diskretnom zavisnom promenljivom primenjivali prilikom utvrđivanja profila radnika sa niskim zaradama na osnovu komplementarne analize ARS i SES podataka, ocenjivanje i ovog modela daće potpuniju sliku o položaju loše plaćenih radnika. U odnosu na prethodni model, regresija koju ćemo oceniti ima određene razlike. Prvo, uzorak ima dosta dužu vremensku dimenziju čime se povećava robusnost dobijenih ocena. Umesto posmatranja isključivo 2014. godine, vremenski horizont je u ovom slučaju širi i odnosi se na petogodišnji period – od 2013. do 2017. godine. Drugo, premda obuhvata duži vremenski period, priroda uzorka je takva da je on dosta uže definisan. Ovo je posledica dodatnog zahteva koji nam nameće izabrani model, a odnosi se na nužnost postojanja prve docnje zavisne promenljive. Drugim rečima, u bazi ostaju samo osobe koje su u dve uzastopne godine dale odgovor o visini primanja, nakon čega se one uparuju da bi se formirala jedinstvena opservacija sa statusom niskih zarada u periodu t i $t+1$.

Treći disparitet se odnosi na varijable koje su uključene u model. Za razliku od komplementarne analize kada je ARS baza bila proksi za sekundarno tržište rada, sada koristimo ARS podatke koji pokrivaju i primarno i sekundarno tržište rada. Ovo nam omogućava uključivanje novih promenljivih čime kontrolišemo dodatne razlike između radnika, što u krajnjoj meri povećava preciznost ocene. Preciznije, ovom prilikom možemo da uzmemo u obzir sva tri velika sektora, regionalnu pripadnost, bračni status i, ono što je možda najrelevantnije, tip zaposlenosti. Iako će indirektni produkt ove analize biti profili radnika koji primaju niske zarade, samo sada, zbog razlika koje smo naveli, iz nešto drugačijeg ugla, to nije primarni razlog zbog kojeg ocenjujemo modifikovani model. Bazični cilj izmenjenog modela jeste ocena uz prvu docnju zavisne promenljive koja aproksimira zavisnost od prethodnog položaja koja uzima u obzir opažene razlike između radnika. Rezultati navedenog modela, tačnije marginalni efekti i njihova statistička značajnost, prikazani su u Tabeli 3.4.

Tabela 3.4 – Verovatnoća primanja niskih zarada za različite kategorije zaposlenih, 2013 – 2017.

($Y = 1$ ukoliko osoba prima nisku zaradu, u suprotnom $Y = 0$)

	Ukupno	Pol		Obrazovanje			Tip zaposlenja		Uzrast	
		Muškarci	Žene	Nisko	Srednje	Visoko	Neformalni	Formalni	15-29	30-59
LWE_1 (Ne)										
LWE	0.4099*	0.3804*	0.4417*	0.4841*	0.4785*	0.1862*	0.4081*	0.4105*	0.4033*	0.4130*
AGE	0.0007	-0.0006	0.0024**	0.0053	0.0008	0.0003	-0.0188***	0.0011***	-0.0062***	0.0015*
UKUPANRAD1	-0.0020*	-0.0012*	-0.0026*	0.0004	-0.0038*	-0.0003***	0.0007	-0.0020*	-0.0062***	-0.0018*
Pol (Muški)										
Ženski	0.0338*	Omitted	Omitted	0.1559*	0.0458*	0.00143	0.0265	0.0323*	0.0451*	0.0331*
Bračni status (Neoženjen/Neudata)										
Oženjen/Udata	0.0066***	-0.0001	0.0186**	-0.0345	0.0103	0.0025	0.0092	0.0060	0.0403***	0.0025
Udovac/Udovica	-0.0019	0.0075	0.0013	-0.1508*	0.0178	0.0154	0.1262	-0.0030	0.0477	-0.0019
Razveden/Razvedena	0.0076606	0.0058	0.0157	-0.0312	0.0062	0.0098***	0.2149***	0.0039		0.0035
Tip ugovora (Neodređeno)										
Određeno	0.0233*	0.0194*	0.0294*	0.0412	0.0296*	0.0040***	0.0268	0.0218*	-0.0012	0.0245*
Sezonski	0.0024	-0.0008	-0.0049	0.2614***	-0.0342	.	-0.0937	-0.0213	-0.0167	-0.0040
PPP	0.0102	-0.0178	0.1231	-0.0987	0.0198	0.0164	-0.1157	0.1275	0.0292	-0.0182
FTPT (Puno radno vreme)										
Kraće od punog	-0.0437*	-0.0269	-0.0606*	-0.1563*	-0.0557*	-0.0063*	-0.3379*	-0.0347*	-0.1008**	-0.0353*
Sektori (Poljoprivreda)										
Industrija	-0.0276***	0.0303***	-0.0069	-0.0601	-0.0474***	-0.0064	-0.2946*	-0.0134	-0.1987***	-0.0139
Usluge	-0.0022	-0.0163	0.0340	0.0049	-0.0092	-0.0039	-0.3042*	0.0112	-0.1677***	0.0118
Svojina (Privatna)										
Državna	-0.0656*	-0.0530*	-0.0875*	-0.0766*	-0.0871*	-0.0290*	0.1567	-0.0620*	-0.0842*	-0.0626*
Ostalo	-0.0246	0.0138	-0.1022*	-0.0002	-0.0069	.	-0.1022	-0.0171	0.1854	-0.0237
Region (Beograd)										
Vojvodina	0.0118*	0.0068	0.0181*	0.0143	0.0195*	0.0006	-0.1383***	0.0133*	0.0277	0.0115*
SZS	0.0292*	0.0220*	0.0385*	0.0486	0.0481*	0.0013	-0.1552***	0.0306*	0.0661*	0.0267*
JIS	0.0484*	0.0388*	0.0615*	0.1120*	0.0661*	0.0089*	0.0999	0.0465*	0.0850*	0.0457*
Tip zaposlenja (Neformalno)										
Formalno	-0.0756*	-0.0873*	-0.0428	-0.1406***	-0.1132*	-0.0257	Omitted	Omitted	-0.1383***	-0.0810*
Uzrast (15-29)										
30-39	-0.0024	0.0029	-0.0123	-0.1801***	0.0070	-0.0015	0.0170	-0.0035	Omitted	Omitted
40-49	0.0076	0.0198	-0.0133	-0.2486**	0.0347***	-0.0049	0.2940***	0.0026	Omitted	Omitted
50-59	0.0147	0.0270	-0.0090	-0.3204**	0.0551***	-0.0043	0.5033**	0.0058	Omitted	Omitted
60+	0.0483***	0.0747***	0.0097	-0.2819***	0.1072***	-0.0014	0.5660**	0.0358	Omitted	Omitted
Obrazovanje (Nisko)										
Srednje	-0.0908*	-0.0624*	-0.1267*	Omitted	Omitted	Omitted	-0.0705	-0.0910*	-0.1742*	-0.0800*
Visoko	-0.1618*	-0.1119*	-0.2232*	Omitted	Omitted	Omitted	-0.1535	-0.1590*	-0.2648*	-0.1491*
Number of obs	25347	13445	11902	2440	16177	6730	459	24888	2750	21297
Pseudo R2	0.3722	0.3295	0.4037	0.245	0.3316	0.4564	0.2094	0.3712	0.2876	0.3836
[iw=pon_lica], vce(robust)										
margins, dydx(*) atmeans										

Statistička značajnost je predstavljena „*** (* = 1%; ** = 5%; *** = 10%);

Referentne kategorije date su u zagradama.

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013 – 2017, RZS.

Prvo što primećujemo iz Tabele 3.4 jesu prilično visoke vrednosti pseudo R^2 za svaki od ocenjenih modela, što podrazumeva da korišćene varijable sasvim korektno objašnjavaju fenomen niskih zarada. Ove vrednosti se kreću od 0,21 za neformalne radnike do čak 0,4 kada su u pitanju žene. Druga činjenica koja je veoma bitna, tiče se statističke značajnosti koeficijenta koji se nalazi uz

vrednosti zavisne promenljive u prethodnom periodu. Naime, u svim posmatranim specifikacijama ovaj koeficijent ima ubedljivu statističku značajnost na nivou od 1%. Upravo marginalni efekti izračunati na osnovu koeficijenata uz ovu promenljivu su i najvažnije ocene proistekle iz datog modela. Da bismo videli zbog čega je tako, pogledaćemo kako se tumači vrednost marginalnog efekta od 0,4099 koja je dobijena uz prvu docnju zavisne promenljive u modelu koji obuhvata sve zaposlene. Prethodno treba razumeti na način da je za oko 41 procentni poen veća verovatnoća da se osobi koja je primala nisku zaradu u prethodnom periodu dogodi pozitivan ishod zavisne promenljive, od verovatnoće da osoba koja u prethodnom periodu nije bila loše plaćena zabeleži pozitivan ishod u tom smislu. Pošto smo kao pozitivan ishod zavisne promenljive definisali primanje niskih zarada u tekućem periodu, prethodno razumemo na način da osoba koja je u prošloj godini primala niske zarade ima za oko 41 procentni poen veću verovatnoću da prima niske zarade i u tekućoj godini od osobe koja u prošloj godini nije bila loše plaćena. Kao što smo ranije spomenuli, navedeno objašnjenje je identično objašnjenju neprilagođene zavisnosti od prethodnog položaja koju smo dobili na osnovu uslovnih verovatnoća. Poređenje ova dva rezultata je od velikog značaja za našu dalju analizu, tako da ćemo se ovom tematikom detaljnije baviti kasnije.

Pre toga ćemo se ukratko vratiti na identifikaciju profila radnika sa niskim zaradama na osnovu različitih specifikacija. Sada je sasvim evidentno da su žene u većem riziku od rada na poslovima sa niskom zaradom, pošto model na osnovu SES podataka, rezidualnih ARS podataka i skoro sve specifikacije na osnovu kompletne ARS baze ukazuju na to da je veća verovatnoća da žene budu loše plaćene od muškaraca. Ovo jedino nije potvrđeno u modelima koji isključivo uzimaju u obzir visokoobrazovane osobe, odnosno neformalno zaposlene. Imajući u vidu model sa svim zaposlenima, žene imaju za 3,4 procentna poena veću verovatnoću da rade na loše plaćenim poslovima od muškaraca. Obrazovanje se na primeru žena pokazalo kao prilično efikasna strategija za smanjenje rizika od rada na loše plaćenim poslovima. Upravo u relativno najnepovoljnijem položaju se nalaze niskoobrazovane žene za koje je čak 16 procentnih poena veća verovatnoća da primaju niske zarade u odnosu na muškarce istog obrazovnog nivoa. Sa rastom obrazovnog nivoa, navedena razlika u verovatnoći između žena i muškaraca se postepeno smanjuje, da bi potpuno iščezla kod onih sa najvišim obrazovnim nivoom.

Iako, varijabla koja simbolizuje bračni status nije statistički značajna u modelu koji obuhvata sve zaposlene, ona je i te kako važna u određenim specifikacijama. Tako na primer žene koje su udate imaju za 2 procentna poena veću šansu da rade na poslovima sa niskom zaradom od onih koje nisu udate. Ovo se u opštem slučaju može objasniti važenjem tradicionalističkog obrasca ponašanja prema kojem je zarada muškarca primarni izvor prihoda domaćinstva. Žene stoga nemaju pritisak da maksimiraju tržišni dohodak i u većoj meri se posvećuju proizvodnji porodičnih dobara, što umanjuje njihovu potencijalnu zaradu. Dodatni argument odnosi se na činjenicu da su veći izgledi da udate žene imaju decu od neudatih žena. Žene sa decom su neretko prinuđene da svoj posao prilagode porodičnim obavezama, što podrazumeva prihvatanje part-time ili honorarnih poslova koji su po pravilu loše plaćeni.

Slično ženama, oženjene/udate mlade osobe imaju za 4 procentna poena veću šansu da budu loše plaćene od njihovih vršnjaka koji nisu u braku. Ovo se potencijalno može objasniti time da je kod mladih osoba koje nisu u braku mnogo češća situacija da još uvek žive sa roditeljima, nego što je to slučaj sa oženjenim/udatim mladima. Sigurnost roditeljskog doma omogućava ovim mladima da budu izbirljiviji prilikom odabira posla, što se ne može reći za mlade parove koji su braku. Drugim rečima, relativno viši neradni dohoci mladih koji su nisu u braku produžavaju njihovu potragu za poslom, a samim tim i verovatnoću da nađu bolje plaćeni posao. Pošto ovaj vremenski luksuz mladi bračni parovi sebi ne mogu da priušte, oni su prinuđeni da se relativno brže zaposle na slobodnim radnim mestima, ma kakva primanja na njima bila. Premda nemaju veliku analitičku vrednost, zanimljiva su još dva rezultata koja se odnose na bračni status, a statistički su značajna. U slučaju niskoobrazovanih radnika „isplati se“ biti udovac/udovica, dok se sa druge strane nikako ne isplati biti razveden ukoliko „radite na crno“. Naime, niskoobrazovani udovci/udovice imaju za 15 procentnih poena manju verovatnoću da budu loše plaćeni u odnosu na osobe istog nivoa obrazovanja koje nisu u braku. Potpuno druga krajnost karakteristična je za razvedene osobe koje su neformalno zaposlene. Verovatnoća da ove osobe budu zaposlene na loše plaćenim poslovima je za 21,5 procentnih poena veća u odnosu na neformalno zaposlena lica koja su neoženjena/neudata.

Zaposleni na određeno se nalaze u većem riziku od rada sa niskim zaradama u odnosu na zaposlene na neodređeno. Ovo potvrđuje predznak statistički značajnih ocena kod navedenog tipa ugovora koji je pozitivan u svim specifikacijama. U opštem slučaju, radnici angažovani na

određeno vreme imaju za 2,3 procentna poena veće šanse da budu loše plaćeni od radnika čiji ugovor nema predviđeni rok. Kada je reč o zasebnim modelima, žene zaposlene na ovaj način su nešto ranjivije od muškaraca, dok je ranjivost iznad proseka, u ovom kontekstu, uočljiva i kod osoba sa srednjim obrazovanjem.

Poput ranijih nalaza, prilikom komplementarne analize na osnovu SES i ARS podataka, i ovde smo pronašli da part-time poslovi sa sobom nose manji rizik od niskih zarada u odnosu na regularne poslove. Ovo je posebno izraženo kod neformalnih radnika, osoba sa niskim nivoom obrazovanja i mladih. Međutim, kao što smo ranije objasnili, ovo je pre posledica načina na koji su uzeti u obzir podaci o zaradama za part-time radnike. Ukoliko bi se umesto zarade po satu posmatrali podaci o mesečnim primanjima, ali istinskim, a ne poput onih ekspanziranih iz SES istraživanja, verujemo da bi slika bila potpuno drugačija. Časovna ranjivost koja se ne ispoljava kod radnika na ovim poslovima, manifestovala bi se u punom sjaju kada bi se posmatrala primanja na mesečnom nivou.

Poslovi u Industriji sa sobom nose relativno manji rizik od niskih zarada u odnosu na rad u poljoprivredi. Industriju u odnosu na Poljoprivredu bi pre svega trebalo da preferiraju muškarci, osobe sa srednjim obrazovnim nivoom i mlade osobe. Kada je reč o neformalnim radnicima, njima je svugde drastično bolje nego u Poljoprivredi, s obzirom na to da oni koji su zaposleni u Uslugama imaju 30,4 procentna poena, a oni koji rade u Industriji 29,4 procentna poena manju verovatnoću da rade za niske zarade u odnosu na slučaj da su zaposleni u Poljoprivredi.

Rad u državnom sektoru predstavlja adekvatan štiti od loše plaćenih poslova. U opštem slučaju zaposleni u državnom sektoru imaju za skoro 7 procentnih poena manju verovatnoću da budu loše plaćeni od njihovih kolega koji su zaposleni u privatnom sektoru. Državni sektor predstavlja posebno efikasno sklonište od niskih zarada za žene, one sa srednjim obrazovanjem i mlade, koji imaju manju verovatnoću da rade za niska primanja za 8,8, 8,7 i 8,4 procentna poena, respektivno, u odnosu na njihove kolege koje su zaposlene u privatnom sektoru.

Region iz kog radnik dolazi u velikoj meri predodređuje njegovu sudbinu u pogledu primanja niskih zarada. Kada se uzmu u obzir svi zaposleni, u najgorem položaju se nalaze oni iz Južne i Istočne Srbije koji, pod ostalim nepromenjenim uslovima, imaju za oko 4,8 procentnih poena veću verovatnoću da rade na loše plaćenim poslovima od osoba iz Beograda. Posebno nepovoljna situacija karakteristična je za žene iz ovog kraja, kod kojih odgovarajuća verovatnoća iznosi 6,2

procentna poena. Ništa bolji nije slučaj ni sa niskoobrazovanim osobama iz Južne i Istočne Srbije. Štaviše, one imaju za 11,2 procentna poena veći rizik da budu nisko plaćene od niskoobrazovanih osoba iz Beograda. Međutim, JIS region nije univerzalno najnepovoljniji, za određene grupe zaposlenih koban je i region od koga smo to najmanje očekivali. Naime, neformalni radnici iz Beograda imaju veći rizik da budu loše plaćeni od radnika iz Vojvodine i Šumadije i Zapadne Srbije. Preciznije, neformalni radnici iz Vojvodine imaju za 13,8 procentnih poena, a neformalni radnici iz Šumadije i Zapadne Srbije čak za 15,5 procentnih poena manju verovatnoću da rade na poslovima sa niskim zaradama u odnosu na neformalne radnike iz glavnog grada i okolnih mesta koja pripadaju njegovoj teritorijalnoj jedinici.

Formalnost nesumnjivo redukuje rizik od primanja niskih zarada. Zaključak ovog tipa po prvi put možemo da donesemo tek primenom poslednjeg modela. Ukoliko uzmemo u obzir sve zaposlene, formalan posao smanjuje rizik od niskih zarada za 7,6 procentnih poena. Formalnost je izrazito bitna kod muškaraca, gde ona rizik umanjuje za 8,7 procentnih poena, dok kod žena tip zaposlenosti statistički značajno ne utiče na to da li će primanja biti niska ili ne. Superiornost formalnog posla u redukciji rizika od niskih zarada slabi sa nivoom obrazovanja. Tako je imati formalan posao relativno najvažnije niskoobrazovanim osobama, potom onima sa srednjim obrazovanjem, dok za visokoobrazovane osobe tip zaposlenosti nije presudan faktor koji utiče na visinu primanja. Takođe, formalno zaposlenje veoma je važno kod mladih jer je u tom slučaju rizik od niskih zarada za čak 13,8 procentnih poena manji u odnosu na rizik sa kojim se susreće neformalno zaposlena mlada osoba. Zanimljiv je i nalaz da godine života igraju važniju ulogu jedino u modelu koji se odnosi na neformalno zaposlene radnike. U njihovom slučaju, svaka dodatna godina života smanjuje verovatnoću od rada na loše plaćenim poslovima za oko 2 procentna poena.

Pripadnost određenoj starosnoj grupi uglavnom ne utiče statistički značajno na verovatnoću primanja niskih zarada. Ipak, za određene kategorije zaposlenih to nije slučaj. Kod onih sa niskim i srednjim obrazovanjem, kao i kod neformalnih radnika, skoro sve promenljive ispred uzrasta su statistički značajne. Izuzetno je zanimljiv nalaz za prve dve grupe zaposlenih. Smer uticaja starosti na verovatnoću primanja niskih zarada je dijametralno suprotan kod onih sa najnižim i onih sa srednjim obrazovanjem. U prvom slučaju, rizik od niskih zarada drastično opada sa starošću, pa tako osobe sledećih starosnih dobi: 30-39, 40-49 i 50-59 imaju za čak 18, 24,2 i 30,2 procentna

poena manju verovatnoću da budu loše plaćene od mladih osoba istog nivoa obrazovanja. Sa druge strane, kod zaposlenih sa srednjim obrazovanjem rizik od niskih zarada se blago povećava sa godinama starosti od 3,5 do 10,7 procentnih poena.

Kada smo kod obrazovanja, ono u generalnom smislu predstavlja važnu determinantu visine primanja, pa tako i utiče na to da li će osoba raditi na loše plaćenim poslovima ili ne. Ocene pokazuju da, u odnosu na osobe sa niskim obrazovanjem, posedovanje srednjeg obrazovanja umanjuje rizik od primanja niskih zarada za 9 procentnih poena, a visokog za 16,2 procentna poena. Dobijene ocene su nešto blaže u odnosu na one iz SES istraživanja koje je ukazivalo na još izrazitiju premiju koje obrazovanje sa sobom nosi. Varijable povezane sa obrazovanjem statistički su značajne u svim specifikacijama izuzev u slučaju neformalnih radnika. Naredni nalaz još jednom potvrđuje veliki značaj obrazovanja kod žena. Naime, žene sa srednjim obrazovanjem imaju 12,7 procentnih poena manji rizik da postanu loše plaćene, dok smanjenje rizika kod visokoobrazovanih žena iznosi čak 22,3 procentna poena. Obe ove vrednosti dvostruko su veće nego referentni iznosi koji su zabeleženi kod muškaraca istog obrazovnog nivoa, što posledično obrazovanje čini veoma efikasnom strategijom za koju se žene mogu opredeliti kako se ne bi našle u klopci niskih zarada. Pretpostavka o uticaju obrazovanja kod mladih, koju smo izneli prilikom kalkulacija uslovnih verovatnoća, sada je i potvrđena. Naime, ispostavlja se da obrazovanje ima natprosečan doprinos za izbegavanje od niskih zarada kod ovih lica, pošto u odnosu na one sa niskim obrazovanjem, mladi sa srednjim i visokim nivoom obrazovanja imaju za 17,4 procentna poena, odnosno 26,5 procentnih poena manju verovatnoću da rade na loše plaćenim poslovima.

3.5.7 Zavisnost od prethodnog položaja koja uzima u obzir opažene razlike između radnika

Nakon kratke analize profila osoba koje rade na loše plaćenim poslovima, vraćamo se na suštinski zadatak zbog kojeg smo prevashodno ocenjivali model. Radi se o dinamičkoj analizi niskih zarada. Marginalni efekti izračunati na osnovu koeficijenata ispred prve docnje zavisne promenljive aproksimiraju zavisnost od prethodnog položaja koja uzima u obzir opažene razlike između radnika. Ovako dobijena (realističnija) vrednost zavisnosti od prethodnog položaja prikazana je u Tabeli 3.5, zajedno sa pređašnjim rezultatima dobijenim na osnovu sirovih uslovnih verovatnoća.

Tabela 3.5 – Neprilagođena ocena zavisnosti od prethodnog položaja i zavisnost od prethodnog položaja koja uzima u obzir opažene razlike između radnika.

	(I) Perzistentn ost	(II) Odliv iz LWE	(III) Priliv u LWE	(IV) Sirova SD {I-III}	(V) Ocenjena SD	Smanjenje SD
Ukupno	64.31	35.69	6.39	57.92	40.99	29%
Pol						
Muškarci	57.99	42.01	5.18	52.81	38.04	28%
Žene	69.47	30.53	6.85	62.62	44.17	29%
Uzrast						
Mladi (15-29)	58.56	41.44	9.32	49.24	40.33	18%
"Prajm" (30-59)	65.45	34.55	5.65	59.80	41.31	31%
Obrazovanje						
Nisko	69.3	30.7	16.54	52.76	48.41	8%
Srednje	64.27	35.73	7.21	57.06	47.85	16%
Visoko	52.55	47.45	1.18	51.37	18.62	64%
Tip zaposlenosti						
Formalno	63.88	36.12	5.67	58.21	41.05	29%
Neformalno	73.69	26.31	31.72	41.97	40.81	3%

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013 – 2017, RZS.

Iz Tabele 3.5 se kao najbitnija izdvajaju dva pokazatelja. Prvi se odnosi na položaj određenih kategorija zaposlenih kada je u pitanju ocenjena vrednost zavisnosti od prethodnog položaja koja je prikazana u petoj koloni. S obzirom na to da ocenjena vrednost zavisnosti od prethodnog položaja uverljivije oslikava fenomen zavisnosti od njene neprilagođene vrednosti, od suštinske je važnosti prednost dati ocenjenom pokazatelju prilikom utvrđivanja težine položaja u kojem se

neka kategorija zaposlenih nalazi. Drugi važan nalaz koji je sadržan u tabeli odnosi se na procenat smanjenja zavisnosti od prethodnog položaja nakon kontrolisanja individualnih karakteristika radnika. Vrednosti ovog pokazatelja prikazane su u poslednjoj koloni Tabele 3.5 i imaju sledeće značenje. Što je dobijeni procenat veći, to podrazumeva da su u većoj meri za perzistentnost niskih zarada odgovorne razlike u opaženim karakteristikama radnika, dok prava zavisnost od prethodnog položaja u tome nema veliki udeo. Drugim rečima, radnici ne primaju niske zarade u tekućoj godini isključivo zbog toga što su primali niske zarade u prošlom periodu, već zbog toga što se međusobno razlikuju, na primer prema obrazovanju, starosti, polu i ostalim varijablama koje smo uključili u model. Sve ove opažene razlike utiču na produktivnost radnika čineći neke od njih sklonijim da budu loše plaćeni u povezanim vremenskim periodima. Sasvim plastično, ukoliko mlada osoba sa niskim nivoom obrazovanja koja radi fizički posao u građevinarstvu prima niske zarade duži niz godina, tada uzročnik perzistentnosti nije puka zavisnost od prethodnog položaja, već su za to odgovorne njene neadekvatne karakteristike zbog kojih je niskoproduktivna.

Sa druge strane, ukoliko je procentualno smanjenje zavisnosti od prethodnog položaja neznatno, u tom slučaju opažena heterogenost ne nudi adekvatno objašnjenje istrajnosti niskih zarada, već se ono krije u zavisnosti od prethodnog položaja i neobjašnjenom varijabilitetu. Dakle, u ovom slučaju razlike u opaženim karakteristikama radnika koje utiču na njihovu produktivnost nisu odgovorne za perzistentnost niskih zarada, već radnici primaju niske zarade „danas“ zbog toga što su ih primali i „juče“, kao i zbog razlika u karakteristikama radnika koje putem varijabli nismo uključili u model. Kako je moguće da neki radnici ostanu zarobljeni u klopci niskih zarada? Potencijalno se to može dogoditi usled toga što prethodna zaposlenost za nisku zaradu šalje signal budućim poslodavcima da ovakvim radnicima ne nude veće zarade, jer njihov duži boravak na loše plaćenim poslovima vide kao odraz njihove niske produktivnosti. Takođe, radnici sami sebe mogu diskreditovati tako što smanjuju svoju rezervacionu zaradu. Ranije smo argumentovali da loše plaćene poslove karakteriše visoka fluktuacija. Radnici koji su radili na ovim poslovima, zbog relativno niskog štednog potencijala indukovano niskom platom, ne mogu sebi da priušte luksuz u vidu lagodnog traženja posla. Naprotiv, imperativ im je da isti pronađu što pre. Da bi to učinili, svesno spuštaju svoje kriterijume što se u ovom kontekstu manifestuje nižom rezervacionom zaradom, čija je visina, pod ostalim nepromenjenim uslovima, obrnuto proporcionalna verovatnoći pronalaska posla.

Ocenjenu vrednost zavisnosti od prethodnog položaja za celokupan uzorak smo razmatrali odmah nakon rezultata modela, tako da možemo da pređemo na ocenjene vrednosti drugih kategorija zaposlenih. Sa vrednošću od 44,17 žene su potvrdile svoj relativno lošiji položaj u odnosu na muškarce koji je dobijen i u slučaju neprilagođene mere zavisnosti od prethodnog položaja. Ipak, vredi reći i da se kontrolisanjem razlika između radnika jaz koji postoji između žena i muškaraca u pogledu zavisnosti od prethodnog položaja inkrementalno smanjio. Do ovog smanjenja je došlo iz razloga što su opservirane individualne razlike kod žena neznatno više odgovorne za pojavu perzistentnosti nego kod muškaraca.

Nešto zanimljiviji rezultat zabeležen je kod zaposlenih prema uzrastu. Iako se u oba slučaja mladi nalaze u relativno povoljnijem položaju, kontrolisanje individualnih karakteristika je u velikoj meri neutralisalo njihovu prednost. Naime, neprilagođena razlika u zavisnosti od prethodnog položaja kod radnika u najboljim godinama i mladih iznosi 10 procentnih poena, dok su prema ocenjenoj verziji radnici u najboljim godinama zavisniji za svega 1 procentni poen više od mladih. Prethodno znači da lične karakteristike u relativno većoj meri predodređuju radnike u najboljim godinama da budu loše plaćeni nego u slučaju mladih. Preciznije, oko 1/3 perzistentnosti niskih zarada radnika u najboljim godinama objašnjena je opaženim razlikama između radnika, dok je preostali deo objašnjen zavisnošću od prethodnog položaja i neobjašnjenim varijabilitetom. Suprotno tome, kod mladih su neopažene razlike u radnicima i zavisnost od prethodnog položaja zaslužne za čak 4/5 ukupne perzistentnosti, dok se preostali deo može objasniti opaženom heterogenošću radnika. Ovo u krajnjoj liniji znači da, iako se i prema neprilagođenoj i prema ocenjenoj vrednosti zavisnosti od prethodnog položaja mladi prividno nalaze u relativno boljem položaju, to zapravo nije slučaj. Naprotiv, oni se nalaze u mnogo opasnijoj situaciji, jer su uzroci istrajnosti niskih zarada kod njih mnogo zlokobniji, s obzirom na to da je puka zavisnosti od prethodnog položaja kod njih relativno zastupljenija. S tim u vezi, ulaganje u obrazovanje ili slične metode kojima se povećava produktivnost, u manjoj meri mogu pomoći mladoj osobi da se izbavi iz klopke niskih zarada, nego što bi to bio slučaj da se radi o radniku koji je u najboljim godinama. Drugim rečima, niske zarade su same po sebi lepljivije za mlade radnike.

Važnost kontrolisanja razlika između zaposlenih prilikom procenjivanja položaja određene grupe radnika posebno dolazi do izražaja kada se uzmu u obzir različiti obrazovni nivoi. Ne samo da je kontrolisanjem opažene heterogenosti visoko obrazovanje potvrdilo svoj najmanje rizičan

položaj, već je i u značajnoj meri redukovalo vrednost zavisnosti od prethodnog položaja. Za razliku od neprilagođene ocene koja je iznosila 51,3, prilagođena vrednost zavisnosti od prethodnog položaja iznosi svega 18,3. Prethodno podrazumeva da je verovatnoća za visokoobrazovane radnike koji danas primaju niske zarade za samo 18,3 procentna poena veća da primaju niske zarade u narednoj godini, nego za visokoobrazovane radnike koji danas ne primaju niske zarade, uz nepromenjene ostale okolnosti. Kada je reč o druga dva obrazovna nivoa, uzimanje u obzir ličnih karakteristika radnika uticalo je na to da oni zamene mesta u odnosu na neprilagođenu ocenu, stavljajući tako niskoobrazovane radnike u najnepovoljniji položaj. Koristeći se prethodnom analogijom, zavisnost od prethodnog položaja ima marginalan udeo u objašnjenju perzistentnosti niskih zarada kod radnika sa visokim obrazovanjem, ali zato dominira kad su u pitanju radnici niskog i srednjeg obrazovnog nivoa. Ovo podrazumeva da se zaposleni sa visokim obrazovanjem kao grupa ne nalaze u suštinskoj klopci niskih zarada, već da samo unutar grupe postoje pojedinci koje njihove individualne karakteristike predodređuju da budu niskoproduktivni i posledično loše plaćeni. Suprotno važi za preostala dva nivoa obrazovanja, gde je lepljivost niskih zarada posebno izražena kod onih sa niskim obrazovanjem, pri čemu su zavisnost od prethodnog položaja i neopažena heterogenost u stanju da sami objasne 92% perzistentnosti niskih zarada.

Sličan trend koji je zabeležen kod mladih i radnika u najboljim godinama karakterističan je i za formalne i neformalne radnika. Odnosno, prednost koju su neformalni radnici imali u neprilagođenoj oceni i dalje postoji, ali gotovo da se istopila kada su u obzir uzete opažene razlike u radnicima. Još zanimljiviji su nalazi iz poslednje kolone prema kojima opažene razlike između radnika objašnjavaju svega 3% perzistentnosti niskih zarada kod neformalno zaposlenih lica. Suštinski to znači da kod neformalno zaposlenih osoba heterogenost između radnika ne uzrokuje niske zarade, već da ova lica isključivo primaju niske zarade zbog toga što su ih primala i u prethodnoj godini. Prethodno se ne može reći za formalno zaposlene kod kojih je ponder oba faktora koji objašnjavaju perzistentnost na nivou nacionalnog proseka.

3.5.8. Istinska zavisnost od prethodnog položaja

Prilikom tumačenja prethodnih rezultata strogo smo vodili računa da ocenu zavisnosti od prethodnog položaja komentarišemo na način da ona pored čiste zavisnosti od prethodnog položaja u sebi sadrži i tragove neobjašnjelog varijabiliteta. Ovaj varijabilitet se odnosi na razlike u karakteristikama radnika koje utiču na njihovu produktivnost, ali nisu obuhvaćene modelom. One nisu uključene u model (1) zbog toga što u ARS bazi ne postoje varijable koje ih aproksimiraju ili (2) su jednostavno jako teško merljive poput kreativnosti, urođene sposobnosti i sl. Zanimljivo je da, iako su ove osobine, koje esencijalno mogu uticati na razlike u produktivnosti, dobijamo kontaminirane rezultate koji se odnose na ocenjenu zavisnost od prethodnog položaja. Da bismo zavisnost od prethodnog položaja očistili od neobjašnjelog varijabiliteta i tako izbegli dobijanje pristrasnih ocena, i to pozitivno pristrasnih ili pristrasnih na više, moramo da ocenimo modifikovanu specifikaciju. Kako je to u metodološkom delu navedeno, opredelili smo se da ocenimo dinamički probit model slučajnih individualnih efekata. Pored toga što preko individualnih efekata kontrolišemo neopaženu heterogenost između radnika, uzimamo u obzir i inicijalne uslove, odnosno vrednosti zavisne promenljive u početnom ili nultom periodu. Tek ovako dobijene ocene predstavljaju istinsku zavisnost od prethodnog položaja, koja je očišćena od opažene i neopažene heterogenosti između radnika i stoga podrazumeva čistu meru kauzalnosti perioda-na-period.

Tabela 3.6 – Rezultati dinamičkog RE probit modela ($Y = 1$ ukoliko osoba prima nisku zaradu, u suprotnom $Y = 0$), 2013-2017

	Koeficijenti
Lagged LWE	
LWE	0.6941*
AGE	-0.1695
UKUPANRAD	0.0295
Pol (Muški)	
Ženski	0.5686*
Bračni status (Neoženjen/Neudata)	
Oženjen/Udata	-0.0303
Udovac/Udovica	-0.3447
Razveden/Razvedena	0.6524***
Tip ugovora (Neodređeno)	
Određeno	0.3283
Sezonski	-0.3156
PPP	-2.3561
FTPT (Puno radno vreme)	
Kraće od punog	-4.137*
Sektori (Poljoprivreda)	
Industrija	-4.3574

	Usluge	-2.9412
Svojina (Privatna)		
	Državna	-1.4582*
	Ostalo	-0.5791
Region (Beograd)		
	Vojvodina	0.0459
	Region SZS	0.4785***
	Region JIS	0.7525*
Tip zaposlenja (Neformalno)		
	Formalno	-0.2756
Uzrast (15-29)		
	30-39	-0.1589
	40-49	0.0986
	50-59	0.3318
	60+	1.1992
Obrazovanje (Nisko)		
	Srednje	-1.0302*
	Visoko	-3.7380*
1.LWE__0		
3.3970*		
1.Tip zaposlenja__0		
-0.0415		
2.FTPT__0		
-0.9849		
Tip ugovora__0		
	Određeno	-1.040
	Sezonski	1.7998
	PPP	-0.3684
Sektori__0		
	Industrija	0.4771
	Usluge	3.0204
AGE__0		
-0.1421		
UKUPANRAD__0		
0.0033		
m1__Tip zaposlenja		
-0.5006		
m2__FTPT		
3.0185		
m2__Tip ugovora		
0.9871		
m3__Tip ugovora		
-2.1408		
m4__Tip ugovora		
2.4558		
m2__Sektori		
3.6470		
m3__Sektori		
0.0576		
m__AGE		
0.3691		
m__UKUPANRAD		
-0.1252***		
_cons		
-2.7194**		
Number of obs		
4,734		
Mixed-effects probit regression		GSD (Yt-1): L.LWE
Integration method: mvaghermite		Initial condition (Yt0): LWE__0
re (intpoints(12))		uh (AGE UKUPANRAD1 i.Formal i.FTPT i.TEMP i.Sektori)

Statistička značajnost je predstavljena „***“ (* = 1%; ** = 5%; *** = 10%).

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013 – 2017, RZS.

U Tabeli 3.6 predstavljeni su rezultati RE modela. Za razliku od prethodnih tabelarnih prikaza, ovde su raportirani samo koeficijenti uz objašnjavajuće promenljive. Najvažniji nalaz predstavljen je u drugom redu tabele. Pozitivna vrednost ocenjenog koeficijenta ispred prve donje zavisne promenljive, koja je statistički značajna na 1%, ukazuje na prisustvo istinske zavisnosti od prethodnog položaja. Drugačije rečeno, nakon što smo uzeli u obzir opaženu heterogenost između radnika i neobjašnjeni varijabilitet u vidu inicijalnih uslova zavisne promenljive i neopažene heterogenosti, zavisnost od prethodnog položaja nije iščezla. Na osnovu dobijenog rezultata sada

možemo sa sigurnošću da potvrdimo da u Srbiji postoje radnici koji u ovom trenutku primaju nisku zaradu samo i isključivo zbog toga što su bili loše plaćeni u prethodnom periodu. Od interesa nam je da se pozabavimo i ocenama ostalih promenljivih koje su uključene u model, dok će o intenzitetu zavisnosti od prethodnog položaja biti reči kasnije.

Rezultati ovog modela su samo još jednom potvrdili da su žene sklonije tome da budu loše plaćene od muškaraca. Da podsetimo, ovo je bio slučaj u svim razmatranim specifikacijama - bilo da se odnose na primarno ili sekundarno tržište rada, 2014. godinu ili petogodišnji vremenski period, uzimaju u obzir opažene ili opažene i neopažene razlike između radnika, žene se susreću sa relativno većim rizikom od rada na poslovima sa niskim zaradama. Ranjivost u ovom pogledu je potvrdio i privatni sektor, s obzirom na negativnu vrednost koeficijenta ispred varijable koja aproksimira zaposlenost u državnom sektoru. Najnezavidniji teritorijalni položaj i prema ovim ocenama imaju zaposleni iz regiona Južne i Istočne Srbije, koje u stopu prate osobe iz Šumadije i Zapadne Srbije. Očekivani rezultat je dobijen i kod obrazovanja, gde je zabeležen inverzan odnos između verovatnoće zaposlenosti za niske zarade i stepena obrazovanja.

Statistička značajnost koeficijenta koji se nalazi kod varijable „LWE__0“, ukazuje na važnost uzimanja u obzir inicijalnih uslova. Slično tome, važnost obraćanja pažnje na prosek dužine radnog staža unutar jedinica posmatranja pokazuje statistička značajnost koeficijenta kod promenljive „m__UKUPANRAD“. Značajnost dobijena kod navedenih varijabli podrazumeva da su ove karakteristike korelisane sa neopaženom heterogenošću koja utiče na verovatnoću primanja niskih zarada. U prvom slučaju ta korelacija je pozitivna, dok je u drugom ona negativna.

Od suštinskog značaja za naše istraživanje nije samo otkrivanje postojanja istinske zavisnosti od prethodnog položaja, već i kvantifikacija ovog fenomena. Na osnovu sačuvanih rezultata iz prethodnog modela i postestimacionih komandi u statističkom softveru, moguće je izračunati istinsku zavisnost od prethodnog položaja koja zadovoljava sve prethodno navedene uslove. Ocene dobijene na ovakav način prikazane su u Tabeli 3.7.

Tabela 3.7 – Istinska zavisnost od prethodnog položaja na osnovu dinamičkog RE modela

	SD	Standardna greška
Ukupno	15.83*	0.0078
Pol		
Muškarci	14.20*	0.0089
Žene	17.55*	0.0107
Obrazovanje		
Nisko	23.44*	0.0325
Srednje	16.01*	0.0084
Visoko	2.23**	0.0104
Uzrast		
Mladi (15-29)	15.70*	0.0274
"Prajm" (30-59)	14.77*	0.0135
Tip zaposlenosti		
Formalno	15.74*	0.0095
Neformalno	17.39***	0.1008

Statistička značajnost je predstavljena „*** (* = 1%; ** = 5%; *** = 10%).

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2013 – 2017, RZS.

Prva stvar koja se ističe iz Tabele 3.7, jeste statistička značajnost ocena za sve posmatrane kategorije zaposlenih. I to ne bilo kakva značajnost, već prilično ubedljiva, s obzirom na to da je većina ocena značajna na 1% dok su ocene za zaposlene sa visokim obrazovanjem i neformalne radnike značajne na nivou od 5%, odnosno 10%. U prvom redu tabele nalazi se ocena istinske zavisnosti od prethodnog položaja za zaposlene u opštem slučaju. Dobijena vrednost podrazumeva da kada se u obzir uzmu opažene i neopažene razlike između radnika, kao i inicijalni uslovi zavisne promenljive, 15,8 procentnih poena je veća verovatnoća da nisku zaradu prima osoba koja je ovu zaradu primala i u prethodnom periodu, nego osoba koja u prethodnom periodu nije bila loše plaćena. Ocenjena vrednost istinske zavisnosti od prethodnog položaja koju smo dobili, nešto je viša od proseka 12 zemalja Evrope koje su razmatrali Klark i Kanelopoulos i koja iznosi 12,4 (Clark & Kanelopoulos, 2009). Dobijena ocena je najpribližnija vrednostima zavisnosti od prethodnog položaja koje su zabeležene u slučaju Francuske i Velike Britanije, 14,9 i 14,2, respektivno. Ipak, postoje i zemlje koje odlikuje značajno viša zavisnost od prethodnog položaja nego što je slučaj u Srbiji. Tako na primer u Irskoj ocenjena vrednost ovog pokazatelja iznosi 18 ili čak 23,7 u Portugalu. Simptomatično, radi se o zemljama koje tradicionalno imaju nešto striktniju zakonodavnu zaštitu zaposlenja i relativno dobru sindikalnu pokrivenost.

Generalno, postoje dva načina pomoću kojih može da se prati položaj određene grupe zaposlenih u pogledu prirode niskih zarada. Prvi se odnosi na apsolutne pokazatelje i oni se odnose na visinu ocene istinske zavisnosti od prethodnog položaja. Sasvim jednostavno, kategorija zaposlenih koja ima višu vrednost ovog pokazatelja nalazi se u nepovoljnijem položaju. Ovo je intuitivno jasno, jer više vrednosti ukazuju da radnici iz te grupe u većoj meri primaju niske zarade samo zbog uticaja prethodnog položaja. Sa druge strane, ima smisla posmatrati i relativne pokazatelje koji se bave strukturom perzistentnosti. Primera radi ukoliko za neke dve grupe vrednost istinske zavisnosti od prethodnog položaja iznosi 15, dok neprilagođena ocena jedne od njih iznosi 45, a druge 20, one ne mogu biti u istoj poziciji. U prvoj grupi čista zavisnost od statusa u prethodnoj godini čini 1/3 objašnjenja zbog čega radnici primaju niske zarade u povezanim periodima, dok je u drugoj grupi ona odgovorna za čak 3/4 ovog fenomena. Od toga koliki je udeo zavisnosti od prethodnog položaja u objašnjenju istrajnosti niskih zarada, zavisiće šta treba uraditi da bi se redukovao nivo perzistentnosti niskih zarada.

Najpre ćemo pogledati kakvo je stanje po pitanju apsolutnog pokazatelja. Stavljanjem svih navedenih razlika između radnika po strani, žene i dalje u većoj meri od muškaraca primaju niske zarade samo zbog toga što su ih primale i u prethodnom periodu. S obzirom na relativno niske vrednosti, ova razlika nije mala i iznosi oko 3,4 procentna poena na strani žena. U apsolutno najtežem položaju se nalaze lica koja imaju završenu osnovnu školu i manje kod kojih ocenjena vrednost zavisnosti od prethodnog položaja iznosi 23,4. Zaposleni sa srednjim obrazovanjem imaju ocenu na nivou nacionalnog proseka, dok su visokoobrazovane osobe sa vrednošću od svega 2,2 pravi autlajeri u ovom smislu. Iako su mlade osobe i prema neprilagođenim ocenama i prema ocenama modela koji uzima u obzir opažene razlike među radnicima imali niže ocene od osoba u najboljim godinama, ocena istinske zavisnosti od prethodnog položaja u njihovom slučaju viša je za 1 procentni poen. Ovo je važan nalaz, pošto tek kad se u obzir uzmu sve relevantne okolnosti vidi se da su mlade osobe u većoj opasnosti od radnika u najboljim godinama da se nađu u klopci niskih zarada. Gotovo identična priča važi i u slučaju neformalno zaposlenih koji su prema ocenama iz prva dva modela bili u relativno boljem položaju od formalnih radnika, dok je njihova ranjivost u odnosu na formalno zaposlene veća za 1,7 procentnih poena kada se u obzir uzme opažena i neopažena heterogenost.

Da bismo lakše mogli da pratimo u kojoj meri se istrajnost niskih zarada može objasniti pukom zavisnošću od prethodnog položaja, a u kojoj meri je ona posledica razlika između radnika, generisali smo Tabelu 3.8 u kojoj su sadržane ocene iz svih ocenjivanih specifikacija. Poimence, neprilagođene ocene dobijene na osnovu uslovnih verovatnoća, prilagođene ocene dobijene na osnovu združenog logit modela i konačno ocene istinske zavisnosti od prethodnog položaja koje su rezultat RE modela. S tim u vezi, idući sa leva na desno, imamo pokazatelj koji ne uzima u obzir bilo kakve karakteristike radnika, zatim pokazatelj koji kontroliše opažene razlike između radnika i, sasvim na kraju, indikator koji uzima u obzir opažene i neopažene razlike između radnika, kao i inicijalne uslove. Slično tabeli koja je usledila nakon logit modela, u poslednjoj koloni prikazano je smanjenje neprilagođene ocene nakon kontrolisanja za sve relevantne okolnosti. Posledično, razlika između broja 1 i vrednosti iz poslednje kolone Tabele 3.8 predstavlja udeo istinske zavisnosti od prethodnog položaja u objašnjenju perzistentnosti niskih zarada.

Tabela 3.8 – Poređenje ocene zavisnosti od prethodnog položaja iz različitih specifikacija

	Sirova SD	Združeni logit SD	RE model SD	Ukupno smanjenje SD
Ukupno	0.5792	0.4099	0.1583	73%
Pol				
Muškarci	0.5281	0.3804	0.142	73%
Žene	0.6262	0.4417	0.1755	72%
Obrazovanje				
Nisko	0.5276	0.4841	0.2344	56%
Srednje	0.5706	0.4785	0.1601	72%
Visoko	0.5137	0.1862	0.0223	96%
Uzrast				
Mladi (15-29)	0.4924	0.4033	0.157	68%
"Prajm" (30-59)	0.5981	0.4131	0.1477	75%
Tip zaposlenosti				
Formalno	0.5821	0.4105	0.1574	73%
Neformalno	0.4197	0.4081	0.1739	59%

Izvor: Obrada autora na osnovu Tabela 3.3, 3.5 i 3.7.

Koliko je važno prilikom procene zavisnosti od prethodnog položaja voditi računa o svim okolnostima, govore i rezultati iz poslednje kolone. Ukoliko bismo zanemarili opažene i neopažene razlike između radnika, kao i inicijalne uslove, dobili bismo veoma iskrivljenu sliku.

Naime, ova ocena bi bila žestoko precenjena, s obzirom na to da se, posle uzimanja u obzir svih relevantnih činilaca, ocena zavisnosti od prethodnog položaja za ukupne zaposlene smanjila za 73% u odnosu na neprilagođenu verziju. Radi se o smanjenju koje je sasvim u skladu sa nalazima Klarka i Kanelopulosa (Clark & Kanellopoulos, 2009). Preciznije, prosečno smanjenje za 12 zemalja Evrope do kojeg su oni došli iznosi oko 76%. Ono značajno varira od zemlje do zemlje, pa tako u Danskoj iznosi čak 86%, dok je u Portugalu i Irskoj 60%, odnosno 68%. Nakon što smo videli da smanjenje koje smo dobili u slučaju Srbije brojačano odgovara prosečnoj vrednosti smanjenja ostalih zemalja, interesuje nas šta ova vrednost konkretno znači. Ona nam ukazuje da je istinska zavisnost od prethodnog položaja u Srbiji i te kako prisutna, ali da ne čini dominantnu komponentu objašnjenja perzistentnosti niskih zarada. Oko 73% zaposlenih koji primaju niske zarade u povezanim vremenskim periodima prolaze kroz ovo iskustvo zbog opaženih i neopaženih karakteristika koje ih razlikuju. Među radnicima su prisutne značajne razlike u opaženim osobinama poput obrazovanja uzrasta i sl, kao i neopaženim karakteristikama u vidu urođenih sposobnosti, kreativnosti itd. Svaka od navedenih osobina utiče na produktivnost i posledično na lične zarade. Upravo su kod više od 2/3 zaposlenih koji primaju niske zarade u povezanim periodima za takav njihov položaj odgovorne nešto lošije navedene karakteristike. Manje od 1/3 zaposlenih koji rade za niske zarade u dužem vremenskom periodu se u tom položaju našlo isključivo zbog toga što su primali niske zarade u prethodnom periodu.

Žene se nalaze u dvostruko lošijem položaju od muškaraca, s obzirom na to da pored više vrednosti apsolutnog pokazatelja imaju i nižu vrednost relativnog pokazatelja od muškaraca. Niža vrednost smanjenja ocene nakon kontrolisanja za relevantne faktore ukazuje na to da su lične osobine (opažene i neopažene) kod žena u manjoj meri odgovorne za primanje niskih zarada nego kod muškaraca. Drugim rečima, čak 28% žena koje primaju niske zarade u dve uzastopne godine prolaze kroz to iskustvo samo zbog toga što su u prvoj godini primale niske zarade. Ipak, razlika u relativnom pokazatelju je neznatna, ali dosta ozbiljnija prednost žena u pogledu apsolutnog indikatora, jasno govori o tome da žene imaju veći problem sa lepljivošću niskih zarada.

Intenzitet smanjenja ocena direktno je proporcionalan obrazovnom nivou. Drugim rečima, zavisnost od prethodnog položaja je jako važna kod niskoobrazovanih radnika, dok je kod zaposlenih sa visokim obrazovanjem njen uticaj marginalan. Za zaposlene sa najnižim nivoom obrazovanja skoro da se može reći da na primanje niskih zarada u povezanim godinama

podjednako utiču i lične karakteristike i zavisnost od prethodnog položaja. Preciznije, čak 44% odgovornosti za dugotrajna niska primanja osoba ovog obrazovnog nivoa ima zavisnost od prethodnog položaja, što ih čini grupom koja je, od svih posmatranih, najzarobljenija u ovom smislu. Dakle, ove osobe ne mogu da se nadaju da će jednostavnim unapređenjem svojih karakteristika lako napredovati uz lestvicu zarada. Potpuno suprotno važi za zaposlene sa višom školom i fakultetom. Razlog zbog kojeg se oni u dužem vremenu mogu naći na loše plaćenim poslovima tiče se isključivo ličnih karakteristika. S tim u vezi, opasnost od klopke niskih zarada za najobrazovanije gotovo da ne postoji, jer je oni vrlo jednostavno mogu izbeći unapređivanjem opaženih i neopaženih osobina koje podižu njihov individualni nivo produktivnosti na prosek produktivnosti radnika istog obrazovnog nivoa. Što se tiče zaposlenih sa srednjim obrazovanjem, zabeleženi rezultati su na nivou ukupne populacije. Kod ovih osoba je interesantno da su se one nalazile u skoro pa identičnom položaju kao i niskoobrazovane osobe kada se u obzir uzmu samo opažene razlike između radnika. Oni su se distancirali od zaposlenih sa niskim obrazovanjem tek nakon kontrolisanja i ostalih relevantnih faktora.

Dobijeni su zanimljivi rezultati za mlade i radnike u najbolji godinama. Iako je njihov položaj relativno sličan prema apsolutnom pokazatelju, ranjivost mladih u potpunosti dolazi do izražaja kada se posmatra struktura perzistentnosti niskih zarada. Naime, zavisnost od prethodnog položaja kod mladih učestvuje sa 32% u objašnjenju istrajnosti niskih zarada, što je za oko 7 procentnih poena više nego kod osoba u najboljim godinama. Prethodno podrazumeva da, kada sve uzmemo u obzir, pa čak i nešto bolju obrazovanost mladih, opasnost od zarobljenosti u niskim zaradama mnogo je veća za mlade nego za radnike u najboljoj dobi za rad. Sasvim očekivano, slično niskoobrazovanim radnicima, neformalno zaposleni imaju problem za zavisnošću od prethodnog položaja, s obzirom na to da ona objašnjava 2/5 ukupne istrajnosti niskih zarada ovih lica. Nasuprot njima, formalni radnici su na nivou ukupnog proseka.

3.6 Zaključak

U moderno doba većinski deo svetskog stanovništva i dalje živi od rada, dok su malobrojni oni koji svoje potrebe zadovoljavaju na osnovu dohodaka od kapitala. Zbog toga je postojanje mogućnosti pronalaska posla veoma važna determinanta životnog standarda stanovništva. Međutim, sama činjenica da je neka osoba zaposlena, ne obezbeđuje joj pristojan životni standard. Imanje posla je potreban, ali ne i dovoljan uslov. Pored zaposlenja, važan je i kvalitet radnog mesta na kojem osoba radi. Najveći, ali ne i jedini, faktor koji utiče na kvalitet posla tiče se visine zarade. Iskoristili smo upravo podatke o zaradama kako bismo bliže ispitali zaposlenost na poslovima lošeg kvaliteta u Srbiji. Relativni koncept loše plaćenih radnika omogućio nam je da na osnovu distribucije zarada razdvojimo one sa niskim primanjima od ostalih radnika i tako ustanovimo rasprostranjenost niskih zarada. Uporedo posmatrano, učešće radnika koji rade na loše plaćenim poslovima u Srbiji (22,9%) je relativno visoko u poređenju sa prosekom zemalja EU (17,2%), ali je sa druge strane relativno nisko kada se u obzir uzmu zemlje iz regiona (Crna Gora 27,3%; Severna Makedonija 25,2%).

Pored proračuna učešća niskih zarada za ukupno stanovništvo, detaljnije informacije o radnicima, dobijene iz Ankete o radnoj snazi, omogućile su nam da ispitamo i ko su osobe koje u Srbiji rade na loše plaćenim poslovima. Drugim rečima, na osnovu ekonometrijskog modela uspehi smo da otkrijemo profil radnika sa niskim zaradama u Srbiji. Držeći ostale varijable konstantnim, ispostavlja se da žene niskog obrazovnog nivoa sa relativno malim iskustvom - preciznije, manje od 5 godina radnog staža - tipično rade na loše plaćenim poslovima. Za reprezentativni primer loše plaćene osobe u Srbiji treba istaći još i da je ona najčešće angažovana na određeno ili na osnovu ugovora koje odlikuje niska zakonodavna zaštita zaposlenja, da radi u privatnom sektoru i to u preduzećima sa malim brojem zaposlenih.

Pojedini autori su ukazivali da na tržištu rada u Srbiji postoje višestruke dualnosti (Arandarenko, 2011). Jedna od tih dualnosti se odnosi na paralelno funkcionisanje primarnog i sekundarnog tržišta rada. Rezultati do kojih smo došli potvrdili su postojanje dva odvojena segmenta tržišta rada i sa aspekta niskih zarada. Naime, karakteristike koje predeterminišu ranjivost na primarnom, ili tzv. tržištu rada sa kvalitetnijim poslovima, unekoliko se razlikuju u odnosu na one koje

dominiraju na sekundarnom tržištu rada. Tako na primer, posedovanje ugovora na neodređeno je od esencijalnog značaja u izbegavanju niskih zarada na sekundarnom tržištu, dok je zaštita koju ovakav tip ugovora pruža na primarnom tržištu marginalna. Na primarnom tržištu je, sa aspekta niskih zarada, mnogo povoljnije raditi u Uslugama, što nije slučaj sa sekundarnim tržištem, gde bi preferirani sektor za radnike trebalo da bude Industrija. Državni posao nudi mnogo veće privilegije onima koji su zaposleni na sekundarnom tržištu rada, jer je njihov rizik od rada na loše plaćenim poslovima, komparativno posmatrano, 4 puta manji od rizika sa kojim se suočavaju radnici na primarnom tržištu. Takođe, na ova dva tržišta je primetan i različit efekat koje obrazovanje ima kod zaštite od niskih zarada. Primarno tržište relativno više štiti osobe sa srednjim nivoom obrazovanja, dok je sekundarno tržište rada relativno bolji štiti za one sa visokim obrazovanjem. Zanimljiva je i činjenica da su žene manje ugrožene na sekundarnom, u odnosu na primarno tržište rada.

Prelazak sa zasebne analize dva segmenta tržišta na ispitivanje tržišta rada kao celine, omogućio nam je da posmatramo duži vremenski horizont i da identifikujemo profile niskih zarada i za pojedine kategorije zaposlenih. Tom prilikom smo pronašli da obrazovanje, naročito kod žena, predstavlja natprosečno kvalitetnu preventivnu zaštitu od niskih zarada. Bez obzira što je rizik od rada na loše plaćenim poslovima za oba pola inverzan u odnosu na stepen obrazovanja, izvesnije je da će niskoobrazovana žena biti loše plaćena od muškarca istog obrazovnog nivoa. Ova ranjivost je nešto niža, ali i dalje postojana kada su u pitanju žene sa srednjim obrazovanjem, dok je kod radnika sa visokim obrazovanjem rizik od rada na loše plaćenim poslovima podjednak za žene i muškarce. Posmatrano iz drugog ugla, premija na obrazovanje, u smislu zaštite od rada sa niskim zaradama, relativno je veća u slučaju žena nego kada se radi o muškarcima. Ustanovili smo i da veći rizik od rada na loše plaćenim poslovima imaju udate žene, što u određenoj meri potvrđuje hipotezu o većoj posvećenosti proizvodnji netržišnih dobara koja je karakterističnija za udate žene u odnosu na one koje nisu u braku. Takođe, ženama je mnogo važnije nego muškarcima da budu angažovane na osnovu ugovora na neodređeno, jer ih u većoj meri štiti od rada na poslovima sa niskim zaradama. Slično je i u pogledu posla u državnom sektoru koji je natprosečno zaštitnički naklonjen ne samo ženama, već i zaposlenima sa srednjim nivoom obrazovanja i mladima. Suprotno tome, imati formalno zaposlenje je od mnogo većeg značaja za muškarce, pošto kod žena tip zaposlenosti ne utiče statistički značajno na rizik od rada na loše plaćenim poslovima. Nije svejedno ni iz kog regiona dolaze radnici, pošto veću verovatnoću da rade na loše

plaćenim poslovima imaju oni iz Južne i Istočne Srbije. Ipak, radnici koji „rade na crno“ sa prebivalištem u Beogradu se nalaze u većem riziku od rada na poslovima sa niskom zaradom od onih koji dolaze iz Vojvodine ili Šumadije i Zapadne Srbije. Dodatno, ukoliko žele da izbegnu loše plaćene poslove, zaposlenost u Industriji bi trebalo da bude logičan izbor pre svega muškarcima, osobama sa srednjim nivoom obrazovanja i mladima.

Drugi deo naše analize se odnosio na prirodu niskih zarada. U zavisnosti od vremenskog karaktera niskih zarada, rad na loše plaćenim poslovima može u manjoj ili većoj meri da utiče na zadovoljenje egzistencijalnih potreba pojedinca. S tim u vezi, niske zarade mogu imati tranzitorni ili permanentni karakter. U prvom slučaju niske zarade su prolazne i predstavljaju fenomen sa kojim se suočava većina radnika na početku karijere. Posmatrano na ovaj način, one predstavljaju odskočnu dasku i mogu biti manje loša opcija od ostalih alternativa koje vode deprecijaciji ljudskog kapitala i nepostojanju prihoda od rada. Sa druge strane, ukoliko rad na loše plaćenim poslovima za nekog radnika postane pravilo, a ne izuzetak, tada njihova perzistentnost može uticati na to da se ovaj radnik nađe u trajnoj klopci niskih zarada. Naši rezultati ukazuju da niske zarade u Srbiji imaju osobinu istrajnosti. Skoro 2/3 od svih radnika sa niskim primanjima bili su loše plaćeni i godinu dana kasnije. Dobijeni rezultat je izrazito visok u poređenju sa podacima koji se odnose na prosek 17 zemalja EU, gde se perzistentnost javlja tek kod svake druge loše plaćene osobe. Perzistentnost niskih zarada je relativno izraženija kod žena, radnika u najboljim godinama i osobama sa niskim nivoom obrazovanja. Ne samo to, zanimljiva je činjenica da je za sve pomenute grupe radnika karakterističan i natprosečno visok priliv u kontingent niskih zarada. Možda na prvi pogled deluje kontradiktorno, ali mladi u Srbiji imaju manji problem sa perzistentnošću, a opet veći priliv u niske zarade od radnika u najboljim godinama. Ovakav trend se sa jedne strane može objasniti natprosečnom obrazovanošću mladih, ali i češćom promenom posla ovih radnika sa druge strane. Srbija nije izuzetak po ovom pitanju, pošto su slične tendencije zabeležene i u slučaju zemlja EU.

Ipak, centralna tema istraživanja ticala se pitanja uzročnosti perzistentnih niskih zarada. Cilj nam je bio da odgovorimo na pitanje da li radnici u Srbiji koji u povezanim periodima primaju niske zarade prolaze kroz ovu fazu zbog svojih ličnih karakteristika ili isključivo zbog toga što su primali nisku zaradu u prethodnom periodu. Odnosno, namera nam je bila da otkrijemo u kojoj meri su idiosinkratski faktori kod radnika doprineli primanju niskih zarada, a u kojoj meri su one

posledica zavisnosti od prethodnog položaja. S tim u vezi, sproveli smo kompleksnu analizu u više iteracija. Krenuli smo od neprilagođenih uslovnih verovatnoća, zatim smo uzeli u obzir opažene razlike između radnika, da bismo na kraju kontrolisali i neopažene razlike među radnicima kao i inicijalne uslove. Upravo ovakva procedura primenjena je u najvećem broju studija koje su se bavile ovom tematikom, u kojima je tom prilikom dokazano da je kontrolisanje navedenih faktora od izuzetne važnosti za precizno identifikovanje uzroka perzistentnosti. Da je uzimanje svih činjenica u obzir od izuzetnog značaja, potvrđeno je i u slučaju Srbije. Naime, kontrolisanjem opažene heterogenosti ocena zavisnosti od prethodnog položaja se najpre smanjila za 29%, da bi nakon uzimanja u obzir i ostalih faktora ona ukupno izgubila 73% svoje vrednosti. Volumen smanjenja je u skladu sa smanjenjem do kojeg su došli Klark i Kanelopoulos za 12 evropskih zemalja i koje je iznosilo 76% (Clark & Kanellopoulos, 2009). Suprotno njima, Kapelari je u slučaju Italije došao do drastično manjeg smanjenja od svega 29% ili 31%, u zavisnosti od specifikacije, što ukazuje na manju heterogenost među radnicima u ovoj zemlji (Cappellari, 2000).

Na osnovu dobijenih rezultata možemo da zaključimo da istinska zavisnost od prethodnog položaja može da objasni 27% perzistentnosti niskih zarada u Srbiji. Drugim rečima, svaki četvrti radnik koji prima niske zarade u povezanim periodima prima ih isključivo zbog toga što je bio loše plaćen i u prethodnom periodu. Dakle kod 27% loše plaćenih radnika sama činjenica da rade za niske zarade utiče na njihovu zarađivačku sposobnost u narednom periodu. Sa druge strane, 73% perzistentnosti niskih zarada u Srbiji može se objasniti heterogenošću radnika. Odnosno, $\frac{3}{4}$ radnika koji primaju niske zarade u povezanim periodima prolaze kroz ovu fazu zbog svojih opaženih i neopaženih osobina koje ih predodređuju da budu loše plaćeni. Moguće je da se radi o opipljivim determinantama produktivnosti, poput obrazovanja, iskustva, starosti... ili da je reč o tzv. neopipljivim faktorima produktivnosti kao što su urođena sposobnost, kreativnost i sl. Ove radnike karakteriše nepovoljna kombinacija opipljivih i neopipljivih determinanti produktivnosti koja utiče da njihova produktivnost bude ispod proseka. Ovo ujedno predstavlja i osnovni parametar za testiranje naše hipoteze od koje smo pošli u radu, a koja glasi - H2: Zavisnost od prethodnog položaja predstavlja dominantan uzrok primanja niskih zarada u povezanim vremenskim periodima u Srbiji. Očigledno je da ne možemo da prihvatimo ovu hipotezu, s obzirom na to da je istinska zavisnost od prethodnog položaja u stanju da objasni svega četvrtinu perzistentnosti niskih zarada u Srbiji. Dominantan uzročnik istrajnih niskih zarada u Srbiji je ipak

heterogenost među radnicima, tako da smo prinuđeni da odbacimo hipotezu od koje smo pošli u ovom delu rada. Štaviše, ni za jednu od kategorija zaposlenih nismo ustanovili da zavisnost od prethodnog položaja može u većoj meri od heterogenosti da objasni fenomen istrajnih niskih zarada. Grupe kod kojih ona najviše dominira su pre svega radnici sa niskim nivoom obrazovanja i neformalni radnici.

Ipak, kada se sve uzme u obzir, dobijena vrednost zavisnosti od prethodnog položaja je sve samo ne mala. Ustanovili smo da u Srbiji priličan broj radnika prima nisku zaradu samo zbog toga što je primao nisku zaradu i u prethodnom periodu. Ocena istinske zavisnosti od prethodnog položaja, koju dobijamo kada uzmemo u obzir opažene i neopažene razlike među radnicima, iznosi 15,8. Prethodno suštinski podrazumeva da je za skoro 16 procentnih poena veća verovatnoća da nisku zaradu prima osoba koja je ovu zaradu primala i u prethodnom periodu, nego osoba koja u prethodnom periodu nije bila loše plaćena. Dobijena ocena za Srbiju je nešto viša u odnosu na prosek EU, najpribližnija je situaciji u Francuskoj, ali je zato drastično niža nego u Portugalu (Clark & Kanellopoulos, 2009). Dodatno, ocena zavisnosti od prethodnog položaja je za pojedine kategorije radnika i veća. Poseban problem sa klopkom niskih zarada u apsolutnom smislu imaju neformalni radnici, radnici sa niskim nivoom obrazovanja i žene.

Prethodni rezultati su nam pomogli da steknemo sliku o tipu perzistentnosti niskih zarada koji je prisutan na tržištu rada Srbije. Oni ujedno predstavljaju i solidnu bazu informacija na osnovu koje možemo formulirati preporuke za prevazilaženje problema istrajnih niskih zarada ili kojima je moguće barem ublažiti ovaj fenomen. Sve dok razlike u produktivnosti između radnika većinski objašnjavaju perzistentnost niskih zarada, postoji prostor da se politikama koje su usmerene na uvećanje ljudskog kapitala redukuje intenzitet istrajnih niskih zarada. Drugim rečima, što je ponder heterogenosti radnika u objašnjavanju perzistentnosti veći, to podrazumeva da radnici primaju niske zarade u dužem vremenskom periodu zbog činjenice da je njihova produktivnost niža od prosečne produktivnosti njihovih kolega. Stoga, politike koje omogućavaju ovim osobama da sticanjem novih znanja i veština podignu svoj nivo produktivnosti mogu biti veoma efikasne. Dobar primer kategorije zaposlenih gde bi politike usmerene na rast ljudskog kapitala dale izvanredne rezultate jesu visokoobrazovane osobe, kod kojih heterogenost između radnika objašnjava čak 96% perzistentnosti niskih zarada. Visokoobrazovani radnici gotovo da se ne suočavaju ni sa kakvim sistemskim problemom u vidu zavisnosti od prethodnog položaja, već su

za pojavu dugih epizoda zaposlenosti za niske zarade odgovorni oni sami, zapravo slaba produktivnost određenih visokoobrazovanih osoba.

Koje su to onda politike koje bi mogle da pomognu visokoobrazovanim, i drugima kategorijama zaposlenih gde je heterogenost dominantan uzrok istrajnih niskih zarada, da prevaziđu ovaj problem? Najpre je neophodno raditi na promovisanju kulture permanentnog obrazovanja i celoživotnog učenja. Potrebno je u svakom pogledu stimulisati ovakve radnike da nastave proces formalnog obrazovanja kako bi unapredili svoje kompetencije i podigli produktivnost barem na nivo proseka kategorije zaposlenih iz koje dolaze. Možda još važnija je i implementacija politika koje ovim radnicima omogućavaju sticanje neformalnog obrazovanja kao i jedan vid posebnog ljudskog kapitala. U tom smislu moguće je u okviru aktivne politike tržišta rada organizovati programe praksi, volontiranja, stažiranja i sl. koji mogu imati preventivno dejstvo protiv pojave perzistentnih niskih zarada u budućnosti, posebno kod visokoobrazovanih radnika.

Dakle, problem istrajnih zarada kod radnika sa navedenim tipom perzistentnosti se može rešiti simultanim akcijama obrazovne politike i politike tržišta rada. Sa jedne strane obrazovni sistem bi trebalo da obezbedi neku vrstu subvencionisanog školovanja ili uvođenja izdašnjih stipendija, dok bi se kroz aktivne programe tržišta rada ovim osobama pružila šansa da u toku (ili neposredno po okončanju) formalnog obrazovanja steknu određena praktična znanja. Upravo ovakav model sprečiće mogućnost da zaposlene osobe koje imaju visok nivo ljudskog kapitala budu niskoproduktivne. Navedena mera aktivne politike tržišta rada će im pomoći da formalno stečena znanja pretoče u produktivnost koja odgovara njihovim kompetencijama, što će ih posledično zaštititi od neprijatnosti da se u budućnosti nađu u zamci niskih zarada. Možda preporuka da visokoobrazovane osobe treba da uvećaju ljudski kapital deluje paradoksalno, ali s obzirom na panflaciju privatnih fakulteta to ne mora da bude slučaj. Pod uvećanjem ljudskog kapitala misli se i na unapređenje kvaliteta stečenog znanja, a ne samo na dodatne godine školovanja. Post-tranzicioni razvoj obrazovnog sistema u Srbiji doprineo je tome da veliki broj nominalno visokoobrazovanih osoba ima diplomu, ali ne i znanja i veštine koje treba da korespondiraju ovom stepenu obrazovanja. Stoga bi unapređenje kvaliteta znanja koje poseduju uz uključivanje u predložene mere APTR ove osobe moglo da spasi od primanja niskih zarada u povezanim periodima.

Nasuprot visokoobrazovanima, priroda perzistentnosti niskih zarada kod ostalih kategorija zaposlenih bitno je drugačija. Perzistentnost svih ostalih radnika, pored heterogenosti, u manjoj ili većoj meri karakteriše zavisnost od prethodnog položaja. Za razliku od prilično jednoznačnih preporuka za prevazilaženje problema perzistentnosti kada je uzrokuju razlike u produktivnosti radnika, borba sa istrajnim zaradama koje su izazvane zavisnošću od prethodnog položaja mnogo je kompleksnija. Kompleksnija je iz razloga što sami uzroci zbog kojih zavisnost od prethodnog položaja nastaje nisu jednoznačni, već se ona razvija usled sinergije više različitih faktora. Prva grupa faktora tiče se uticaja koji primanje niske zarade u prethodnom periodu može da ima na oblikovanje ponude rada i tražnje za radom u tekućem periodu. Sa strane ponude, sama činjenica da je primao niske zarade, može imati uticaj na radnika prilikom određivanja buduće rezervacione nadnice. Ranije smo istakli da je na loše plaćenim poslovima fluktuacija veća. Da bi smanjili verovatnoću od gubitka radnog mesta, radnici se na ovim poslovima često svesno samopotcenjuju prilikom određivanja rezervacione nadnice, što ih posledično dovodi u situaciju da ostanu zarobljeni u niskim zaradama. Takođe, uslovi privređivanja mogu biti takvi da na tržištu rada postoje visoki troškovi traganja za poslom. Tako na primer usled postojanja asimetričnih informacija radnik prihvata posao sa platom koja je niža od njegovog nivoa produktivnosti, samo zbog toga što nema preciznu informaciju o tome da li bi neka druga firma sklop njegovih osobina relativno više vrednovala.

Kada je reč o strani tražnje, poslodavci ne gledaju blagonaklono na radnike koji su u prošlosti radili za niske zarade. Njihova prethodna platna istorija je potencijalni signal poslodavcima o njihovoj slabijoj produktivnosti, te ove radnike plaćaju niže od radnika identičnih karakteristika koji u prethodnom periodu nisu radili za niske zarade. Ovakvo ponašanje preduzeća u literaturi je poznato kao stigmatizacija loše plaćenih radnika. Dodatna činjenica koja može da odvraći preduzeća od toga da ponudi preterano visoku platu radniku sa nepovoljnom platnom istorijom tiče se dobro poznatog efekta ožiljka. Naime, vreme provedeno na loše plaćenim poslovima, koji su najčešće rutinski, dovodi do erozije ljudskog, kapitala što utiče na buduće nivoe produktivnosti.

Druga grupa faktora odnosi se na strategiju organizacije rada za koju se preduzeće opredelilo. Grubo rečeno, u većini preduzeća/delatnosti pored poslova sa visokom produktivnošću, barem sporadično postoje i poslovi koji su sami po sebi niskoproduktivni. Preduzeća se opredeljuju da za oba tipa posla angažuju radnike adekvatnog nivoa produktivnosti. U opštem smislu,

preduzećima su na raspolaganju dve opcije. Prva strategija podrazumeva da preduzeća na niskokvalifikovani rad gledaju kao na potrošnu robu i opredeljuju se da isključivo razvijaju visokokvalifikovane radnike. Suštinski, jednostavne zadatke koji zahtevaju ovi poslovi može da obavi bilo koji radnik, bez obzira na nivo opšteg ili posebnog ljudskog kapitala koji poseduje. S tim u vezi, preduzeća niskokvalifikovane radnike češće otpuštaju i angažuju druge umesto njih. Druga strategija se zasniva na tome da preduzeća i na niskokvalifikovane radnike gledaju kao na jednu vrstu imovine u koju treba ulagati. Ona ovakve radnike intenzivnije uključuju u raznorazne treninge koji povećavaju njihov zarađivački potencijal i produžavaju boravak u preduzeću. Ukoliko se preduzeća opredele za prvu strategiju, jasno je da će intenzitet zavisnosti od prethodnog položaja porasti. Izbor strategije preduzeća nije u potpunosti autonoman, već u velikoj meri zavisi i od dizajna zakonodavne zaštite zaposlenja. Ukoliko je ona definisana tako da diskriminiše niskokvalifikovane radnike – time što njihovo otpuštanje čini relativno jeftinijim – to će biti jasan putokaz preduzećima da se opredele za prvu strategiju i time doprinesu razvoju zavisnosti od prethodnog položaja.

U skladu sa prethodnim nadovezuje se i treća grupa faktora, a to su institucije tržišta rada. Njihova neadekvatna kompozicija može u velikoj meri da utiče na stvaranje zavisnosti od prethodnog položaja. Već smo pomenuli na koji način zakonodavna zaštita zaposlenja može trajno da zarobi određenu grupu radnika. Do pojave zavisnosti od prethodnog položaja može doći i ukoliko postoji značajna neravnoteža moći između socijalnih partnera. Trend rastuće desindikalizacije doprineo je tome da štrajkovi budu sve ređi, a borba za prava radnika bude svedena na individualni nivo. Ukoliko ovakvom stanju stvari dodamo visoku nezaposlenost, onda je sasvim jasno da je pregovaračka moć u potpunosti na strani preduzeća. Činjenicu da radnici nemaju privilegiju sindikalne zaštite i da se pritom susreću sa pretnjom armije nezaposlenih, preduzeća obilato koriste prilikom formiranja plate. Tako su ona neretko u poziciji da radnicima ponude zaradu koja je ispod njihovog nivoa produktivnosti, pa im je ostavljeno da biraju između loše plaćenog posla i gubitka posla. Slično dejstvo ima i oporezivanje rada. Ukoliko su poreski nameti, posebno u i oko segmenta niskih zarada, izuzetno visoki, poslodavcu neće biti isplativo da radniku (barem formalno) poveća platu. Prethodno posebno dolazi do izražaja ukoliko postoje drastične razlike u graničnim stopama u ovom delu distribucije zarade. Takođe, bilo kakva vrsta socijalne pomoći ili novčanog transfera od strane države koji nije posledica rada i cenzusnog je karaktera, može uticati na stvaranje zavisnosti od prethodnog položaja. Za razliku od prethodnog slučaja, ovde ne

odlučuje preduzeće da zaposleni bude nisko plaćen, već sam radnik. Da bi primao određenu vrstu pomoći, radniku se isplati da radi taman toliko da ne pređe definisani cenzus nakon koga gubi pravo na novčanu pomoć, čime sam sebe dovodi u klopku niskih zarada.

Četvrta grupa faktora tiče se kombinovanog delovanja globalizacije, tehnoloških promena i deregulacije tržišta čiji negativni eksterni efekat može da bude permanentno prisustvo poslova sa niskim zaradama u privredi. Usled dejstva pomenutih sila, u modernoj ekonomiji jednostavno postoje poslovi kojima je inherentan nizak nivo produktivnosti. Laureat Solov je slikovito opisao upravo ovu situaciju u jednom od svojih predavanja, navodeći kao primer posao menjanja posteljine u hotelima³³. Na skroman i samo njemu svojstven način, naveo je da sebe smatra sasvim prosečnim ekonomistom sa „solidnim“ doktoratom na MIT-u koji je signal „umereno“ visokog nivoa ljudskog kapitala. Ipak, smatra da kada bi on bio u ulozi sobarice, taj posao ne bi bio visokoproduktivan, jer ga on, ili kako je još naveo, „Jusein Bolt koji je svetski rekorder u trci na 100 i 200 metara“, ne bi obavili ni brže ni bolje od neke imigrantkinje. Štaviše, smatra da bi verovatno njihova produktivnost bila još niža. Bez obzira na to da li poslove ovog tipa obavlja radnik koji poseduje visok ili nizak nivo ljudskog kapitala, niskoproduktivni poslovi će ostati baš to što jesu – niskoproduktivni. Zbog neminovnosti postojanja niskoproduktivnih poslova u privredi, nobelovac smatra da je umesto traženja načina da se oni učine visokoproduktivnim, smislenije razmišljati o tome kako da se ovakvi poslovi pravičnije raspodele u društvu, kako određene osobe ne bi duži vremenski period radile na njima. Prema njegovom mišljenju najpravičnije je da se zbog svoje mandatnosti ovi poslovi raspodele na način na koji je u nekim zemljama organizovano služenje vojnog roka. Drugim rečima, radnici se žrtvuju u mladosti, da bi nakon izvesnog vremena, kada steknu dovoljno radnog iskustva, ovo breme preneli na druge radnike koji su u tom trenutku mladi.

Kompleksnost koju zavisnost od prethodnog položaja sa sobom nosi, zahteva stoga i kompleksna rešenja za njeno prevazilaženje. Ukoliko ona ima značajnu ulogu u objašnjenju perzistentnosti niskih zarada, jednostavne politike koje podstiču rast ljudskog kapitala neće biti delotvorne. Zbog toga je neophodno da se protiv ovog fenomena bori na više različitih frontova. Prvi stub svakako treba da čini aktivna politika tržišta rada koju treba dizajnirati tako da unapredi zarađivački

³³ <https://www.mediatheque.lindau-nobel.org/videos/31376/low-wage-work-in-europe-and-america-2008/meeting-2008-eco>

potencijal zarobljenih radnika i tako ih izbavi iz klopke niskih zarada. Već na prvom koraku se susrećemo sa ozbiljnim problemom. Naime, aktivna politika tržišta rada u Srbiji, ali i većini drugih zemalja, u fokus stavlja nezaposlene osobe dok je broj zaposlenih uključenih u mere APTR marginalan. A priori konstatacija da se svi nezaposleni nalaze u lošijem položaju od zaposlenih uopšte ne mora da bude istinita, posebno u slučaju lažno nezaposlenih koji imaju druga primanja a prijavljeni su na evidenciju zbog određenih benefita. Da bi zaposleni na poslovima sa niskim zaradama mogli da pronađu bolje plaćeni posao, neophodno je napraviti zaokret i pored nezaposlenih merama APTR intenzivnije targetirati ranjive zaposlene. O ovakvom koraku nije bilo racionalno razmišljati pre 7 ili 8 godina s obzirom na broj nezaposlenih lica koji se u to vreme nalazio na evidenciji NSZ-a. Međutim, danas je situacija bitno drugačija. Ovaj broj se gotovo prepolovio, zaposlenost je porasla, tako da je veliki broj nezaposlenih zapravo postao ranjivo zaposlen. Upravo iz ovog razloga, deo budžeta namenjen merama APTR moguće je usmeriti ka ranjivo zaposlenim licima. Time bi se na neposredan način sprečila dalja erozija njihovog ljudskog kapitala koji je vremenom deprecirao dok su radili na rutinskim, niskoproduktivnim poslovima. Kada je reč o konkretnim merama, kao najsvrsishodnije se nameću različiti tipovi obuka, od obuka na radnom mestu koje podižu nivo posebnog kapitala, pa sve do prekvalifikacija na osnovu kojih ovi radnici stiču nove veštine koje se u datom trenutku više vrednuju na tržištu rada. Dodatno, država ne mora nužno da pomogne zaposlenima sa niskim zaradama putem APTR-a. Njoj na raspolaganju stoje i mnoge druge mere kojima može da utiče na povećanje ljudskog kapitala zaposlenih. Dakle, ukoliko želi da zadrži konvencionalnu APTR, koja pre svega targetira nezaposlene osobe, onda država treba da pronađe najbolji alternativni instrument kojim bi mogla da pomogne zaposlenima sa niskim zarađivačkim potencijalom.

Drugi stub se odnosi na optimalno setovanje institucija tržišta rada. Jedna od važnijih institucija koja dovodi do distorzija na tržištu rada je neoptimalno oporezivanje rada. Relativno visoki poreski nameti, posebno u segmentu niskih zarada, destimulišu poslodavce da loše plaćenim radnicima platu povećavaju u skladu sa rastom produktivnosti. Zbog velikog dela koji bi tom prilikom otišao državi, poslodavci radnicima sa niskim zaradama ovakva povećanja najčešće isplaćuju na ruke i na taj način sa zaposlenima dele uštede od izbegavanja plaćanja poreza. Zatim, iako zakonom nije eksplicitno definisano da su troškovi otpuštanja niskokvalifikovanih radnika niži od troškova davanja otkaza osobama sa visokim kvalifikacijama, to indirektno jeste tako. Naime, niskokvalifikovani radnici su češće od visokokvalifikovanih angažovani preko atipičnih

tipova ugovora o radu, koji sami po sebi nude manju zakonsku zaštitu od ugovora na neodređeno. Inače je zakonodavna zaštita zaposlenja nakon 2000-ih godina u Srbiji išla u smeru fleksibilizacije, ali pre svega smanjenja zaštite radnika zaposlenih na određeno, na part-time poslovima i slično, dok je zaštita radnika na neodređene relativno malo smanjena. S tim u vezi, neophodno je u većoj meri zaštititi radnike koji rade na niskoproduktivnim poslovima što će naterati preduzeća da se opredele za drugu strategiju o kojoj smo ranije pričali, a koja podrazumeva zadržavanje niskokvalifikovanih radnika i ulaganje u njih. Na ovaj način će niskoproduktivni radnici izbeći pojavu low pay- no pay ciklusa i skratiti svoj boravak u klopci niskih zarada.

Na prethodno se nadovezuje i treći stub borbe protiv zavisnosti od niskih zarada, a to je promovisanje tzv. preduzeća sa dobrom poslovnom kulturom i eventualno kažnjavanje preduzeća za koje se ispostavi da u ovom smislu eksploatišu radnike. Ovde se pre svega misli na promovisanje preduzeća koja su se opredelila za strategiju razvijanja svojih zaposlenih, umesto otpuštanja i ponovnog zapošljavanja radnika na niskoproduktivnim poslovima. Ne samo to, u prvi plan treba istaći i ona preduzeća koja na drugi način vode računa o svojim radnicima i u kojima celokupan profit ne prisvajaju vlasnici kapitala već se njegov određeni deo usmerava ka radnicima u vidu povećanja plata. Pod promocijom se podrazumeva uvođenje neke vrste javne pohvale ili nagrade za ovakvo njihovo odgovorno ponašanje. Takođe, mogući su i drastičniji koraci poput minimalnih subvencija ili oslobađanja određenog dela poreza ukoliko preduzeće zadovolji unapred definisane kriterijume društveno-odgovornog ponašanja.

S tim u vezi, moguće je putem opštih i selektivnih mera uticati na smanjenje zavisnosti od prethodnog položaja, a samim tim i perzistentnosti niskih zarada kod svih, odnosno pojedinih kategorija radnika. U opšte mere spadaju snižavanje poreskog opterećenja za niske zarade i promocija „dobrih preduzeća“. Ukoliko se država opredeli za ovakve korake smanjiće agregatni rizik od pojave zamke niskih zarada na tržištu rada. Sa druge strane, implementiranje obuka kao mere APTR usmerene ka loše plaćenim radnicima, kao i donošenje rigidnije zakonodavne zaštite zaposlenja koja na indirektan način tangira određenu grupu radnika, ima potencijal da smanji idiosinkratski rizik. U tom smislu, ovim merama bi u Srbiji najpre trebalo da budu targetirani neformalni radnici, zaposleni sa niskim nivoom obrazovanja i mladi, jer je kod navedenih kategorija komponenta zavisnosti od prethodnog položaja relativno najviše zastupljena. Međutim,

treba biti svestan da kombinacija opštih i selektivnih mera može samo da ublaži intenzitet perzistentnosti niskih zarada, ali ne može učiniti da ona u potpunosti iščezne iz prostog razloga što će u globalizovanom svetu uvek postojati poslovi kojima je svojstven nizak nivo produktivnosti. Ipak, to ne znači da ne treba konstantno ulagati napore kako bi se ovaj fenomen u što većoj meri redukovao. Drugim rečima, treba učiniti sve da vrednost zavisnosti od prethodnog položaja bude što bliža „prirodnoj stopi“ ovog pokazatelja.

Pored potrebnih mera koje treba sprovesti, da bi se problematika niskih zarada u Srbiji u potpunosti rasvetlila neophodno je nastaviti sa istraživanjima u okviru ove oblasti. Prva linija takvih istraživanja odnosila bi se na produžavanje vremenskog horizonta prilikom kreiranja tranzicionih matrica. Pošto se naši rezultati odnose isključivo na jednogodišnje tranzicije, posmatranje šire vremenske dimenzije omogućiće bolje sagledavanje dinamike niskih zarada u Srbiji. Time će se pored kratkotrajne perzistentnosti, steći uvid i u dugoročnu istrajnost niskih zarada. Ovo je od posebnog značaja, pošto dugoročna perzistentnost još preciznije identifikuje one kategorije zaposlenih koje se nalaze u pravoj klopci niskih zarada. Permanentno zadržavanje takvog statusa može ozbiljnije ugroziti životni standard radnika i posledično dovesti do njihove socijalne isključenosti. Iz tog razloga rezultati ovakve produžene analize mogu poslužiti kao dobra polazna osnova prilikom donošenja odluka o tome kojoj kategoriji zaposlenih je pomoć najurgentnija. Da bi to bilo moguće, neophodno je umesto ARS koristiti neku bazu podataka koja iste pojedince posmatra u dužem vremenskom periodu, a da pritom takođe sadrži bazične informacije o njihovom statusu i zaradama na tržištu rada. Navedene uslove u Srbiji trenutno ispunjava jedino SILC istraživanje. Njegov uzorak je dizajniran na način da dozvoljava posmatranje istog pojedinca u 4 uzastopne godine, te bi stoga prelaskom na ovaj izvor podataka bilo moguće kreirati trogodišnje umesto jednogodišnjih tranzicija i dobijene rezultate staviti u kontekst naših rezultata i rezultata za zemlje EU.

Za razliku od prve linije istraživanja koja podrazumeva produžavanje perioda posmatranja, druga bi išla u pravcu proširivanja uzorka. Veća obuhvatnost bi se ostvarila putem uključivanja u analizu osoba koje se nalaze van zaposlenosti – nezaposlenih i neaktivnih. Pošto novouključene kategorije stanovništva ne ostvaruju prihod od rada, to bi direktno podrazumevalo odustajanje od ispitivanja zavisnosti od prethodnog položaja kakvo smo u našem istraživanju sproveli. Međutim, slična zavisnost mogla bi se ispitati u kontekstu određenog statusa na tržištu rada. Odnosno, bilo bi

moгуće posmatrati koliko zaposlenost za niske zarade utiče, ne samo na verovatnoću primanja niskih zarada u narednom periodu, već i na buduće ishode na tržištu rada. Zanimljivo bi bilo videti da li se i u kojoj meri razlikuje rizik od buduće nezaposlenosti/neaktivnosti između radnika sa niskim i onih sa visokim zaradama. Time bi se direktnim putem testiralo postojanje low pay – no pay hipoteze na primeru tržišta rada u Srbiji. Tek na osnovu ovako dobijenih rezultata bismo mogli da tvrdimo da li je u Srbiji rad po svaku cenu isplativiji od nerada. Drugim rečima, bilo bi moguće ustanoviti da li se u kvantitativnom (zaposlenost, nezaposlenost i neaktivnost) i kvalitativnom (zaposlenost za niske zarade i zaposlenost za visoke zarade) smislu, statistički značajno razlikuju budući ishodi zaposlenih za niske zarade i zaposlenih za visoke zarade, kao i zaposlenih za niske zarade i ne-zaposlenih radnika.

4. NEJEDNAKOST ZARADA U SRBIJI

There is nothing inherently bad about inequality. Whether inequality is bad depends on how it comes about and what it does.

Angus Deaton

4.1 Uvod

U ovom delu disertacije bavimo se jednom od trenutno najaktuelnijih tema, a to je nejednakost. Iako su vodeći svetski ekonomisti poput Štiglica, Krugmana, Atkinsona, Milanovića i mnogih drugih dosta ranije ukazivali na fenomen rastuće nejednakosti, ovoj temi nije posvećivana velika medijska pažnja. U svojim predavanjima i radovima, koji su bili potkrepljeni činjenicama i argumentovani egzaktnim podacima, sugerisali su da je nejednakost dohotka gotovo u konstantnom porastu od 80-ih godina XX veka. I pored toga, o nejednakosti na globalnom nivou počinje intenzivnije da se diskutuje tek početkom druge decenije XXI veka. Možda najveći doprinos popularizaciji ove teme imao je „Kapital u XXI veku“ Tomasa Piketija (Piketty, 2013), knjiga za koju je nobelovac Krugman još kada je izašla rekao da će ovo štivo „nesumnjivo biti najbolja ekonomska knjiga godine, a možda i decenije“³⁴. Napisana jasnim jezikom, ispostavila se kao veoma razumljiva i pitka ne samo za stručnu, već i za širu javnost. U tom periodu svest „običnih“ građana o nejednakoj raspodeli dohotka naglo raste, osnivaju se brojni međunarodni pokreti, poput „mi smo 99%“, koji demonstriraju protiv ovog globalnog fenomena, a nejednakost postaje jedna od glavnih tema na respektabilnom forumu ekonomista u Davosu.

Na samom početku treba napomenuti da borba protiv nejednakosti ne treba da bude isključiva. Drugim rečima, ideal savršene jednakosti nije moguć, ali ni poželjan u modernom društvu. U hipotetičkom društvu savršene jednakosti nijedan pojedinac ne bi imao podsticaj da uloži dodatni napor, jer za njega ne bi bio adekvatno nagrađen. Upravo zbog toga, određena nejednakost u društvu treba da postoji kako bi njegovi članovi bili motivisani da kreiraju stvari i procese kojima će unaprediti svoju zajednicu. Ukoliko izvesna nejednakost treba da postoji, koliko onda iznosi

³⁴ <https://www.nytimes.com/2014/03/24/opinion/krugman-wealth-over-work.html>

njen optimalni nivo? Procene su različite, u zavisnosti od konkretnog pokazatelja i nivoa razvijenosti zemlje. Ništa manje važna nije ni činjenica od čega nejednakost potiče. U opštem slučaju, kada sve uzmemo u obzir, najpribližniji optimalnom iznosu nejednakosti bićemo ukoliko parafraziramo ekonomistu Branka Milanovića. Prema njegovom mišljenju, visina Gini koeficijenta, kao jedne od najkorišćenijih mera nejednakosti, treba da bude poput temperature vazduha. Optimalna vrednost je prijatnih 22-25 stepeni celzijusa, sve vrednosti ispod i iznad ovog nivoa izazivaju određene nelagodnosti.

Na nejednakost dohotka, kao na globalnu pojavu, ni Srbija nije ostala imuna. Prema podacima Evrostata, od 2013, što je godina od koje se u Srbiji sprovodi istraživanje SILC, koje se, između ostalog, koristi i za međunarodna poređenja nivoa nejednakosti u Evropi, naša zemlja nalazila se u vrhu liste zemalja sa najvećom nejednakošću dohotka. Gledano prema visini Gini koeficijenta, ispred Srbije se u svim prethodnim godinama nalazila jedino Turska i u 2017. Bugarska. U jednom trenutku vrednost ovog pokazatelja za Srbiju iznosila je čak 40. Koliko je to zapravo visoko, može se videti na osnovu prosečne vrednosti Gini koeficijenta zemalja članica EU, koja se u referentnom periodu kretala između 30,5 i 31. Visina ovog pokazatelja u Srbiji je posebno zabrinjavajuća kada se uzmu u obzir njegove vrednosti u zemljama bivše Jugoslavije, za koje su dostupni podaci. Tako ona iznosi gotovo idealnih 23,7 u Sloveniji, 29,9 u Hrvatskoj i 32,4 u Severnoj Makedoniji. S tim u vezi, nekada srpskih 40, a prema poslednje dostupnim podacima za 2017. godinu 37,8, ne bi bilo optimalno ni da se radi o telesnoj, a kamoli o temperaturi vazduha.

Tri činjenice su karakteristične za nejednakost u Srbiji. Prvo, o nejednakosti u Srbiji se u naučnim krugovima u poslednje vreme i te kako govori (Randelović & Žarković-Rakić, 2011; Mijatović 2014; Matković et al, 2015; Krstić, 2016; Krstić & Žarković-Rakić, 2017; Krstić, 2017; Arandarenko et al, 2017.). O tome svedoči i najskoriji Simpozijum o nejednakosti koji je organizovan od strane Srpske akademije nauka i umetnosti krajem 2018. godine. Takođe, unutar stručnih krugova ne manjka ni debate o visini nejednakosti u Srbiji i adekvatnom načinu na koji bi ona trebalo da se meri (Mijatović, 2017; Arandarenko, 2017; Arandarenko et al, 2019.). Drugo, čini se i da je stanovništvo (iliti „obični“ građani) prilično svesno postojanja nejednakosti u Srbiji, ako je sudeći po nalazima jedne međunarodne studije koja je, pored Srbije, sprovedena u još 8 zemalja (Davalos et al, 2016). Studija se zasniva na podacima za 2013. godinu koji su prikupljeni putem fokus grupa i neposrednih individualnih intervjua. Istraživanjem su ravnomerno obuhvaćeni

siromašni, bogati i oni koji pripadaju srednjoj klasi. Prema rezultatima ove studije, oko 85% ispitanika iz Srbije smatra da se jaz između bogatih i siromašnih povećao u poslednjih 10 godina, oko 14% percipira da se stanje nije promenilo, dok svega 1% smatra da su se razlike smanjile. Od zemalja iz regiona, jedino su lošiju percepciju imali stanovnici iz BiH, gde više od 90% ispitanika smatra da se situacija u odnosu na 2003. godinu pogoršala na štetu siromašnih. Treće, iako se o nejednakosti naširoko govori i debatuje u stručnoj javnosti, iako je, po svemu sudeći, stanovništvo svesno fenomena rastuće nejednakosti, njoj se u medijima pridaje relativno malo pažnje u odnosu na ostale ekonomske teme. Tako je prema jednom istraživanju, koje se odnosi na period između 2014. i 2017. godine, ustanovljeno da se termin nejednakosti u medijima pojavio svega 52 puta, naspram preko 18.500 pojavljivanja pojmova „mere štednje“ i „javni dug“ (Žarković-Rakić, 2017).

Činjenica da nejednakost dohotka nema odgovarajuće mesto u javnom diskursu Srbije u određenoj meri je doprinela da se u disertaciji bavimo nejednakošću, ali nejednakošću zarada. Ako se u Srbiji malo govori o nejednakosti dohotka, o oskudnosti javne diskusije o nejednakosti zarada ne treba ni govoriti. Međutim, detaljniji uvid u nejednakost zarada predstavlja osnovni preduslov za formiranje kritične mase znanja koja bi omogućila da se problem nejednakih dohodaka sagleda na potpuniji način. Prethodno proizilazi iz činjenice da su u Srbiji zarade najvažniji izvor dohotka, tako da se potencijalno visoka nejednakost zarada vrlo lako može preliti u visoku ukupnu nejednakost. O tome svedoče i rezultati nedavnog istraživanja prema kojem u Srbiji na zarade otpada više od 75% ukupnog raspoloživog dohotka (Krstić & Žarković-Rakić, 2017). Sa druge strane, nalazi jedne studije koja se odnosi na nejednakost dohotka u zemljama EU između 2006. i 2011. godine sugerišu da su promene u nejednakosti zarada bile u stanju da objasne jednu četvrtinu promena u nejednakosti dohotka (Dreger et al, 2015).

Dodatni faktor koji nas je motivisao da se bavimo upravo ovom tematikom jeste i komplementarnost nejednakosti zarada sa prethodne dve teme koje su obuhvaćene disertacijom. Neosporna je veza između perzistentnosti niskih zarada i nejednakosti zarada. Naime, što je učestalost niskih zarada veća, to je raspodela zarada zakrivljenija ulevo, a nejednakost posledično veća. Slično tome, što su niske zarade istrajnije (perzistentnije), to je pokretljivost duž distribucije zarada manja i mogućnosti da se pojedinac tokom vremena uspe uz lestvicu zarada, posledično manje. Autori studije koja se bavila analizom položaja radnika sa niskim zaradama na prostoru

Zapadnog Balkana apostrofirali su upravo visoku koncentraciju radnika sa niskim zaradama kao jedan od vodećih generatora nejednakosti zarada u regionu (Arandarenko & Aleksić, 2019a). Iako na prvi pogled slična, analiza nejednakosti zarada za razliku od ispitivanja perzistentnosti niskih zarada: (1) razmatra čitavu distribuciju zarada u Srbiji, a ne samo jedan njen (levi) deo, (2) umesto jednogodišnjeg, uzima u obzir duži vremenski period i (3) zasniva se na bitno drugačijoj metodologiji, jer je i sam cilj istraživanja drugačiji.

Ništa slabija veza nije ni između nejednakosti zarada i minimalne zarade. Štaviše, nejednaka primanja su jedan od čestih argumenata koji u pregovorima o visini minimalne zarade potežu sindikati. U literaturi su zabeleženi pokušaji ex-post procena kojima se ispituje uticaj uvođenja/povećanja nacionalne minimalne zarade u prošlosti na intenzitet nejednakosti zarada (Dickens & Manning, 2004; Autor et al, 2010; Lin & Yun, 2016). Takođe, u nedavnoj studiji Međunarodne organizacije rada demonstrirano je da minimalna zarada može da redukuje nejednakost zarada unutar preduzeća, ali i između preduzeća. U prvom slučaju rast zarada loše plaćenih radnika indukovano minimalnom zaradom dovodi do kompresije zarada unutar preduzeća, dok u drugom minimalna zarada utiče na rast prosečnih zarada u preduzećima koja isplaćuju relativno niske zarade i tako eliminiše razlike između ovih firmi i firmi sa visokim platama (ILO, 2016). Upravo iz tog razloga u ovom segmentu disertacije ugao posmatranja će nam biti sasvim drugačiji u odnosu na onaj iz prvog dela rada. Naime, umesto identifikovanja negativnih posledica koje indukuje rast minimalne zarade (pre svega u vidu smanjenja zaposlenosti), u ovom delu ćemo se baviti njenim pozitivnim efektima – sposobnostima da smanji nivo nejednakosti. Čitav jedan segment analize biće upravo posvećen proceni uticaja povećanja minimalne zarade na smanjenje vrednosti Gini koeficijenta. Preciznije, u ovom delu ćemo kroz dva različita scenarija ispitivati responzivnost vrednosti Gini koeficijenta na desetoprocentno povećanje nacionalne minimalne zarade.

Pre nego što se upustimo u detaljniju analizu nejednakosti zarada u Srbiji, neophodno je da razumemo uzroke koji su doveli do porasta nejednakosti zarada na globalnom nivou. Kada je o ovoj problematici reč, ne postoji jedinstven stav struke, odnosno u literaturi ne postoji univerzalan odgovor na pitanje zbog čega se u odnosu na pre 40 godina nejednakost zarada u razvijenim zemljama drastično povećala. Vodeći autori iz ove oblasti uglavnom su složni oko jedne stvari - kombinovani uticaj više faktora doprineo je produbljivanju jaza u zaradama. Međutim, autori su

se grupisali na način da svako od njih ističe jedan faktor koji je po njegovoj proceni imao dominantnu ulogu. Ipak većina njih se uglavnom svodi na osnovne ekonomske postulate o ponudi i tražnji za radom.

Prvo objašnjenje koje literatura nudi, jeste da je u prethodnom periodu došlo do značajnog porasta tražnje sa visokokvalifikovanim radnicima. Dati trend, uz ostale nepromenjene uslove, uticao je na porast zarada visokokvalifikovanih radnika i posledično doveo do produbljanja jaza u zaradama između njih i niskokvalifikovanih radnika. Ekonomisti su uglavnom saglasni da je glavni motor ovakvog rasta tražnje najverovatnije ubrzan razvoj tehnologije, čija primena zahteva upošljavanje visokokvalifikovanog rada. Veliki broj autora ispitivao je postojanje veze između porasta tražnje za kvalifikovanim radnicima i rasta nejednakosti. Snažna međuzavisnost između razvoja tehnologije, porasta tražnje za radnicima sa visokim nivoom obrazovanja i porasta nejednakosti zarada potvrđena je u velikom broju studija (Bound & Johnson, 1992; Levy & Murnane, 1992; Krueger, 1993; Juhn et al, 1993). Takođe, u jednoj novijoj studiji OECD-a potvrđena je važnost uloge koju znanja i veštine imaju za razvoj različitih obrazaca nejednakosti zarada u zemljama članicama (OECD, 2015). Ipak, procene određenih istraživača bile su mnogo konzervativnije. Pojedini autori su nešto kasnije analizirali identično vremensko razdoblje kao i njihovi prethodnici, ali su u razmatranje uzeli i dodatne podatke, koji tokom 90-ih godina nisu bili dostupni. Njihovi nalazi pokazali su da veza između ova dva fenomena nije sasvim pravolinijska, te da se značajan porast nejednakosti ne može tako lako pripisati porastu tražnje za visokokvalifikovanim radnicima (Card & DiNardo, 2002).

Drugo objašnjenje ponudili su autori koji smatraju da su institucionalni faktori dali značajan doprinos porastu nejednakosti zarada, pre svega u razvijenim zemljama Zapadne Evrope i na severnoameričkom kontinentu. Ovde se pre svega misli na faktore poput načina određivanja nadnica i pregovaračke moći i zastupljenosti sindikata. Tako se u pojedinim studijama mogu naći činjenice koje govore u prilog tome da je porast učešća radnika plaćenih po učinku doprineo rastu ukupne nejednakosti zarada (Lemieux et al, 2007). Pomenuti autori su ustanovili da je raspodela zarada relativno ujednačenija kod konvencionalnih poslova, gde ne postoji plaćanje po učinku. Većina autora smatra da je mnogo značajniju ulogu odigrao institucionalni faktor koji se odnosi na sindikalnu organizovanost radnika. Veliki broj radova ispitivao je vezu između desindikalizacije i nejednakosti zarada tokom vremena. Posmatranjem odnosa između ova dva

fenomena u 90-im i 2000-im godinama u Nemačkoj, grupa autora je ustanovila da je desindikalizacija značajno uticala na porast nejednakosti zarada (Dustmann et al, 2007). Postojanje ove veze potvrđeno je i na primeru SAD-a, Kanade i Velike Britanije, gde su autori ustanovili da je, kontrolisanjem drugih faktora, standardna devijacija zarada uvek niža u sektoru koji je sindikalno pokriven u odnosu na sektor u kojem radnici nisu sindikalno organizovani (Card et al, 2004). Takođe, poredeći veliki broj zemalja, Blau i Kan ustanovili su da institucije tržišta rada (u opštem slučaju), mogu u velikoj meri da objasne međunarodne razlike u nejednakosti zarada (Blau & Kahn, 1994).

Treće objašnjenje tiče se širenja globalizacije i liberalizacije međunarodne trgovine. Pretpostavka je da je upravo razvoj ovih procesa uticao na promenu strukture privreda. Tako je razvijenim zemljama postalo mnogo jeftinije da uvoze radno intenzivne proizvode od zemalja u razvoju, nego da ih samostalno proizvode. Umesto toga, one bi trebalo da se specijalizuju za proizvodnju kapitalno intenzivnih proizvoda koji imaju visoku dodatnu vrednost. Ovim se vraćamo na argument prve grupe autora, odnosno na dinamiku ponude i tražnje za radom. Promene u strukturi privrede uslovljene globalizacijom i ukidanjem carinskih barijera utiču na porast tražnje za visokokvalifikovanim radnicima i smanjenje tražnje za onim sa niskim kvalifikacijama. Konačna posledica biće produblјivanje jaza u zaradama između ove dve grupe radnika. Autori koji su se bavili ovom tematikom, došli su do prilično različitih rezultata. Tako je u pojedinim radovima veza između liberalizacije međunarodne trgovine i rasta nejednakosti zarada pronađena u slučaju Meksika (Hanson & Harrison, 1999), Sjedinjenih Američkih država (Feenstra & Hanson, 1999), Kanade (Breau & Rigby, 2010) i Nemačke (Klein, et al, 2010). Analizirajući 30 zemalja OECD-a, jedno novije istraživanje imalo je za cilj da utvrdi šta je dominantnije uticalo na porast nejednakost zarada – razvoj tehnologije ili liberalizacija međunarodne trgovine. Nalazi autora su pokazali da je u ovim zemljama snažniji uticaj, generalno gledano, imala liberalizacija međunarodne trgovine, ali da se prevlast faktora razlikuje prema zemljama (Nogueira & Afonso, 2018). Ipak određeni autori su u svojim radovima odbacili mogućnost da su globalizacija i međunarodna trgovina bile u stanju da u značajnijoj meri objasne porast nejednakosti zarada na primeru SAD-a (Berman et al, 1994; Lawrence & Slaughter, 1993).

Za razliku od pomenutih faktora koje su istraživači isticali kao najuticajnije kada su analizirali uzroke porasta nejednakosti zarada tokom 80-ih godina, sada možemo govoriti o još jednom

novom faktoru, koji je posebno aktuelan u moderno doba. Ispostavlja se da je kombinovani uticaj tehnološkog napretka, rastuće desindikalizacije i opadanja moći sindikata, deregulacije i institucionalnih promena na tržištu rada uticao na rast različitih tipova nestandardne zaposlenosti (Atkinson et al, 1996; OECD, 2002; McGoven et al, 2004; Corvers, 2012; Weel, 2018). Rast atipičnih poslova ima uticaj na nejednakost zarada zbog toga što ovakvi poslovi najčešće nisu isto plaćeni kao poslovi sa punim radnim vremenom i ugovorom na neodređeno. I ne samo to, već ovakve poslove najčešće odlikuje određeni stepen prekarnosti, preteći time da, zbog nesigurnosti radnog mesta i eventualnog gubitka posla, dodatno produbi nejednakost zarada u dugom roku. S obzirom na skorašnje trendove na tržištu rada, možemo da zaključimo da se i Srbija uklapa u ovaj obrazac, jer je i u našoj zemlji primetan osetan rast ovakvog tipa zaposlenosti (Arandarenko & Aleksić, 2016; Kovačević et al, 2017).

Ipak, istraživačko pitanje od kojeg polazimo u našem radu nije takvo da ispituje faktore koji su doveli do nejednakosti zarada. Naš cilj je pre svega da mapiramo nejednakost zarada u Srbiji i pratimo njenu evoluciju u periodu između 2013. i 2016. godine. Umesto utvrđivanja institucionalnih i tržišnih faktora koji uzrokuju nejednakost, u našem istraživanju akcenat će biti stavljen na ispitivanje pokretljivosti unutar distribucije zarada i identifikaciji grupa koje odlikuje najveća unutargrupna nejednakost i najmanja mobilnost naviše. Da bismo došli do navedenog cilja, ovaj deo disertacije će biti strukturiran na sledeći način. Nakon uvodnog izlaganja pažnju usmeravamo na pregled literature u kojem će biti analizirani rezultati relevantnih istraživanja iz ove oblasti. Pored međunarodnih rezultata i iskustava koja nam mogu poslužiti u komparativne svrhe, predložićemo i neke od istraživanja koja su ispitivala nejednakost zarada u Srbiji, a odnose se na nešto raniji period. Na taj način ćemo dobiti još jednu dimenziju u kojoj možemo da poredimo rezultate do kojih budemo došli. Treći i četvrti segment rada posvećeni su opisu izvora podataka, objašnjenju tipa metodologije koja je primenjena i načina na koji smo izvršili restrikciju uzorka i definisali varijable koje su korišćene prilikom modeliranja.

Deo koji sledi ujedno je i centralna tačka ovog dela rada, a odnosi se na glavne rezultate istraživanja. U ovom segmentu biće ispitivana kako statička, tako i dinamička priroda nejednakosti zarada u Srbiji. Gde god je to moguće, isti pokazatelji će biti računati iz različitih izvora, a sve u cilju dobijanja potpunije slike i rasvetljavanja nejednakosti na različitim segmentima tržišta rada, kao i procene redistributivnog uticaja oporezivanja rada. Podrazumeva se da će svi deskriptivni

pokazatelji biti obračunati i za različite kategorije zaposlenih kako bi se sagledao intenzitet unutargrupne nejednakosti sa kojim se različite kategorije zaposlenih susreću. Sastavni deo ovog segmenta činiće i procena uticaja koji jednokratni porast zarada u javnom sektoru i porast minimalne zarade od 10 procenata hipotetički mogu da imaju na vrednosti određenog indikatora nejednakosti zarada u Srbiji. Najznačajnije mesto u ovom delu imaće analiza vremenske komponente nejednakosti gde ćemo, pored tranzicionih matrica, ekonometrijskim modelom oceniti u kojoj meri određene karakteristike radnika utiču na njegovu verovatnoću da se uspne, siđe, ili ostane na istoj poziciji na lestvici zarada.

Osim ukupnih verovatnoća, konstruisaćemo i određen broj indeksa pokretljivosti koji će nam preciznije ukazati kakvi su izgledi da konkretan pojedinac sa protokom vremena napreduje uz piramidu zarada u Srbiji. Interes nam je da precizno utvrdimo stepen pokretljivosti duž raspodele zarada tokom vremena, jer ovaj pokazatelj u kombinaciji sa visinom nejednakosti daje pravu sliku o zdravlju raspodele zarada u nekoj zemlji. Drugim rečima, visoka nejednakost nije toliko štetna ukoliko raspodelu zarada karakteriše visoka prohodnost, jer će na taj način većina radnika samo deo vremena provesti na njenom levom repu. Međutim, visoka nejednakost u kombinaciji sa niskom mobilnošću stvara barijere između radnika sa niskim zaradama i onih koji mnogo zarađuju i, na neki način, dovodi do klasne podele. S tim u vezi, namera nam je da procenimo da li je priroda mobilnosti unutar raspodele zarada u Srbiji takva da u dugom roku teži da smanji ili poveća nejednakost. Odnosno da li mobilnost zarada u Srbiji ima uravnotežujući ili neuravnotežujući karakter. Ovo je ujedno i hipoteza od koje polazimo u našem radu, a koja formalno glasi, H3: Mobilnost zarada utiče na smanjenje nejednakosti unutar distribucije zarada u Srbiji. Nakon testiranja hipoteze sledi deo u kojem sumiramo rezultate, predlažemo pravce budućih istraživanja, formulišemo preporuke za kreatore politika i zaključujemo.

4.2 Pregled literature

Ovaj segment rada posvećen je prikazu relevantnih rezultata koji se odnose na nejednakost zarada. U uvodnom delu je već predstavljen određen broj studija čija je tematika bila analiza faktora koji su doprineli porastu nejednakosti zarada, tako da će ovde fokus biti nešto drugačiji. Naime, kako se u radu prevashodno bavimo mapiranjem nejednakosti zarada i, s tim u vezi, identifikacijom trenutnog položaja različitih grupa radnika na tržištu rada u Srbiji, osvrnućemo se na nalaze istraživanja ovog tipa. Namera nam je da sumiramo rezultate studija koje su primenjivale metodologiju i pokazatelje koji su slični onima koje ćemo mi koristiti, a sve u cilju lociranja položaja Srbije u međunarodnom koordinatnom sistemu nejednakosti i mobilnosti zarada. Takođe, napravićemo paralelu i sa istraživanjima koja su za našu zemlju rađena u prethodnom periodu, a koja su primenjivala nešto drugačiju metodologiju. Na taj način ćemo dobiti multidimenzionalni prikaz nejednakosti zarada u Srbiji koji nam omogućava da sagledamo evoluciju nejednakosti zarada kroz vreme, ali i da istovremeno napravimo komparaciju trenutnog stanja sa drugim zemljama.

S tim u vezi, od interesa nam je da predstavimo rezultate relevantnih istraživanja koja možemo grupisati u tri klastera. Ona koja se bave pitanjem nejednakosti zarada, ona koja analiziraju mobilnost unutar distribucije zarada i istraživanja koja se bave nekom od ovih tema, a odnose se na Srbiju. Jasno je da se u pojedinim istraživanjima prvo i drugo pitanje prepliću, te navedenu klasifikaciju treba shvatiti uslovno. Prvu liniju istraživanja započinjemo jednim zanimljivim pokušajem da se proceni uticaj uvođenja nacionalne minimalne zarade u Velikoj Britaniji na nejednakost zarada (Dickens & Manning, 2004). Autori su primenom različitih decilnih odnosa pokazali da je tokom 80-ih i 90-ih godina došlo do porasta nejednakosti zarada u Velikoj Britaniji, za šta smatraju da je jedan od glavnih razloga zbog kojeg je Parlament konstituisao nacionalnu minimalnu zaradu u aprilu 1999. godine. Direktnim poređenjem distribucija, kao i određenih mera nejednakosti, pre i nakon uvođenja minimalne zarade, autori su zaključili da novouvedena institucija generiše određeni pozitivan efekat u vidu smanjenja nejednakosti. Međutim, njeno dejstvo je u velikoj meri ograničeno činjenicom da jako mali broj radnika u velikoj Britaniji prima nacionalnu minimalnu zaradu. Pored direktnog efekta na pojedince koji je primaju, autori nisu uspeali da pronađu indirektni uticaj minimalne zarade na primanja ostalih radnika. Dickens i Manning

nalaze i da je doprinos minimalne zarade smanjenju nejednakosti zarada u Velikoj Britaniji opadao sa protokom vremena. Uporište za ovakav stav autori pronalaze u činjenici da se minimalna zarada u naredne dve godine nije menjala, bez obzira na porast prosečnih zarada u periodu 1999-2001. Umereni pozitivni efekti povećanja minimalne zarade na smanjenje nejednakosti, i to pre svega na levom repu distribucije zarada, pronađeni su i u slučaju SAD-a i Kine (Autor et al, 2010; Lin & Yun, 2016).

Najveći broj istraživanja o nejednakosti zarada, koja su na evropskom tlu rađena u skorijem periodu, uglavnom nisu imala individualistički pristup, već su komparativno posmatrala određenu grupu zemalja. Tako je Simon tokom 2010. godine iskoristio pojavu nove baze podataka koja je uporediva unutar zemalja EU, kako bi ispitao međunarodne razlike u nejednakosti zarada (Simon, 2010). On je, na tada prvom talasu SES-a iz 2002. godine, uradio kalkulaciju osnovnih mera nejednakosti. Iskoristio je tada jedinstven međunarodno harmonizovan upitnik poslovnih jedinica da ispita da li na nejednakost u zaradama više utiču razlike u zaradama između preduzeća ili lične karakteristike radnika. Prema njegovim rezultatima, ispostavilo se da je prva grupa faktora dominantnija i da faktori koji se odnose na radno mesto i preduzeće u kojem je radnik zaposlen u mnogo većoj meri doprinose nejednakosti nego njegove lične karakteristike, poput obrazovanja, pola, starosti i sl. Treba napomenuti i to da je, sudeći prema Gini koeficijentu i prosečnom logaritmu odstupanja (MLD), zemlja sa najvećom nejednakošću bila Letonija (G - 45,6; MLD – 44,2), dok je najmanja nejednakost zabeležena u Norveškoj (G – 21,7; MLD – 7,7). Kada je reč o decilnim odnosima 90/10 i 90/50 najnižu nejednakost su imale Norveška i Finska sa vrednostima oko 2 i 1,3, respektivno, dok je najveća nejednakost identifikovana u Estoniji (90/10 – 4,9; 90/50 – 2,2).

Na zahtev Evropskog parlamenta, grupa autora je priredila studiju u kojoj analizira nejednakost zarada širom Evropske unije (Dreger et al, 2015). Predmet analize su bile dve vremenske tačke – 2006. i 2011. godina, a studija se bazirala na SILC-u i SES-u, što su baze podataka koje ćemo i mi koristiti u istraživanju. Podudarnost sa našim radom takođe postoji i u pogledu korišćenih pokazatelja, poput decilnih odnosa i Gini koeficijenta. Praćenjem pomenutih pokazatelja, autori su ustanovili da se nejednakost povećala u oko 2/3 zemalja EU, ali i da intenzitet povećanja znatno varira među zemljama. Sudeći prema podacima SILC-a, najmanja nejednakost zarada na kraju referentnog perioda, iskazana Gini koeficijentom, zabeležena je u Slovačkoj (24,6), dok je

najneujednačeniya raspodela zarada bila u Švedskoj (43,3). Identična situacija dobijena je u pogledu odnosa 90/10 gde prednjači Švedska sa 6,3, dok se na začelju nalaze Slovačka i Danska sa 2,8, kao i prema odnosu zarade na 90-om percentilu i medijalne zarade (Švedska – 3,1; Slovačka – 1,7). Zanimljivo je i to da je situacija skoro dijametralno suprotna kada se u obzir uzmu podaci SES-a. U tom slučaju Švedska postaje zemlja sa najmanjom nejednakošću i vrednošću Ginija od svega 19,6, dok Rumunija postaje najneujednačiniya zemlja sa Ginijem od 39,3. Ništa manje važna nije ni činjenica da su autori i na osnovu SILC-a i u slučaju SES-a ustanovili da postoji pozitivna korelacija između visine nejednakosti i vremenskih jedinica u kojima se zarada iskazuje. Tako je nejednakost najniža kada se analiziraju zarade po satu, nešto viša kada su u pitanju mesečna primanja i najviša kada se radi o zaradama iskazanim na godišnjem nivou.

Jedna od opsežnijih studija imala je za cilj da ispita šta se dešavalo sa nejednakošću zarada u relativno dugom vremenskom periodu, koji se proteže od 1980. do 2011. godine, i kako su na nju uticale strukturne promene (Tyrowicz & Smyk, 2017). Istraživanjem je obuhvaćeno 36 zemalja od kojih su jedan deo činile tranzicione ekonomije (među kojima i Srbija), a drugi, koji je korišćen kao reper, razvijene privrede. Pošto ne postoji jedinstvena baza podataka, kako bi pratili nejednakost zarada, autori su kombinovali različite mikro baze podataka kao što su već pominjane ARS, SES, ali i dodatne poput Ankete o potrošnji domaćinstava (HBS), Ankete merenja životnog standarda (LSMS), Panel domaćinstava Evropske zajednice (ECHP) i dr³⁵. Praćenjem pokazatelja kao što su Gini koeficijent, prosečni logaritam odstupanja i decilni odnosi (90/10, 90/50, 75/25 i 50/10), autori su zaključili da je nejednakost u prvim trenucima bila niža u tranzicionim nego u razvijenim zemljama. Međutim, sa prelaskom na tržišni sistem, nejednakost zarada u bivšim centralizovanim privredama ubrzo je postala viša nego u razvijenim zemljama.

Druga linija istraživanja bavila se nejednakošću samo ilustrativno, dok je akcenat prevashodno stavljala na ispitivanje pokretljivosti duž distribucije zarada. I u ovom slučaju vredi istaći studije koje su razmatrale grupu zemalja, ali i one sa individualizovanim pristupom. Prvu grupu započinjemo prikazom serije istraživanja koja je obuhvatala 14 zemalja EU i koja je imala za cilj da utvrdi stepen mobilnosti unutar raspodele zarada (Sologon & O'Donoghue, 2009; Sologon & O'Donoghue, 2010). Autori su paralelno ispitivali kratkoročnu mobilnost, koju su definisali kao tranziciju u poslednje dve godine posmatranog perioda i dugoročnu mobilnost gde su pratili

³⁵ U slučaju Srbije, korišćen je ARS za period 1995-2002. i tri talasa LSMS – 2002, 2003. i 2007.

promenu položaja pojedinaca na raspodeli zarada nakon 7 godina. Studija je pokrivala razdoblje 1994-2001. i zasnivala se na Panelu domaćinstava Evropske zajednice (ECHP). Ovo istraživanje je za nas posebno važno jer su u njemu kao ključni pokazatelji nejednakosti korišćeni Gini koeficijent i Tejlov indeks, dok je mobilnost praćena Dikensovim, Fildsovim i Šorokovim indeksima mobilnosti. Važnost rezultata proizilazi iz toga što će upravo ovi pokazatelji nejednakosti i prva dva indeksa mobilnosti biti korišćeni i u našem radu. Rezultati sugerišu da se u opštem slučaju nejednakost zarada u ovih 14 evropskih zemalja povećala tokom vremena, ali postoje zemlje koje su zabeležile i pad vrednosti Ginija i Tejla. Najveća nejednakost zarada na kraju posmatranog perioda registrovana je u Portugalu (G-31,7;T-19,3), dok su najujednačenije zarade bile u Danskoj (G-14,1;T-3,3).

Najveća kratkoročna pokretljivost prema Dikensovom indeksu zabeležena je u Grčkoj (29,5), a najmanja u Luksemburgu (14,4), dok je prema kratkoročnom Fildsovom indeksu jedino u Holandiji zabeleženo da je karakter mobilnosti takav da deluje u smeru povećanja nejednakosti zarada. Sa druge strane, najveća dugoročna pokretljivost, u smislu Dikensa, registrovana je u Danskoj (42,7), dok najmanje dugoročne mobilnosti ima duž distribucije zarada u Španiji (29,6). Ispostavilo se da su, u odnosu na početnu godinu, vrednosti Fildsovog indeksa pozitivne za sve zemlje, ali i da ne postoji monotoni rast vrednosti tokom vremena. Prethodno podrazumeva da mobilnost u odnosu na početni period deluje u smeru smanjenja nejednakosti, ali unutar posmatranog perioda postoje godine u kojima je mobilnost imala takav karakter da je doprinosila povećanju nejednakosti. Jedine zemlje koje beleže monoton rast Fildsovog indeksa su Danska, Luksemburg i Finska.

Još jedno istraživanje koje je pokrilo sve zemlje Evropske unije sprovela je grupa autora okupljenih oko nemačkog ekonomiste Ronalda Bakmana (Bachmann et al, 2012). Autori su koristili podatke SILC-a za period 2004-2010. kako bi ispitali statičku nejednakost i mobilnost duž distribucije zarada tokom vremena. Tom prilikom autori su obračunali sva tri najkorišćenija indeksa iz porodice mera opšte entropije ($\alpha = 1, 2$ i 3) i ustanovili da je prosečna nejednakost u posmatranom periodu najveća u Portugalu, gde su zabeležene vrednosti MLD-a od 23,5 i Tejlovog-L indeksa od 29,5. Kao zemlja sa ubedljivo najnižom nejednakošću zarada izdvojena je Danska čije referentne vrednosti iznose MLD = 5,8 i Tejl-L indeks = 6,5. Nakon što su objedinili sve zemlje, autori su na osnovu distribucije zarada podeljene u decile posmatrali jednogodišnje

tranzicije unutar raspodele zarada. Ispostavilo se da oko 53% zaposlenih u zemljama EU ostaje u istom decilu, dok se oko 27% preseli u viši decil, a 20% radnika se nađe u nižem decilu nego što su u prethodnom periodu bili. Sofisticiranija analiza obuhvatala je primenu višestrukog logit modela na identično pripremljenim podacima. Jedna od zanimljivijih ocena jeste da muškarci na teritoriji EU imaju veće šanse za napredovanje, ali i za nazadovanje na lestvici zarada od žena. Međutim, verovatnoća napredovanja je višestruko veća od verovatnoće nazadovanja, što muškarce i dalje stavlja u relativno bolju poziciju. Drugi interesantan nalaz tiče se mladih osoba koje poput muškaraca imaju veće šanse za kretanje uz, ali i niz distribucije zarada, u odnosu na radnike u najboljim godinama (25-54).

Prikaz istraživanja za pojedinačne zemlje započinjemo onim koje se bavilo pitanjem mobilnosti zarada u Austriji. Reč je o studiji koja se odnosila na nešto raniji period, ali koja je koristila neke od pokazatelja koje ćemo i mi upotrebiti za ispitivanje pokretljivosti u Srbiji. Autori su podatke Službe za socijalnu zaštitu ukrstili sa bazom podataka OECD-a kako bi uporedili stepen nejednakosti i mobilnosti u Austriji u odnosu na odabrane zemlje OECD-a u razdoblju 1986-1991. godine (Hofer & Weber, 2001). Prema njihovim nalazima, odnos 90/10 se na kraju perioda kretao između 2,11 u Švedskoj i 3,66 u Sjedinjenim Američkim Državama. Sa druge strane, rezultati petogodišnjih tranzicionih matrica su pokazali da je najveća verovatnoća da zaposleni ostanu u istom kvintilu u Austriji, gde ona iznosi 62%, dok je promena kvintila (u oba smera) najrealističnija u Velikoj Britaniji sa verovatnoćom od oko 52%. Ispostavilo se da u svih 9 posmatranih zemalja muškarci imaju manju verovatnoću od žena da ostanu u istom kvintilu, i posledično, relativno veću mobilnost u oba smera.

Grupa autora, među kojima je jedan od tvoraca najkorišćenijeg indeksa pokretljivosti u poslednje vreme, u radu dopadljivog naziva ispitivala je mobilnost zarada u Francuskoj kroz istoriju, tačnije u periodu 1967-1999 (Buchinsky et al, 2003). Ispitivanje su zasnovali na zvaničnim podacima o zaradama koje prikuplja statistički zavod, na osnovu kojih je moguće generisati dugačke vremenske serije. Kako bi na najbolji način ilustrovali promene u pokretljivosti zarada, koristili su 6 različitih koncepta mobilnosti, među kojima i Fildsov indeks pokretljivosti, zasnovan na Tejlovom indeksu. Ističu se dva nalaza do kojih su došli. Prvo, sudeći prema Fildsovom indeksu, intenzitet mobilnosti je krajem 90-ih godina XX veka bio na približno sličnom nivou kao i pre 30 godina. Drugo, tokom analiziranog perioda vrednosti Fildsovog indeksa su pozitivne u svim, sem

u jednoj godini, što podrazumeva da je mobilnost zarada u Francuskoj tokom čitavog perioda delovala u smeru smanjenja nejednakosti. Ipak, autori napominju da rezultati znatno variraju u zavisnosti od pokazatelja mobilnosti koji se posmatra.

U jednoj novijoj studiji, grupa autora je iskoristila polivalentnost SILC upitnika da na osnovu podataka preseka ispita nejednakost zarada u Turskoj kao i mobilnost unutar distribucije zarada, što im je omogućila njegova panel komponenta (Tansel et al, 2014). Istraživači su razmatrali period od 2005. do 2011. godine, a kao osnovnu varijablu su koristili zaradu po satu. Primenom bazičnih pokazatelja nejednakosti (Gini, Tejl, MLD, decilni odnosi), autori su zaključili da je nejednakost zarada u posmatranom periodu oscilirala. Ipak, svi pokazatelji jednoglasno pokazuju da je nejednakost na kraju perioda blago povećana u odnosu na referentnu 2005. godinu (npr. $G_{2005} - 38,8$; $G_{2011} - 39,6$ ili $T_{2005} - 26,8$; $T_{2011} - 27$). Pokazatelji su takođe bili jednoglasni da je nejednakost izraženija kod žena nego kod muškaraca, kao i da najveću unutargrupnu nejednakost od svih starosnih uzrasta imaju lica između 50 i 64 godine.

U delu posvećenom mobilnosti, autori su koristili višeindikatorski pristup, na osnovu kojeg su ustanovili da je, i prema Dikensonovom indeksu pokretljivosti i prema indeksu mobilnosti Fildsa i Oka, došlo do određenog smanjenja pokretljivosti u odnosu na baznu godinu. Kalkulacija dvogodišnjih i četvorogodišnjih tranzicionih matrica ukazala je da, u zavisnosti od godine posmatranja, u prvom slučaju između 55% i 68% zaposlenih, a u drugom između 47% i 58% zaposlenih, oстане u istom kvintilu kao pre dve, odnosno četiri godine. Autori su sproveli i višeindikatorski logit model na kvintilno izdijeljenu distribuciju, prilikom čega su ustanovili da, u odnosu na referentne kategorije, muškarci, osobe starosti 35-49 godina, zaposleni sa visokim obrazovanjem i oni koji rade u industriji imaju veće šanse da napreduju na lestvici zarada. Na samom kraju, autori su primenom Fildsovog indeksa ustanovili da mobilnost zarada u Turskoj deluje u smeru smanjenja nejednakosti zarada. Međutim, odsustvo permanentnog rasta njegove vrednosti sa produžavanjem vremenskog horizonta ukazuje da ovaj efekat nije dovoljno snažan. Prethodno podrazumeva da je stepen pokretljivosti takav da, sam po sebi, nije u stanju da reši problem nejednakosti zarada u Turskoj, koja je na relativno visokom nivou.

Skorašnji rad Mustafe Čobana takođe je imao za cilj da ispita prirodu nejednakosti i mobilnosti zarada, ali na primeru Nemačke (Coban, 2017). Istraživanje je bazirao na *Nemačkom socioekonomskom panelu* (GSOEP) koji je baza bogata različitim socioekonomskim i

demografskim informacijama o pojedincima koji se pojavljuju u najmanje dva talasa istraživanja. Autor je za bazičnu varijablu odabrao zaradu po satu. Na osnovu nje pratio je promene nejednakosti u tridesetogodišnjem periodu, između 1984. i 2014. godine. Sudeći prema Gini koeficijentu, nejednakost zarada u Nemačkoj kretala se u obliku slova „U“ – najviše vrednosti je imala nakon pada Berlinskog zida i ujedinjenja Nemačke, nakon čega je usledila decenija u kojoj je Gini opadao, da bi opet tokom 2000-ih porastao dostigavši tom prilikom rekordnu vrednost od oko 27. Nešto drugačija slika primetna je prilikom analize odnosa 90/10 i 90/50 koji su se konstantno povećavali od 90-ih godina, što je očigledna posledica rasta zarada radnika koji se nalaze na vrhu raspodele. Pored statičku nejednakosti, autor je sproveo višestruki logit model kojim je ispitivao verovatnoću napredovanja uz/niz lestvicu zarada u četvorogodišnjem periodu (2010-2014). Tom prilikom Čoban je ustanovio da žene, niskokvalifikovane osobe i zaposleni koji rade u preduzećima sa malim brojem zaposlenih imaju relativno manje šanse da napreduju na lestvici zarada, u odnosu na referentne grupe sa kojima ih je poredio.

Istraživanja koja su razmatrala različite aspekte nejednakosti zarada rađena su takođe i na podacima koji se odnose na distribuciju zarada u Srbiji. Ona upravo čine treću i poslednju liniju istraživanja kojima ćemo se u ovom delu rada baviti. U jednom od njih, grupa autora imala je za cilj da utvrdi faktore koji najviše utiču na nivo i promenu nejednakosti zarada u Srbiji (Krstić et al, 2007). Istraživanje se zasnivalo na 8 talasa ARS-a između 1996. i 2003. godine, a glavna varijabla je bila mesečna zarada muškaraca na glavnom poslu. Primenom regresione analize autori su zaključili da postoji veliki deo neobjašnjenog varijabiliteta prilikom utvrđivanja faktora koji utiču na nivo zarade. Ipak, ustanovili su i to da prebivalište zaposlenog, odnosno tip naselja gde zaposleni živi, može značajno da utiče na produblјivanje nejednakosti. Kao potencijalni uzrok ovakvog nalaza autori vide u tranzicionom obrascu prema kojem je u prvim godinama tranzicije urbana populacija stekla nesrazmerno veće koristi u odnosu na ruralnu populaciju.

Za razliku od navedenog istraživanja, Krstić i Sanfi su svoj rad bazirali na dva talasa Ankete merenja životnog standarda (LSMS) iz 2002. i 2007. godine (Krstić & Sanfey, 2011). Tom prilikom, autori su paralelno računali osnovne pokazatelje nejednakosti (Gini, Tejl, varijansu logaritma zarada) zarada radnika zaposlenih na formalnom tržištu i onih koji „rade na crno“. Svi pokazatelji su bili jedinstveni da se nejednakost zarada neznatno povećala u 2007. godini, i to kako ukupna, tako i nejednakost zarada formalnih i neformalnih radnika. Iako se nejednakost

zarada neformalnih radnika relativno manje povećala, ona je i dalje ostala na višem nivou od nejednakosti zarada formalno zaposlenih radnika. Autori su takođe putem regresione jednačine ispitivali faktore koji utiču na nivo i promenu nivoa nejednakosti zarada, i tom prilikom su ustanovili da su obrazovanje i, u određenoj meri, neformalna zaposlenost dali značajan doprinos porastu nejednakosti zarada između dve posmatrane godine.

Novije istraživanje koje se bazično bavilo problematikom nejednakosti dohotka u Srbiji, došlo je do rezultata koji su zanimljivi i sa aspekta nejednakosti zarada (Krstić & Žarković-Rakić, 2017). Autorke su koristile Gini koeficijent i Tejlov T indeks ($\alpha=2$) da bi na osnovu ankete SILC za 2013. godinu analizirale nejednakost raspoloživog ekvivalentnog dohotka prema radnom intenzitetu članova domaćinstava. Njihovi rezultati pokazuju da je nejednakost ubedljivo najviša (Gini blizu 50) u onim domaćinstvima čiji članovi rade manje od 20% ukupnih meseci rada koji su im bili na raspolaganju. Takođe, dekompozicijom nejednakosti prema izvorima dohotka ustanovljeno je da zarade u Srbiji čine najvažniji izvor dohotka - nešto više od $\frac{3}{4}$ ukupnog raspoloživog dohotka³⁶. One ne samo da su najvažnija komponenta dohotka, već ih odlikuje i visoka nejednakost, koja merena visinom Gini koeficijenta iznosi 61,5. Kombinacija navedenih vrednosti sa visokom korelacijom između plata i ukupnog raspoloživog dohotka, dovodi do toga da upravo zarade najviše doprinose ukupnoj nejednakosti (93%). Prema kalkulacijama autorki, 1% promene zarada, držanjem ostalih faktora konstantnim, povećava nejednakost dohotka za 0,18%. Ipak, još jednom treba istaći da dobijeni rezultati nisu direktno uporedivi sa rezultatima našeg istraživanja, jer se navedeno istraživanje zasnivalo na raspoloživom dohotku koji je, pomoću modifikovane skale ekvivalencije OECD-a, prilagođen za ekonomiju obima i sastav domaćinstva.

Pored ukupne nejednakosti zarada, ne treba zanemariti ni pojavu horizontalne ili kako je Milanović naziva „egzistencijale“ ili „kategorijalne“ nejednakosti (Milanović, 2016). Radi se o nejednakosti zarada između različitih grupa poput crnih i belih ljudi, muškaraca i žena, homoseksualaca i heteroseksualaca i sl. U Srbiji su posebno izražena dva tipa horizontalne nejednakosti kojima je naučna zajednica posvetila sasvim dovoljno pažnje. Radi se o jazu zarada između muškaraca i žena i jazu zarada između javnog i privatnog sektora. Procene razlike u zaradama između muškaraca i žena su različite u zavisnosti od izvora podataka i metodologije (Krstić, 2002; Avlijaš

³⁶ Učešće zarada na prvi pogled deluje suviše visoko, ali treba imati na umu da u proračunima ekvivalentnog dohotka porezi imaju negativan predznak.

et al, 2013; Žarković-Rakić et al, 2018; Anić, 2019). Međutim, nalazi su uglavnom saglasni i sugerišu specifičnu situaciju Srbije. Naime, u odnosu na prosek zemalja EU, nekorigovani jaz u zaradama između muškaraca i žena uopšte nije veliki (u zavisnosti od istraživanja kreće se od 3,3% do 5,7%). Posledica toga je znatno bolja obrazovanost žena koje niže prosečne zarade kompenzuju višim nivoom obrazovanja. Stoga, kada se u obzir uzmu muškarci i žene identičnih karakteristika, odnosno korigovani jaz, razlika u zaradama znatno se povećava (između 11% i 13,8%, u zavisnosti od procena). Iako korigovani jaz daje bolju sliku o stvarnom zaostajanju zarada žena za zaradama muškaraca, sa naše tačke gledišta relevantniji je nekorigovani pokazatelj. S obzirom na to da ispitujemo ukupnu nejednakost zarada, od većeg značaja nam je da znamo koliko prosečna zarada žena zaostaje za prosečnom zaradom muškaraca, nego koliki bi bio jaz ukoliko bismo poredili ženu i muškarca identičnih karakteristika.

Pored visokih razlika u zaradama između muškaraca i žena, u Srbiji je primetno i postojanje tzv. premije na zarade u javnom sektoru. Prema nalazima jednog istraživanja ispostavlja se da je ona rasla u periodu između 2004. i 2008. godine, prvenstveno u korist onih radnika sa niskim (14% u slučaju muškaraca) i srednjim (13% u slučaju muškaraca i 5% u slučaju žena) nivoom obrazovanja (Laušev, 2012). Zanimljivo je da su najmanju korist od rada u javnom sektoru imale visokoobrazovane osobe, koje su u proseku bolje zarađivale u privatnom sektoru. Nešto noviji nalazi dobijeni takođe na osnovu podataka ARS-a, ali desetak godina kasnije, ukazuju da je premija zarada u javnom sektoru iznosila oko 17% (Vladisavljević, 2017). Za ovako visok jaz u zaradama između javnog i privatnog sektora najzaslužnije su relativno bolje karakteristike radnika u javnom sektoru. Drugim rečima, viši obrazovni nivo, duži radni staž i povoljnija struktura zanimanja karakterišu radnike zaposlene u javnom sektoru. Autor je takođe ustanovio i da se premija zarada u javnom sektoru smanjila u 2015. godini za oko 6%, što je direktna posledica ranije implementiranih mera fiskalne konsolidacije. Sudeći po ovim rezultatima, ni jaz u zaradama između javnog i privatnog sektora u Srbiji nije zanemarljiv i kao takav stvara još jednu dimenziju horizontalne nejednakosti.

Naravno, nisu jaz u zaradama između muškaraca i žena i jaz između zarada u javnom i privatnom sektoru jedina žarišta horizontalne nejednakosti u Srbiji. Nejednakost ovog tipa prisutna je i između mnogih drugih grupa koje se razlikuju na osnovu demografskih karakteristika. Osnovno pitanje je u kojoj meri se horizontalna nejednakost preliva u ukupnu nejednakost? Kako se radi o

dvema zasebnim raspodelama, porast jaza u zaradama između dve grupe ne mora nužno da znači i porast ukupne nejednakosti zarada. Sasvim je moguće da se nakon objedinjavanja distribucija zarada dveju grupa kod koji su razlike u zaradama prisutne, dobije jedinstvena raspodela zarada koja je ujednačenija. Upravo iz tog razloga Milanović preporučuje da borba protiv horizontalne nejednakosti ne treba da zameni borbu protiv ukupne nejednakosti. Naprotiv, Milanović je mišljenja da bi smanjenjem ukupne nejednakosti automatski moglo da smanji horizontalne nejednakosti. Sa druge strane, insistiranje, pre svega, na postizanju horizontalnih jednakosti, nema potencijal da redukuje ukupnu nejednakost. Štaviše insistiranje na politikama koje stavljaju horizontalnu jednakost ispred ukupne, u određenim slučajevima, može čak dovesti i do povećanja ukupne nejednakosti (Milanović, 2016). Upravo iz ovog razloga, prevashodno nam je namera da u radu identifikujemo i mapiramo različite vrste horizontalne nejednakosti koje postoje u Srbiji, bez ikakve namere da sudimo da li i u kojoj meri njihov intenzitet utiče na ukupnu nejednakost zarada.

4.3 Metodologija

Kao što je ranije bilo reči, u ovom radu ćemo imati dve linije istraživanja. Prva se odnosi na analizu koja je statičkog karaktera i koja ima za cilj da sagleda različite aspekte nejednakosti zarada u Srbiji u određenom vremenskom trenutku iz trenutno dostupnih izvora podataka. Druga pak ima primese dinamičke analize, s obzirom na to da će ispitivati kako se položaj na lestvici zarada konkretnog pojedinca menja tokom vremena. Da bi se što bolje rasvetlio fenomen nejednakosti zarada u Srbiji, komplementarna primena navedenih komponenti od esencijalnog je značaja.

4.3.1 Analiza nejednakosti

Ne samo da je komplementarna primena statičkih i dinamičkih pokazatelja bitna za dobijanje šire slike, već je od izuzetne važnosti upotreba različitih statičkih pokazatelja u cilju što preciznijeg određivanja nivoa nejednakosti. Neophodnost multiindikatorske analize proizilazi iz toga što različiti pokazatelji nejednakosti zadovoljavaju različite poželjne osobine koje idealna mera

nejednakosti treba da poseduje. S tim u vezi, opredelili smo se da u našem istraživanju nejednakost zarada analiziramo kroz prizmu 5 naširoko korišćenih indikatora nejednakosti:

1. Gini koeficijent
2. Mere opšte entropije
 - a) Prosečni logaritam odstupanja (*mean log deviation*)
 - b) Tejlov indeks
3. Decilni odnos
 - a) P90/P10
 - b) P90/P50

4.3.1.1 Gini koeficijent

Prvi od njih je možda i najpopularniji u studijama koje se bave nejednakošću dohotka i zarada. Gini koeficijent svoju popularnost duguje relativno jednostavnom procesu izračunavanja i intuitivno jasnoj interpretaciji dobijenih rezultata. Naime, ovaj pokazatelj nejednakosti zapravo predstavlja jedinstveni matematički izraz teorijskog koncepta poznatog kao Lorencova kriva. Preciznije, Gini koeficijent je tačkasta ocena razlike površina između linije apsolutne jednakosti i Lorencove krive, uprosečena površinom ispod linije apsolutne jednakosti. Prethodno se matematički može zapisati kao:

$$G = \frac{1}{2n^2\bar{x}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |x_i - x_j| \quad (4.1)$$

, gde \bar{x} predstavlja prosečnu zaradu, a x_i i x_j opažene zarade konkretnih pojedinaca. Vrednosti ovako definisanog Gini koeficijenta kreću se u rasponu od 0 do 1, pri čemu 0 predstavlja situaciju savršene jednakosti – svi pojedinci u društvu imaju jednake zarade. Suprotno tome, vrednost od 1 podrazumeva društvo u kojem vlada totalna nejednakost, odnosno jedan pojedinac prisvaja čitavu masu zarada, dok svi ostali nemaju primanja. U mnogim radovima i međunarodnim izveštajima, neretko se vrednost Ginija multiplikuje sa 100, pa se tako ona kreće u intervalu od 0 do 100. Ovaj princip biće primenjen i u našem istraživanju.

Gini koeficijent se ne nalazi slučajno na vrhu liste odabranih indikatora. Opređelili smo se da pomenuti koeficijent bude vodeći pokazatelj nejednakosti zarada u Srbiji, jer zadovoljava veliki broj poželjnih uslova, što je odlika kvalitetne mere nejednakosti (Haughton & Khandker, 2009). Prvo, Gini je nezavisan od aritmetičke sredine – na njegove vrednosti ne utiču proporcionalne promene dohotka. Primera radi, ukoliko bi zarade svih pojedinaca porasle za 10%, Gini koeficijent se ne bi promenio. Prethodno je veoma važno, jer ćemo u našem radu ispitivati nejednakost u različitim godinama, što podrazumeva da eventualne razlike u vrednostima neće biti posledica inflacije. Drugo, Gini je takođe invarijantan u odnosu na veličinu populacije – promena broja ispitanika sama po sebi ne utiče na visinu Ginija. Ništa manje nije važna ni ova osobina, s obzirom na to da veličina uzorka, kako u godinama koje ispitujemo, tako i u različitim izvorima podataka koje koristimo, prilično varira. Treće, ova mera nejednakosti zadovoljava Pigu-Daltonov princip transferne osetljivosti. Radi se o hipotezi definisanoj u kardinalnoj ekonomiji blagostanja prema kojoj transfer od bogatih ka siromašnima povećava blagostanje, sve do trenutka dok bogati ne postanu siromašniji od onih kojima su novac transferisali. U kontekstu nejednakosti, transfer od bogatijih ka siromašnima, pod ostalim nepromenjenim uslovima, smanjiće vrednost Ginija. Četvrto, Gini ispunjava uslov simetričnosti. Odnosno, u slučaju savršene inverzije zarada između dva pojedinaca, visina koeficijenta se neće promeniti.

Ipak, i pored brojnih prednosti, Gini koeficijent ima i određene nedostatke. Možda njegov najveći nedostatak jeste nepostojanje jednostavnog načina na koji on može da se dekomponuje. Drugim rečima, Gini nije lako dekomponovati prema populacionim podgrupama, te stoga ni rezultati za različite podgrupe nemaju osobinu aditivnosti. Direktna posledica neispunjenosti navedenog uslova je ta što vrednost Ginija za ukupno stanovništvo neće biti jednak ni zbiru, ni aritmetičkoj sredini vrednosti Ginija muškaraca i žena (ili bilo koje podgrupe stanovništva). Drugo, potpuno različite raspodele zarada mogu proizvoditi iste vrednosti Gini koeficijenta. Tako se identično smanjenje nejednakosti može postići odgovarajućom preraspodelom mase zarada iz najbogatijeg decila u najsiromašniji decil ili, na primer, određenom preraspodelom iz osmog decila u treći decil. U ovom hipotetičkom primeru Gini u oba slučaja registruje identično smanjenje nejednakosti, bez obzira na to što su na osnovu navedenih promena proistekle dve potpuno različite raspodele zarada. Informaciju o heterogenosti raspodela Gini nije u stanju da nam pruži. Treće, zbog načina na koji je dizajniran, Gini koeficijent je osetljiviji na promene u sredini raspodele zarada u odnosu na promene na donjem i gornjem repu. Tako će ova mera više varirati ukoliko dođe do preraspodele

zarada između lica koja se nalaze oko medijalne zarade, nego u slučaju da je do preraspodele došlo između lica koja se nalaze na samim krajevima raspodele zarada.

4.3.1.2 Mere opšte entropije

Upravo zbog navedenih nedostataka koji su inherentni Gini pokazatelju, u radu ćemo komplementarno koristiti i druge indikatore nejednakosti. Dva od njih dolaze iz porodice mera nejednakosti opšte entropije. Termin entropija vuče korene iz termodinamike, gde podrazumeva stepen neuređenosti ili neuravnoteženosti sistema. Što je sistem neuređeniji, to je entropija takvog sistema veća. Prevedeno na jezik ekonomije, veće odstupanje distribucije zarada od savršeno jednake raspodele zarada imaće za posledicu veću vrednost mera entropije. Oba pokazatelja koja ćemo u radu koristiti proizilaze iz indeksa opšte entropije koji se matematički može izraziti na sledeći način:

$$GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha^2 - \alpha} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right)^\alpha - 1 \right] \quad (4.2)$$

, gde je n broj pojedinaca, \bar{x} prosečan dohodak, dok α predstavlja parametar osetljivosti koji može uzeti bilo koju realnu vrednost. Suštinski, on predstavlja ponder koji dodeljujemo razdaljinama između zarada na različitim delovima distribucije zarada. Za razliku od Gini koeficijenta koji je više osetljiv na promene u sredini raspodele, pokazatelji koji potiču iz porodice mera nejednakosti opšte entropije više reaguju na promene na levom i desnom kraku raspodele zarada. Senzitivnost mera opšte entropije direktno zavisi od odabrane vrednosti parametra α . Što je izabrana vrednost niža, mera je osetljivija na promene nastale u donjem delu raspodele zarada. Važi i suprotno, veće vrednosti parametra predodređuju da mera bude senzitivnija na promene u gornjem delu distribucije zarada (Cowell, 2000).

Iako može uzeti bilo koju realnu vrednost, u literaturi se najčešće susreću indeksi u kojima parametar α ima vrednosti 0, 1 ili 2. Učestalost korišćenja navedene tri vrednosti parametra α u izradi indeksa entropije dovela je do toga da svaki od njih dobije poseban naziv. Tako je indeks zasnovan na najnižoj od tri vrednosti α u literaturi poznat kao prosečan logaritam odstupanja (MLD) ili još kao Tejlov L indeks, onaj sa vrednošću 1 poznatiji je kao Tejlov T, ili samo Tejlov indeks, dok se za $\alpha=2$, polovina kvadrata koeficijenta varijacije ustalio kao opšteprihvaćen termin.

Da bismo analizirali promene u nejednakosti zarada tokom vremena, u radu ćemo koristiti prva dva pokazatelja. S obzirom na to da je Tejlov (T) indeks osetljiviji na promene u središnjem delu distribucije zarada (od MLD-a), njegove vrednosti će poslužiti za proveru robusnosti rezultata koje smo dobili na osnovu Gini koeficijenta. Sa druge strane, MLD intenzivnije reaguje na promene u donjem delu raspodele pa će predstavljati svojevrsan komplement postojećim rezultatima. Kako nas prevashodno interesuje evolucija nejednakosti kod onih sa najnižim zaradama i onih koji se nalaze oko sredine raspodele zarada, iz naše analize ćemo izostaviti polovinu kvadrata koeficijenta varijacije, jer je ona najresponzivnija upravo na promene primanja pojedinaca koji najviše zarađuju. Odabirom konkretnih vrednosti α , izraz 4.2 se matematički može zapisati kao:

$$GE(0) = \frac{1}{0^2-1} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right)^0 - 1 \right] \quad (4.3)$$

i

$$GE(1) = \frac{1}{1^2-1} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right)^1 - 1 \right] \quad (4.4)$$

Očigledno je da u oba navedena slučaja, za date vrednosti parametra α , jednačine nisu definisane, odnosno imaju neodređeni oblik. Ipak, primenom Lopitalovog pravila možemo transformisati neodređene oblike u sledeće određene oblike:

$$GE(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right) \quad (4.5)$$

i

$$GE(1) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{\bar{x}} \ln \left(\frac{x_i}{\bar{x}} \right) \quad (4.6)$$

Ovako dobijeni Tejlov L i T indeks, ili prosečan logaritam odstupanja i Tejlov indeks, imaju sve poželjne statističke osobine koje treba da sadrži kvalitetna mera nejednakosti. Možda je za naše istraživanje najdragocenija upravo ona koju Gini koeficijent nije uspeo da zadovolji – mogućnost dekompozicije. Oba Tejlova indeksa su aditivna i mogu se dekomponovati na nejednakost između grupa i nejednakost unutar same grupe. Tako se na primer može ispitati koji deo nejednakosti mladih potiče zbog postojanja nejednakosti mladih u odnosu na starije stanovništvo, a koji deo otpada na nejednakost između mladih pojedinaca. Prethodno je veoma važno sa aspekta

ekonomske politike. U slučaju da se utvrdi postojanje značajne nejednakosti između grupa, postoji prostor da se merama ekonomske politike smanji ukupna nejednakost. Jedan od načina su selektivne mere kojima se stimuliše rast primanja kategorije stanovništva koja (u smislu zarada) zaostaje za drugim grupama. Suprotno, ukoliko se ispostavi osetna nejednakost unutar samih grupa, tada bazičan izvor nejednakosti nisu razlike između grupa. Moguće je da su određeni pojedinci unutar kohorte jednostavno bolje obrazovani, poseduju više znanja, veština i iskustva od svojih kolega i otud se javlja nejednakost. S tim u vezi, reakcija kreatora politika bila bi potpuno drugačija nego u prethodnom slučaju. Umesto da se selektivnim merama pomaže određenoj grupi/grupama, potrebno je usmeriti fokus na ono što dovodi do nejednakosti unutar grupa. U našem hipotetičkom primeru to bi bilo stimulisanje formalnog i neformalnog obrazovanja i donošenje mera kojima se radnicima bez radnog iskustva olakšava pronalaženje posla.

S obzirom na to da je od svih pokazatelja iz klase mera nejednakosti opšte entropije Tejllov indeks prema senzitivnosti najbliži Gini koeficijentu, opredelili smo se da ispitivanje nejednakosti unutar i između grupa zasnujemo upravo na dekompoziciji Tejllovog indeksa. Da bi prethodno bilo moguće, neophodno je izvršiti određene modifikacije u jednačini 4.6 (Shorrocks, 1982). Tako se Tejllov indeks može matematički izraziti na sledeći način:

$$T = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{n\bar{x}} \ln \left(\frac{x_i * n}{\bar{x} * n} \right) = \frac{x_i}{X} \ln \left(\frac{x_i * n}{X} \right) \quad (4.7)$$

odnosno,

$$T = \sum_j \frac{X_j}{X} T_j + \frac{x_i}{X} + \sum_j \frac{X_j}{X} \ln \left(\frac{X_j/X}{n_j/n} \right) \quad (4.8)$$

, gde X predstavlja ukupnu masu zarada, X_j masu zarada j -ote populacije. Analogno tome, simbolima n i n_j predstavljene su ukupna populacija i populacija j -ote grupe, respektivno. Iskazano na ovaj način, prvi sabirak predstavlja deo nejednakosti koja je rezultat nejednakosti unutar grupe, dok se drugi sabirak odnosi na deo nejednakosti koja je rezultat nejednakosti između grupa. Dezagregiranje u opštem slučaju ne mora nužno biti binarno, kao što je to navedeno u hipotetičkom primeru u kom smo poredili nejednakost mladih i starijih. Ono se može sprovesti i na višečlane grupe. Tako ćemo u radu analizirati nejednakost unutar i između grupe za 4 binarne i višekategorijske grupe stanovništva. Dekomponovaćemo nejednakost prema polu

(muško/žensko), uzrastu (16-29/30-39/40-49/50-59/60-64), obrazovanju (nisko/srednje/visoko) i sektoru delatnosti (poljoprivreda/industrija/usluge).

4.3.1.3 Decilni odnosi

Poslednji pokazatelj koji ćemo koristiti za ispitivanje nejednakosti zarada tokom vremena biće mere nejednakosti koje se odnose na određene delove distribucije zarada. U našem slučaju to su konkretno odnosi P90/P10 i P90/P50. Radi se o nadasve rudimentarnim indikatorima koji pokazuju razliku u visini zarada na određenom percentilu raspodele. Preciznije, koliko je puta zarada pojedinca sa *i*-tog percentila veća od zarade osobe koja se nalazi na *j*-otom percentilu. Operativno, zarade svih pojedinaca u uzorku se poređaju prema visini i onda se stave u odnos zarade *i*-tog i *j*-otog percentila. Prvi pokazatelj koji stavlja u odnos zaradu pojedinca koji se nalazi na kraju devetog decila i zaradu pojedinca koji se nalazi na kraju prvog decila raspodele zarada, služi nam kao proksi za praćenje jaza između bogatih i siromašnih tokom vremena. Potonji, čiji je imenilac isti, a u brojiocu se nalazi medijalna zarada, iskoristićemo kao aproksimaciju za praćenje jaza između bogatih i srednje klase. Napominjemo da pod srednjom klasom podrazumevamo ekonomsko, iliti „zapadnjačko“ gledište, koje u srednju klasu svrstava pojedince sa zaradom oko medijalne. Termin srednja klasa u Srbiji imam sasvim drugačije značenje – u nju spadaju osobe sa iznadprosečnim zaradama.

Glavni argument za upotrebu decilnih odnosa sastoji se u ranije pomenutoj nemoći prethodnih mera nejednakosti da reaguju na apsolutno svaku promenu u distribuciji zarada. Naime, vrednosti Gini koeficijenta, MLD i Tejlovog indeksa mogu da ostanu nepromenjene, čak iako je došlo do određenih promena u distribuciji zarada. Iako rudimentarni, indikatori odnosa zarada sa različitih percentila upravo na ovakve promene nisu imuni. Zbog toga će nam komplementarno korišćenje decilnih odnosa pomoći da iz više uglova sagledamo šta se u referentnom periodu zaista dogodilo sa nejednakošću zarada u Srbiji.

4.3.2 Analiza mobilnosti

Nakon ispitivanja statičke nejednakosti za koje smo koristili podatke preseka, prelazimo na dinamičku analizu koja će se zasnivati na longitudinalnim podacima. Mečovanjem pojedinaca iz različitih godina omogućiće nam da sagledamo kako se njihova pozicija u distribuciji zarada menjala tokom vremena. Prvi segment ove analize namenjen je kreiranju jednogodišnjih i višegodišnjih tranzicionih matrica. Da bi to bilo moguće, neophodno je upariti odgovore pojedinaca iz različitih godina. Zatim je, na osnovu njihove zarade po satu, potrebno generisati kumulativnu funkciju raspodele za svaku godinu posebno. Kod izrade tranzicionih matrica ovog tipa, raspodela zarada se najčešće deli na decile (Sologon, D. & O'Donoghue, C. 2009; Bachmann et al, 2012; Coban, 2017) ili na kvintile (Hofer & Weber, 2001; Tansel et al, 2014), na osnovu kojih se prati da li je konkretan pojedinac napredovao ili nazadovao tokom vremena na lestvici zarada. Opredelili smo se da u našem slučaju to budu kvintili, jer su imuniji na marginalne promene unutar raspodele. Operativno, prethodno podrazumeva da svakom licu na osnovu njegove pozicije u distribuciji zarada pripisujemo određeni kvintil, najpre u godini t , a onda i u godini $t+1$. Matrice potom definišemo putem standardne procedure, u vidu tri moguća ishoda – pojedinac je nazadovao, napredovao ili ostao na istoj poziciji (kvintilu). Na ovaj način dobijamo grubu sliku o verovatnoći kretanja duž lestvice zarada tokom vremena. Takođe, bićemo u mogućnosti da sagledamo u kojoj meri produžavanje vremenskog horizonta utiče na pokretljivost duž raspodele zarada. Ipak, ovi rezultati predstavljaju isključivo neprilagođene verovatnoće i mogu da budu indikativni. Tek kompleksnija ekonometrijska analiza, koju ćemo sprovesti nešto kasnije, daće nam jasniju sliku o tome kakvi su izgledi za nazadovanje/napredovanje na lestvici zarada u Srbiji.

Nešto sofisticiraniji, ali opet neprilagođeni, pokazatelji mobilnosti jesu statistički indeksi pokretljivosti. Za razliku od tranzicionih matrica koje, uslovno rečeno, pokazuju verovatnoću promene položaja, indeksi predstavljaju jedan broj, koji se najčešće kreće u intervalu od 0 do 1 i koji nema konkretno tumačenje. Naravno, veće vrednosti ukazuju na veću mobilnost, i obratno. Ipak, njihova upotrebna vrednost se sastoji iz toga što su, za razliku od tranzicionih matrica, mnogo osetljiviji na promene u distribuciji zarada. Prethodno ne treba da čudi, jer za početak, oni ne posmatraju tranziciju po kvintilima čiji je opseg širokih 20%, već se indeksima mobilnosti registruje inkrementalna pokretljivost na znatno užim intervalima. Upravo zbog ove činjenice,

komplementarno tranzicionim matricama, u radu ćemo koristiti i određeni broj indeksa mobilnosti zarada.

Prvi indeks koji ćemo koristiti definisali su Filds i Ok (Fields & Ok, 1996). Reč je o široko korišćenom pokazatelju (Fields & Ok, 1996; Riener, 2006; Tansel et al, 2014) koji se zasniva na apsolutnoj razlici logaritma zarade u dva različita vremenska perioda. Operativno, najpre se upare odgovori pojedinaca o zaradi iz različitih godina, a zatim se zarade iz oba perioda logaritmuju. Ovaj proces se ponavlja zasebno za svaku osobu iz uzorka, nakon čega se apsolutna razlika logaritama svih pojedinaca sumira i uproseči brojem lica iz uzorka. Matematički, indeks Filds i Ok moguće je izraziti na sledeći način:

$$FO = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log[x_{it} - x_{it+s}] \quad (4.9)$$

, gde n predstavlja broj ispitanika u uzorku, a x_i zaradu i -te osobe u godinama t i $t+s$. U našem slučaju s će se kretati u intervalu od 1 do 3, s obzirom na to da nam dostupnost podataka nameće da krajni domet za analizu bude vremenski horizont od tri godine. Intuitivno, više vrednosti indeksa ukazuju na veću pokretljivost duž raspodele zarada. Filds i Ok su u nešto kasnijem radu pokazali da njihov indeks zadovoljava brojne poželjne osobine koje mera mobilnosti treba da ima³⁷. Ipak, ovom pokazatelju inherentan je jedan ozbiljan nedostatak. Naime, s obzirom na to da uzima apsolutnu razliku logaritama, on nikada ne može biti negativan. U ekonomskom smislu to podrazumeva da on nema sposobnost da ukaže na smer promene. Više vrednosti ovog indeksa isključivo podrazumevaju veću pokretljivost unutar distribucije zarada, ali ništa ne govore o smeru te pokretljivosti. Tako na primer ukoliko se zarade velikog broja osoba iz uzorka drastično smanje u narednoj godini, indeks će pokazati da u zemlji postoji izuzetno visoka prohodnost na lestvici zarada.

Upravo zbog ove činjenice, Filds desetak godina kasnije³⁸ formuliše novi indeks koji ima sposobnost da uzme u obzir ne samo intenzitet, već i smer kretanja (Fields, 2010). Od njegovog konstruisanja indeks je postao veoma popularan u istraživanjima ovog tipa, što nas je dodatno motivisalo da ga primenimo i u našem radu (Fields, 2010; Sologon & O'Donoghue, 2010; Vergil, 2012; Tansel et al, 2014). Umesto da se fokusira na zaradu ili funkciju distribucije, Filds pažnju

³⁷ Za više videti (Fields & Ok, 1999).

³⁸ Nešto drugačiji oblik ovog pokazatelja Filds je koristio i ranije u svojim radovima, ali je tek 2009/2010 on i formalno definisan.

usmerava na promene u merama nejednakosti tokom vremena. Preciznije, on posmatra vrednost određene mere nejednakosti zarada u početnom periodu i vrednost te iste mere u slučaju ponderisanog proseka zarada iz početnog i krajnjeg perioda. Matematički, svoj indeks formuliše na sledeći način:

$$F = 1 - \frac{N(\bar{x})}{N(x_0)} \quad (4.10)$$

, gde simbol N predstavlja određenu meru nejednakosti, dok su sa x_0 i \bar{x} obeležene zarade u početnom periodu i vektor prosečnih zarada u početnom i krajnjem periodu. Tehnički, da bi se izračunao navedeni indeks, neophodno je upariti odgovore o zaradi istih ispitanika iz različitih godina. Na tako uparenim podacima se potom izračuna prosečna zarada pojedinca tokom vremena. Konačno, sledi kalkulacija odabrane mere nejednakosti na distribuciji zarada iz početnog perioda i novonastaloj distribuciji zarada koja je rezultat obračuna prosečnih zarada tokom vremena. Tako dobijene vrednosti određenog pokazatelja nejednakosti potom se stavljaju u odnos, na osnovu čega je moguće utvrditi da li mobilnost utiče na povećanje ili smanjenje nejednakosti tokom vremena. Pošto je u brojiocu iskazana mera nejednakosti koja se odnosi na ponderisani prosek, veća nejednakost u tom periodu u odnosu na početni, uticaće da drugi deo jednačine bude veći od 1, a samim tim i Fildsov indeks bude negativan. Suprotno tome, niža nejednakost u „prosečnom“ periodu u odnosu na početni imaće za posledicu da vrednost drugog dela jednačine bude niža od 1, što u krajnjem slučaju rezultira pozitivnim predznakom Fildsovog indeksa. Odlučili smo se da u našem radu ovaj indeks formulišemo za skoro sve mere nejednakosti koje smo do sada razmatrali. Izuzetak ćemo napraviti jedino u slučaju decilnih odnosa, zbog njihove rudimentarnosti. Takođe, pored jednogodišnjih intervala, u prilici smo da posmatramo i kako će Fildsov indeks reagovati na duži vremenski horizont. Teorijski, ukoliko su vrednosti Fildsovog indeksa pozitivne i povećavaju se sa rastom vremenskog horizonta, mobilnost ima ujednačavajući efekat. Suprotno, ukoliko su vrednosti negativne ili su negativno korelisane sa protokom vremena, mobilnost deluje u smeru povećanja nejednakosti.

Da se usled određenih paradoksa oba indeksa moraju koristiti komplementarno, ukazao je i sam Filds (Fields, 2010). Prvi od njih se odnosi na različito reagovanje na rast i pad zarada najbogatijih članova društva. Ovaj paradoks je, sada već arhaično (usled prestizanja od strane Džefa Bezosa), nazvan paradoksom Bila Gejtsa. Pretpostavimo dva različita scenarija u kojima Bilu Gejtsu raste, odnosno opada zarada. Neka u dva hipotetička društva postoje 4 osobe sa sledećim zaradama $t =$

(1,1,1 i 100), gde je poslednja osoba Gejts. Pretpostavimo zatim da u narednoj godini zarada svih članova društva ostane nepromenjena, sem zarade Gejtsa koja se u prvom slučaju poveća za 100%, a u drugom smanji za 50%. U skladu sa tim ona će imati oblik $t_1 = (1,1,1 \text{ i } 200)$, odnosno $t_1 = (1,1,1 \text{ i } 50)$. Ukoliko bismo istraživanje isključivo zasnivali na F&O indeksu, dobili bismo kontraintuitivne rezultate. Naime, iako je sasvim jasno da se nejednakost povećala u prvom, a smanjila u drugom slučaju, vrednosti F&O indeksa bi nas navele na sasvim suprotan zaključak. Dakle, pored toga što ne može da ukaže na smer mobilnosti, intenzitet mobilnosti meren F&O indeksom može biti zbunjujući u ekstremnim slučajevima. Tako bi u prvom scenariju njegova vrednost bila viša nego u drugom, na osnovu čega bismo mogli pogrešno da zaključimo da je bolje živeti u prvom društvu, jer je u njemu mobilnost veća. Za razliku od F&O indeksa, indeks koji je samostalno formulisao Filds ne karakteriše slabost u ovom smislu, tako da će on u prvom scenariju biti negativan, a u drugom pozitivan, jer je dohodak u „prosečnom“ periodu više (manje) nejednak u odnosu na početni period u prvom (drugom) scenariju.

Drugi paradoks tiče se dupliranja zarada. O ovome smo kratko diskutovali kada smo razmatrali poželjne osobine koje mera nejednakosti treba da ima. Fildsov indeks i u ovom scenariju reaguje zadovoljavajuće. Ukoliko bi se zarade svih pojedinaca duplirale, raspodela zarada našeg hipotetičkog društva imala bi oblik $(2,2,2 \text{ i } 200)$. U tom slučaju, nejednakost u „prosečnom“ periodu bila bi identična onoj iz početnog perioda, tako da bi vrednost Fildsovog indeksa bila nulta. Sa druge strane, iako su se sve zarade udvostručile, F&O indeks registruje porast logaritma zarada u krajnjem periodu u odnosu na početni kao izrazitu mobilnost. Bez obzira što F&O indeks u ovom slučaju beleži visoke vrednosti, nejednakost je ostala nepromenjena. Takođe, nijedan pojedinac nije promenio svoj položaj u distribuciji zarada. Pored navedenih, postoje još neke, manje izražene razlike između dva razmatrana indeksa³⁹.

Pored indeksa Fildsa i i Oka, primenićemo još jedan indeks mobilnosti koji se zasniva na sličnom konceptu. Radi se takođe o apsolutnom pokazatelju mobilnosti koji ne uzima u obzir smer kretanja po distribuciji zarada, ali je za nijansu osetljiviji na intertemporalne promene u zaradama od indeksa F&O. U pitanju je indeks koji je početkom trećeg milenijuma formulisao britanski ekonomista Ričard Dikens. Na ideju da formuliše ovaj indeks Dikens je došao tako što je posmatrao dijagram raspršenosti distribucije zarada identičnih pojedinaca u Velikoj Britaniji u dva

³⁹ Za više videti (Fields, 2010).

vremenska perioda (Dickens, 2000). Tako je na x osi predstavio distribuciju zarada iz 1988, a na y osi raspodelu zarada iz 1989. godine. Uočio je da se većina tačaka nalazi na liniji od 45 stepeni, ali i da postoje određena odstupanja koja bi bilo korisno kvantifikovati jednim brojem. Tako je za potrebe svog istraživanja formulisao jednoznačni pokazatelj ovih odstupanja od linije savršeno jednakih zarada. S tim u vezi, za razliku od Fildsa i Oka, Dikensov indeks se ne bazira na logaritmovanim zaradama iz dva perioda. Umesto apsolutnih izraza, on posmatra relativnu poziciju pojedinaca u distribuciji zarada u dva vremenska perioda. Matematički se može zapisati na sledeći način:

$$D = \frac{2 * \sum_{i=1}^n [F(zarada_{it+s}) - F(zarada_{it})]}{n} \quad (4.11)$$

, gde F predstavlja funkciju kumulativne raspodele zarada u početnom periodu t i periodu $t+s$, a n broj lica. Kao i u prethodnom slučaju, s će se kretati u rasponu od 1 do 3, kako bismo utvrdili šta se dešava sa mobilnošću na lestvici zarada sa protokom vremena. Indeks se operativno izrađuje na sledeći način. Nakon uparivanja odgovora istih pojedinaca u različitim godinama, konstruišu se dve kumulativne funkcije distribucije zarada za oba posmatrana perioda, nakon čega se njihova apsolutna razlika udvostruči i podeli sa brojem lica u uzorku. Ovako definisan indeks uzima vrednosti između 0 i 1. Pod pretpostavkom da sve osobe ostanu na istom segmentu raspodele kao u početnom periodu, Dikensov indeks će uzimati vrednost 0. Suprotno tome, ukoliko su pozicije u distribuciji zarada savršeno negativno korelisane tokom vremena i pojedinci u potpunosti zamene mesta, vrednost indeksa će iznositi 1. Dikens je pokazao i da će ovaj indeks uzeti vrednost od $2/3$ ukoliko su zarade u potpunosti nezavisne u dva posmatrana perioda (Dickens, 2000). Takođe, za razliku od F&O indeksa, prednost koju ima pokazatelj konstruisan od strane Dikensa je i ta što ne pati od paradoksa udvostručavanja zarada. Ukoliko se zarade svih pojedinaca dupliraju, Dikensonova mera će uzeti vrednost 0, jer je relativna pozicija svakog pojedinca na lestvici zarada ostala nepromenjena. Zbog navedenih poželjnih svojstava, sledimo primer velikog broja studija koje su upravo ovaj indeks uvrstile u svoj arsenal pokazatelja za ocenjivanje stepena mobilnosti (Dickens, 2000; Sologon & O'Donoghue, 2009; Bishop & Salas, 2012; Tansel et al, 2014).

4.3.3 Ispitivanje faktora koji utiču na mobilnost

Naredna faza analize rezervisana je za identifikaciju karakteristika koje utiču na šanse da individua napreduje ili nazaduje na piramidi zarada. Sledimo proceduru nekih ranijih studija koje su ispitivanje determinanti mobilnosti sprovele primenom ekonometrijskog modela kojim su kontrolisali različite karakteristike koje mogu uticati na radnikovu pokretljivost na lestvici zarada (Tansel et al, 2014; Bachmann et al, 2016; Coban, 2017). Poput tranzicionih matrica, i ovde je najpre neophodno upariti odgovore istih radnika u različitim vremenskim tačkama, a zatim generisati kumulativne funkcije distribucije zarada za oba perioda. Na osnovu datih funkcija, svaki radnik će biti priključen jednom od 5 kvintila u oba posmatrana perioda.

Da bi se ispitalo da li je do promene položaja sa protokom vremena uopšte došlo, dovoljno je da se generiše nova varijabla koja predstavlja prostu razliku između kvintila u kom se radnik nalazio u inicijalnom periodu i kvintila u kom se nalazi u krajnjem periodu. Posledično, ukoliko je novonastala varijabla negativna, podrazumeva se da je radnik napredovao uz lestvicu zarada. Važi i obratno, pozitivne vrednosti varijable sugerišu kretanje niz lestvicu zarada. Moguć je i treći scenario u kom je radnik ostao na istoj poziciji i tada će varijabla imati nultu vrednost. Iako sasvim trivijalno konstruisana, upravo ova promenljiva će nam omogućiti da sprovedemo kompleksniju ekonometrijsku analizu. Ona će zapravo uzeti ulogu zavisne varijable koju ćemo regresirati na skup nezavisnih promenljivih kako bismo utvrdili njihov doprinos pomeranjima unutar distribucije zarada. Kako je zavisna promenljiva diskretnog tipa, analizu bi adekvatno bilo zasnovati na klasi modela diskretnog izbora. Pošto zavisna promenljiva nije binarnog tipa, prikladna je upotreba logit modela višestrukog izbora sledećeg oblika:

$$\text{Prob } [Y_i = j] = \beta_0 + \beta_1 X' + \varepsilon_i \quad (4.12)$$

, gde Y predstavlja zavisnu promenljivu koja može uzeti tri vrednosti – osoba je nazadovala, osoba je ostala u istom kvintilu i osoba je napredovala. Zavisnu varijablu regresiramo na skup objašnjavajućih promenljivih koje su predstavljene vektorom X , dok je sa ε_i obeležena slučajna greška u modelu. U okviru vektora nezavisnih varijabli sadržan je velik broj kontinualnih i diskretnih promenljivih koje se standardno koriste za objašnjavanje ispitivanog fenomena. U prvoj grupi se nalaze neprekidne varijable poput godina starosti, kvadrata godina starosti i dužine radnog staža. Drugu grupu sačinjavaju diskretne promenljive koje su binarnog i multikriterijumskog tipa.

U prvoj podgrupi se nalaze varijable poput pola (muško/žensko), broja radnika u preduzeću u kojem ispitanik radi (manje od 10/10 i više), tipa ugovora na osnovu kojega je radnik angažovan (na neodređeno/na određeno) i pozicije koju zaposleni ima na radnom mestu (rukovodi radnicima/ne rukovodi radnicima). Podgrupu multikriterijumskih diskretnih varijabli čine uzrast, obrazovanje, bračni status, sektori delatnosti i kvintil u kojem se radnik u početnom periodu nalazi. Prema već ustaljenoj proceduri, zaposlene smo podelili u sledeće dobne grupe: 16-29, 30-39, 40-49, 50-59 i 60-64 godina života⁴⁰, na one sa osnovnim, srednjim i visokim obrazovanjem, na one koji su u braku, nisu u braku, razvedeni i one kojima je supružnik preminuo, i na kraju na one koji rade u tri velika sektora – poljoprivredi, industriji i uslugama.

Marginalni efekti iz ovako formulisanog modela jasno će nam ukazati koje su poželjne, a koje nepoželjne karakteristike koje utiču na napredovanje zaposlenih na lestvici zarada. Kao i u većini modela, marginalni efekti konkretnih varijabli i u ovom slučaju će biti računati pod pretpostavkom da ostale varijable uzimaju svoje srednje vrednosti. U slučaju varijable koja odražava kvintil zaposlenog u inicijalnom periodu, to bi podrazumevalo da se dati rezultati tumače u odnosu na stanje u središnjem delu raspodele, odnosno trećem kvintilu. Pošto nas zanima kako analizirane karakteristike utiču na mobilnost radnika i u ostalim kvintilima, sproved ćemo i dva pomoćna modela u kojima marginalni efekti neće biti računati za prosečne vrednosti ostalih varijabli (*at means*), već za slučaj kada promenljiva kvintil uzima vrednosti 2, odnosno 4. Na taj način moći ćemo da sagledamo da li postoje bitne razlike u determinantama mobilnosti na 3 različita dela distribucije zarada – 20%-40%, 40%-60% i 60-80%.

4.3.4 Simulacija uticaja porasta minimalne zarade i zarada u javnom sektoru na visinu nejednakosti

Poslednja etapa analize direktno se nadovezuje na prvi deo disertacije. U njoj koristimo pokazatelj koji je definisala Svetska banka, a odnosi se na kvantifikaciju uticaja porasta zarada pripadnika određene grupe na intenzitet ukupne nejednakosti zarada (Haughton & Khandker, 2009). Drugim rečima, ovaj indikator podrazumeva računanje elastičnosti određene mere nejednakosti (Gini,

⁴⁰ Sa izuzetkom 2013. godine, u kojoj, zbog nešto drugačije metodologije sprovođenja ankete, donja granica prvog intervala iznosi 16 godina.

Theil, MLD i sl.) na promene zarada konkretne grupe radnika ili određenog tipa prihoda (od samozaposlenosti, zaposlenosti za platu, pa čak i neradnog dohotka i sl.). Reč je o plastičnom pokazatelju koji fiksira zarade svih pojedinaca, sem onih koji pripadaju određenoj grupi. Simulira se linearni rast zarada pripadnika konkretne kohorte u iznosu od 1% ili 10% nakon čega se računaju mere nejednakosti u novodobijenoj raspodeli zarada. Poređenjem vrednosti mera nejednakosti pre i posle simulacije, ocenjuje se responzivnost pokazatelja nejednakosti na promene zarada konkretnih pojedinaca.

U našem radu opredelili smo se da vršimo simulaciju kojom želimo da ispitamo efekat povećanja zarada na pokazatelje nejednakosti po dva osnova – po osnovu povećanja minimalne zarade i po osnovu povećanja zarada javnom sektoru. Zbog svoje popularnosti, odabrali smo da mera nejednakosti čiju ćemo responzivnost meriti bude Gini koeficijent. Opredelili smo se da za procenu elasticiteta Ginija koristimo metodologiju koju je razvila Svetska banka. Operativno, svima onima koji primaju minimalnu zaradu, zarade ćemo povećati za 10%. Treba napomenuti da se ovaj model zasniva na relativno nerealističnim pretpostavkama. Prvo, pretpostavka da rast minimalne zarade neće imati efekta na ostale zarade prilično je rigidna. Sasvim je izvesno da će se određeni deo tog povećanja preliti i na ostale radnike koji imaju primanja iznad zakonskog minimuma. Ništa drugačija situacija nije ni u slučaju povećanja zarada u javnom sektoru. Da bi zadržao radnike, privatni sektor, barem u određenoj meri, mora da prati visinu zarada u javnom sektoru – iako je realističnija inverzna situacija (doduše, ne u Srbiji). Zbog toga bi svaka mera koja podrazumeva egzogeni rast plata u javnom sektoru, usled efekta preliivanja, morala da uzme u obzir i određene promene u zaradama u privatnom sektoru. Drugo, pretpostavlja se da povećanje minimalne zarade/zarada u javnom sektoru neće imati efekta na zaposlenost. Radi se takođe o veoma rigidnoj pretpostavci, jer je sasvim moguće da deo radnika izgubi posao usled povećanja minimalne zarade ili da pređe iz privatnog u javni sektor usled rasta zarada u javnom sektoru. Navedene promene u zaposlenosti i radnim dohocima bi nesumnjivo uticale na nivo nejednakosti, ali one ovim modelom nisu obuhvaćene.

Treba napomenuti i još jedan metodološki ustupak koji smo načinili prilikom kalkulacije elasticnosti Ginija u odnosu na promenu minimalne zarade. Pošto kao bazičan input u radu koristimo zaradu po satu, prilikom određivanja ljudi koji primaju minimalnu zaradu, odnosno ljudi kojima treba veštački povećati zaradu, nismo koristili tačkastu vrednost. U prethodnim delovima

rada detaljnije je opisano koje su sve mogućnosti precenjenosti i potcenjenosti u uslovima ovako definisane zarade, tako da smo se opredelili da za minimalnu zaradu koristimo intervalnu granicu od $\pm 5\%$. Tako je za svaku od posmatranih godina, zakonski definisana vrednost minimalne zarade množena sa 0,95 i 1,05, na osnovu čega su osobe čija zarada pripada navedenom intervalu klasifikovane kao lica koja primaju minimalnu zaradu.

4.4 Podaci

Cilj nam je da nejednakost zarada u Srbiji sagledamo sa što više aspekata. Iz tog razloga, u ovom delu disertacije ćemo koristiti i najveći broj različitih izvora podataka. Upotreba više različitih izvora ima dvojaku ulogu: (1) specifična osobenost svakog od njih pomoći će nam da analiziramo segment nejednakosti zarada koji nije moguće ispitati iz drugih izvora i (2) rezultate dobijene iz različitih izvora iskoristićemo u komparativne svrhe. Potonja funkcija je od posebnog značaja, jer se ne radi isključivo o pukoj komparaciji rezultata. Naprotiv, pošto su uzoračka definicija i pokrivenost različiti za svaki od ovih izvora podataka, uporedna analiza dobijenih rezultata omogućiće nam da spoznamo kako uključivanje pojedinih institucionalnih faktora i segmenata tržišta rada utiče na visinu nejednakosti. Tako ćemo, primera radi, imati priliku da uporedimo pokazatelje nejednakosti izračunate za neto i bruto zarade, kao i one izračunate za celokupno, ali i samo za formalno tržište rada. Na taj način moći ćemo da procenimo redistributivnu ulogu oporezivanja rada i uticaj neformalnog tržišta rada na nejednakost zarada u Srbiji.

Dva upitnika koja ćemo koristiti u tu svrhu, poznata su nam od ranije. Radi se o Anketi o radnoj snazi (ARS) i Istraživanju o strukturi zarada (SES). Kako smo oba izvora koristili u prethodne dve glave, nije neophodno detaljnije govoriti o njima. Ipak, istaći ćemo nekoliko karakteristika koje ih kandiduju za valjane inpute za ispitivanje nejednakosti zarada. Najpre je potrebno naglasiti da su oba izvora međunarodno uporediva, te je dobijene rezultate moguće staviti u internacionalni kontekst. Upotrebnu vrednost ARS odražava relativno velik uzorak koji pokriva čitavo tržište rada zajedno sa svim njegovim podsegmentima, od kojih je najvažniji neformalno tržište rada. Takođe, na osnovu njega je moguće analizirati podatke o mesečnoj zaradi i zaradi po satu, što je identično trećem izvoru koji ćemo dominantno koristiti u radu, a o kojem će biti reči nešto kasnije. Sa druge

strane, za razliku od preostalih izvora, podaci o zaradama u SES istraživanju nisu subjektivnog karaktera i stoga je njihova preciznost znatno veća. Dodatno, ovo je jedini izvor koji sadrži podatke i o neto i o bruto zaradama na mesečnom nivou, što omogućava sagledavanje uticaja koji porez na rad i doprinosi imaju na visinu nejednakosti.

Treći, i ujedno bazični, izvor podataka za ovaj deo rada biće Anketa o prihodima i uslovima života (SILC). Ni SILC nije potpuna nepoznanica, pošto smo ga spominjali u prvom delu disertacije kada smo govorili o niskom intenzitetu rada u Srbiji i nešto kasnije u drugom delu kada je bilo reči o mogućnosti izrade dužih tranzicionih matrica za ispitivanje fenomena perzistentnosti niskih zarada. Međutim, tada se nismo detaljnije upuštali u prirodu i metodologiju ovog istraživanja, te je sad prilika da se detaljnije upoznamo sa njegovom strukturom. Istraživanje SILC je nastalo kao rezultat EU-SILC projekta koji je u 2003. godini pokrenut u svega 7 evropskih zemalja - Belgiji, Danskoj, Irskoj, Grčkoj, Luksemburgu, Austriji i Norveškoj. Ubrzo je uočen naučni značaj kao i potencijal koji ovo istraživanje ima, tako da je već 2005. počelo sa njegovim omasovljavanjem, kada se pomenutim zemljama priključio i najveći broj članica EU. Danas je ono našlo primenu i van Evropske zajednice i trenutno se sprovodi u 35 zemalja⁴¹.

Ubrzo nakon uvođenja, SILC je postao osnovno sredstvo na nivou EU za prikupljanje podataka o dohotku, siromaštvu i uslovima života. Prethodno je omogućeno njegovom izuzetno bogatom bazom podataka koja u sebi sadrži informacije od neprocenjivog značaja za praćenje navedenih pojava. Suštinski, radi se o kompozitnoj anketi koja se sastoji od upitnika za domaćinstva i upitnika za lica. Na taj način se pojedine informacije poput stepena rizika od siromaštva, opasnosti od socijalne isključenosti i kvaliteta uslova života prikupljaju na nivou domaćinstva, dok se informacije o statusu na tržištu rada i obrazovanju prikupljaju iz individualnih upitnika. Informacije o dohotku se mogu dobiti na oba nivoa. Tako se na primer na nivou domaćinstva mogu dobiti podaci o dohotku od kapitala, rentama, novčanim transferima između domaćinstava i nekim oblicima socijalne pomoći (materijalno obezbeđenje porodice, dečiji dodatak i sl.), dok se iz individualnih upitnika prikupljaju podaci o zaradama, primanjima samozaposlenih, penzijama i ostalim oblicima socijalne pomoći (naknada za nezaposlenost, naknada za odsustvo sa rada usled bolesti, invalidnina, stipendije i sl.). Sa našeg stanovišta posebno su korisni individualni podaci jer je na osnovu njih unutar dohotka od rada moguće razdvojiti zaradu zaposlenih radnika i zaradu

⁴¹ <https://ec.europa.eu/eurostat/documents/203647/203704/EU-SILC+implementation+by+country.pdf>

samozaposlenih lica. Uzevši u obzir njegovu multidimenzionalnost, može se reći da SILC predstavlja plodonosnu bazu za izračunavanje mnogih evropski uporedivih pokazatelja poput: osnovnih mera nejednakosti (Gini koeficijent, odnos 80/20 i sl.), materijalnu uskraćenost domaćinstva, intenzitet rada, prag rizika od siromaštva, stopu rizika od siromaštva i socijalne isključenosti i sl⁴².

Od zemalja Zapadnog Balkana, jedino Albanija i Bosna i Hercegovina još uvek nisu počele sa primenom Ankete o prihodima i uslovima života. Severna Makedonija je prva zemlja iz regiona koja je počela sa sprovođenjem SILC-a, još 2010. godine. Istini za volju, ono je prve dve godine realizovano u obliku test projekta, da bi se tek od 2012. počelo sa njenom punom implementacijom. Što se tiče Srbije, ona je sa sprovođenjem počela samo godinu dana nakon pune implementacije SILC-a u Severnoj Makedoniji. Tačnije, SILC je u Srbiji prvi put implementiran 2013. godine, ali pošto se pitanja odnose na prethodnu godinu, prvi dostupni rezultati se odnose na 2012. Vredi napomenuti da od susednih zemalja i Crna Gora sprovodi SILC, još od 2013. godine. Međutim, rezultati nisu bili javno dostupni sve do kraja 2018. godine, kada su objavljeni za čitav period.

Za realizaciju SILC-a u Srbiji zadužen je Republički zavod za statistiku koji ovu anketu sprovodi jednom godišnje u skladu sa smernicama EU-SILC-a. Uzorački okvir predstavljaju podaci popisa iz 2011. godine na koje je primenjen dvoetafni stratifikovani panel uzorak. Za tu svrhu, popisni krugovi su poslužili kao primarne jedinice izbora, dok su domaćinstva predstavljala sekundarne jedinice izbora. U periodu između 2013. i 2016. godine, što je vremensko razdoblje koje pokriva naše istraživanje, veličina uzorka kretala se između 5.500 i 6.500 domaćinstava, odnosno od 15.000 do 17.500 lica. Iako su navedene cifre relativno male u poređenju sa uzorkom Ankete o radnoj snazi, prednost SILC-a krije se u njegovom uzoračkom dizajnu. Naime, pored podataka preseka ovo istraživanje omogućava praćenje pojedinaca u različitim vremenskim periodima. Metodologija istraživanja je takva da se svake godine 25% originalnog uzorka zameni novim ispitanicima, što podrazumeva da određeni broj lica ostaje u uzorku i tri godine nakon što su postali njegov deo. Primenom rotacionog panela navedenog tipa obezbeđuje dobijanje podataka o promenama na individualnom nivou u periodu od 4 godine, što SILC čini vremenski najdužom mikro bazom podataka na nivou Srbije. Prethodno i jeste faktor koji je presudio da za ovaj aspekt analize dinamike zarada iskoristimo upravo SILC istraživanje. Na kraju je važno napomenuti i to

⁴² https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/en/ilc_esms.htm

da je referentni period za podatke koji se tiču prihoda - a koje ćemo mi dominantno koristiti - 12 meseci u prethodnoj kalendarskoj godini. S tim u vezi, iako je samo istraživanje sprovedeno godinu dana kasnije, vremenske odrednice u tabelama i na grafikonima odnosiće se na period za koji su podaci prikupljeni.

Prvi segment analize koji je posvećen ispitivanju stepena nejednakosti zarada u Srbiji koristi tri različita izvora podataka – SES, ARS i SILC. U slučaju prvog izvora, preuzet je celokupan uzorak bez ikakvih restrikcija. Naravno, on je prema metodologiji istraživanja ograničen isključivo na formalno tržište rada i na preduzeća sa 10 i više radnika. Takođe, izuzeti su određeni sektori poput Poljoprivrede, šumarstva i ribarstva i Državne uprave i obaveznog socijalnog osiguranja. Koncipirano na ovaj način, uzorak SES-a sadrži 51.174 zaposlenih, što sa ponderima pokriva oko 1,3 miliona zaposlenih u nešto više od 18.000 privrednih društava. Opredelili smo se da kalkulaciju različitih pokazatelja nejednakosti iz SES-a zasnujemo na podacima o godišnjoj zaradi svedenim na mesečni nivo. Podsećamo, za razliku od mesečne zarade, koja je zapravo stvarna zarada za mesec oktobar 2014, koncept godišnje zarade u SES-u pored naknade za rad i uobičajenih bonusa podrazumeva i naknadu za neizvršene časove rada, poput naknade za bolovanje do 30 dana i zarade za vreme godišnjeg odmora. Kako su podaci SILC-a, koje je bazično istraživanje u ovom delu disertacije, iskazani na sličan način (godišnja zarada podeljena sa brojem meseci rada), smatramo da je SES-ov godišnji koncept mnogo prikladniji za međusobna poređenja.

Treba još jednom napomenuti da su za razliku od podataka SILC-a i ARS-a, SES zarade ekspandirane na pun iznos. Ipak, kao što smo u prethodnim delovima disertacije pokazali, ekspandirana zarada je gotovo savršeno uporediva sa zaradom po satu do koje smo došli u dva pomenuta upitnika. Poslednje, ali ne i najmanje važno, jeste mogućnost SES-a da pruži informaciju o visini zarada pojedinaca pre i nakon oporezivanja. Ovu karakteristiku ćemo sa zadovoljstvom dvojako iskoristiti. Prvo, kao grubu ocenu redistributivnih efekata oporezivanja rada. Drugo, kao komparator za neto i bruto mere nejednakosti iz SILC-a. Doduše, za 2014. godinu nije moguće izračunati neto pokazatelje nejednakosti na osnovu SILC-a, pošto se u našoj zemlji tek počevši od 2015. jasno razgraničavaju primanja pre i posle oporezivanja u ovom upitniku.

Drugi komparativni izvor deskriptivnih pokazatelja nejednakosti biće Anketa o radnoj snazi. O njoj smo dosta govorili o prethodnom delu, a ovde je svrsishodno samo napomenuti da uzorak čine 17.332 ispitanika koji su u referentnom periodu dali odgovor o zaradi. Navedeni broj lica odgovara

populaciji od skoro 1,4 miliona zaposlenih za platu. Filtriranje uzorka činimo na sličan način kao u prvom delu disertacije. Jedini izuzetak je što umesto odraslog stanovništva, u uzorku, zbog veće kompatibilnosti sa SILC-om, zadržavamo osobe starosti između 15 i 64. godine. I to samo one koje su zaposlene za platu, a pritom su dale podatak o sopstvenim primanjima – bilo precizno, bilo intervalnog tipa. Standardna procedura je primenjena da bi se intervalne zarade prevele u tačkaste vrednosti, koje su potom podeljene satima rada koje su ispitanici prijavili. Ovako dobijene zarade potom su iskorišćene kao inputi za izračunavanje različitih pokazatelja na mesečnom nivou i za obračun primanja po času rada.

Odlučili smo se da nađemo zajednički imenitelj svim korišćenim izvorima podataka, pa će tako nejednakost zarada biti analizirana u 2014. godini, tj. godini za koju raspoložemo podacima iz sva tri izvora. Osim kalkulacije standardnih mera nejednakosti za čitavu populaciju, proizvešćemo iste pokazatelje i za ekstremne kvintile. Tako ćemo pored ispitivanja nejednakosti duž celovite raspodele zarada, biti u mogućnosti da detaljnije i iz različitih izvora sagledamo kakva je priroda nejednakosti na levom i desnom repu distribucije. Dodatno, primena višestrukih izvora podataka, koji imaju različite uzoračke definicije i koncepte zarade, u jedinstvenoj vremenskoj tački, omogućiće nam da napravimo grubu procenu koliko određeni faktori utiču na nejednakost zarada u Srbiji.

Konačno, dolazimo i do bazičnog izvora podataka za ovaj segment istraživanja – SILC. Njega ćemo u ovom delu obilato koristiti, ne samo kao komparator ARS-u i SES-u za deskriptivne pokazatelje nejednakosti, već i kao glavni input za konstruisanje ranije definisanih indeksa pokretljivosti, tranzicionih matrica, pa i ekonometrijsku analizu. Restrikciju SILC-ovog uzorka započinjemo eliminisanjem svih neaktivnih i nezaposlenih radnika, kao i svih onih koji su stariji od 65 godina. Na taj način nam u bazi ostaju zaposlene osobe starosti 16-64 godine, sa jednim izuzetkom. Naime, jedino su u 2013. godini prema tadašnjem uzoračkom planu anketirana lica starosti 15 i više godine, tako da za ovu godinu imamo i neznatan broj lica čija je starost za godinu dana manja od uobičajene donje granice. Ostajemo konzistentni principu iz prve dve glave istraživanja i ispitujemo isključivo zaposlene za platu, dok samozaposlene i pomažuće članove domaćinstva izopštavamo iz uzorka. Prve isključujemo zbog činjenice da oporezivanje preduzetnika i mnogi drugi istraživanjem neobuhvaćeni faktori umnogome utiču na visinu prijavljene zarade ovih lica, što za posledicu može imati nepouzdan rezultate. Druge pak

izuzimamo iz tehničkog razloga, jer kao što smo ranije pominjali, ova lica formalno ne ostvaruju primanja.

Podatak o zaradi koji smo koristili kao osnovni input u svim daljim proračunima dobili smo na sledeći način. Iskorišćena je varijabla koja u SILC upitniku simboliše godišnju neto zaradu ispitanika u prethodnoj godini. Da bismo dobili mesečnu neto zaradu, najpre smo morali da saberemo broj meseci koje je ispitanik u toku prethodne godine proveo na poslovima sa punim radnim vremenom i radnim vremenom koje je kraće od punog. Stavljanje u odnos navedenih podataka rezultiralo je iznosom prosečne mesečne neto zarade. Za potrebe jednog dela analize ovde se zaustavljamo i na osnovu mesečne neto zarade računamo različite pokazatelje nejednakosti. Ovako dobijeni rezultati će nam pre svega poslužiti za proveru robusnosti pokazatelja koji se zasnivaju na zaradi po satu, što je nivo na kojem je bazirana detaljnija analiza. Da bismo dobili podatke o neto zaradi po satu, neophodno je bilo podeliti ranije obračunatu mesečnu neto zaradu sa uobičajenim nedeljnim satima rada i pomnožiti sa 4,3, što je prosečan broj radnih nedelja u mesecu.

Navedena procedura ponovljena je za svaku od godina. Važno je napomenuti da je pravi „autlajer“ i u ovom slučaju jedino 2013. godina. Naime, u prvoj godini sprovođenja SILC istraživanja u našoj zemlji, upitnik je bio bitno drugačiji nego u narednim godinama, kada je došlo do njegove standardizacije. Ne samo da su u ovoj godini anketirana lica koja su godinu dana mlađa od uobičajenih ispitanika, već je i zarada iskazana na mesečnom umesto na godišnjem nivou. Potonje bi u opštem slučaju značilo samo preskakanje nekoliko koraka iz ranije opisane procedure. Međutim, podaci o mesečnim neto zaradama dati su slično kao i u ARS-u – precizno i intervalno. Pošto intervali nisu identični onima iz ARS, a da ne bismo gubili mnogo opservacija, rekodiranje intervalnih vrednosti uradili smo na sledeći način. Uzete su srednje vrednosti svih zatvorenih intervala, dok je kao proksi za zaradu prvog (0-20.000) i poslednjeg (200.000 i više) intervala određena vrednost 18.000, odnosno 250.000 dinara. Potom je na tako objedinjene intervalne i precizne zarade primenjena standardna procedura da bi se dobile neto zarade po času u 2013. godini.

Nakon sprovedenih restrikcija u uzorku ostaje između 3.700 i 4.500 lica sa odgovarajućim karakteristikama, u zavisnosti od godine istraživanja. Uzorak ovih dimenzija poslužiće nam kao osnov za proračun deskriptivnih pokazatelja i statičkih indikatora nejednakosti, na osnovu kojih

ćemo pratiti evoluciju nejednakosti zarada u Srbiji. Što se tiće dinamićke analize, razume se da uzorak mora biti nešto svedeniji. Naime, da bi se pratila pokretljivost konkretnih pojedinaca duž distribucije zarada, neophodno je uparivanje njihovih odgovora iz razlićitih godina. S tim u vezi, tranzicione matrice, indeksi mobilnosti i konaćno višestruka logistićka regresija će se bazirati na uzorku koji se kreće između 2.100 i 2.300 lica kada su u pitanju jednogodišnje tranzicije, 1.300 i 1.400 lica kada se radi o dvogodišnjim tranzicijama i oko 600 lica u slućaju trogodišnjih vremenskih intervala.

Svi proraćuni koje ćemo vršiti u okviru dinamićke analize, uzimaće u obzir sve tri vrste tranzicija – jednogodišnje, dvogodišnje i trogodišnje. Ipak, postoji i jedan izuzetak, a tiće se ekonometrijskog modela. Ćinjenica da podaci kojima raspolaćemo pokrivaju period od 2013. do 2016. godine, daje nam mogućnost da logit model sprovodimo u razlićitim vremenskim taćkama. Ipak, mi smo se opredelili da analizu zasnujemo na jednogodišnjim tranzicijama, u cilju što većeg broja ispitanika i povećanja preciznosti ocena. Ukoliko bismo se opredelili za dvogodišnje tranzicije, tada bi u uzorku ostali samo pojedinci koji su dali odgovore o zaradi u 2013. i 2015. godini i osobe koje su dale ovaj podatak u 2014. i 2016. godini. Restrićcija bi bila još oštrija ukoliko bismo se odlućili za trogodišnje tranzicije. Tada bismo u uzorku imali samo pojedince koji su se izjasnili o visini zarade u 2013. i 2016. godini. Takode, ocene dobijene iz tri paralelna modela previše bi opteretile disertaciju, posebno ako imamo u vidu da će se jednogodišnji marginalni efekti raćunati ne samo na *at means* nivou, već i za drugi i ćetvrti kvintil. Upravo iz ovog razloga, logit model sa višegodišnjim tranzicijama ostavljamo za neka kasnija istraćivanja.

4.5 Rezultati

4.5.1 Nejednakost zarada

Od kako je istraživanje SILC prvi put počelo da se sprovodi u našoj zemlji, ono je postalo najpouzdaniji izvor za praćenje trenda nejednakosti dohotka, te se samim tim nameće i kao vredan izvor za ispitivanje nejednakosti zarada. Upravo zbog toga će se naše istraživanje dominantno zasnivati na podacima iz ovog upitnika. Na samom početku, nije zgoreg da se pozabavimo nivoom, ali i poređenjem trenda nejednakosti dohotka i nejednakosti zarada. S tim u vezi u Tabeli 4.1 prikazane su vrednosti Gini koeficijenta, kao vodećeg indikatora nejednakosti, izračunatog na bazi SILC podataka za protekli period. Naravno, treba pomenuti da navedena dva pokazatelja nisu direktno uporediva po nekoliko osnova. Prvo, jedinica posmatranja za Gini dohotka je domaćinstvo, dok je za Gini zarada to pojedinac. Drugo, prilikom izračunavanja nejednakosti dohotka u obzir se uzimaju ekvivalentni odrasli, a u slučaju nejednakosti zarada posmatraju se pojedinci, tako da se poredi ekvivalentni dohodak sa zaradom pojedinca itd. Iz tog razloga, poređenje ovih pokazatelja treba isključivo da nam posluži u dve svrhe: (1) da uvidimo stepen slaganja njihovog trenda i (2) da uporedimo odnos Gini zarada i Gini dohotka u Srbiji i drugim zemljama za koje su rađena istraživanja na sličnim podacima.

Tabela 4.1 - Poređenje Gini koeficijenta za dohodak i Gini koeficijenta za zarade u Srbiji, 2013-2016.

	2013	2014	2015	2016
GINI _D	38	38.3	40	39.8
GINI _Z	27.7	28.8	28.9	28.6

Izvor: Evrostat za dohodni i obračun autora na bazi podataka SILC-a za Gini zarada, RZS.

Prvi red tabele predstavlja vrednosti Gini koeficijenta obračunatog na osnovu ekvivalentnog raspoloživog dohotka na godišnjem nivou, dok je kalkulacija ovog pokazatelja u drugom redu tabele zasnovana na podacima o mesečnoj neto zaradi zaposlenih. Dakle, u oba slučaja se radi o neto vrednostima, jedino što su u prvom slučaju (sem razlika koje smo ranije naveli) pored zarada zaposlenih, uključen i dohodak samozaposlenih, dohodak od kapitala, rente, penzije, socijalni

transferi itd. Prvo što zapažamo jeste da Gini zarada beleži za oko 10-11 poena niže vrednosti. Ovo u osnovi ne treba da čudi, jer se uzorak za Gini zarada bazira isključivo na ljudima koji rade i koji su tokom godine ostvarili određena primanja, što nije slučaj sa drugim pokazateljem koji u sebi sadrži i veliki broj nezaposlenih i neaktivnih lica (sa i bez primanja). Ipak, iako je uzorački okvir znatno drugačiji, primetno je perfektno slaganje u kretanju oba pokazatelja prema kojem je i nejednakost dohotka i nejednakost zarada u Srbiji rasla do 2015. godine, nakon čega je u 2016. ostala na približno istom nivou.

Pošto se sva dalja analiza u radu zasniva na podacima o zaradi po satu, smisleno je da detaljniji prikaz svih mera nejednakosti za čitav vremenski period prikažemo i mesečno i po satu. Upravo ovo je učinjeno u Tabeli 4.2 na čijem se levom panelu nalaze podaci zasnovani na neto zaradama po satu, dok su na desnom panelu predstavljeni proračuni bazirani na mesečnoj neto zaradi. Najpre treba istaći da skoro sve mere nejednakosti računane na bazi časovnih zarada beleže nešto više vrednosti od odgovarajućih mera koje se zasnivaju na mesečnim podacima o zaradama. Ovo je donekle u suprotnosti sa nalazima studije koja je vršila slične kalkulacije na podacima SILC-a (Dreger et al, 2015). Autori su tom prilikom ustanovili da ovi pokazatelji beleže približne vrednosti, što odgovara našem slučaju, ali i da su ipak u većini evropskih zemalja vrednosti mera zasnovanih na mesečnim podacima nešto više od onih zasnovanim na zaradi po satu. Pored toga što je nejednakost merena zaradom po satu u Srbiji neznatno viša od one računane na osnovu mesečnih podataka, primetno je i određeno razmimoilaženje pojedinih mera nejednakosti tokom godina. Naime, dok mesečni Gini ukazuje na marginalni porast nejednakosti u 2015. odnosu na prošlu godinu, Gini po satu sugeriše da je došlo do blagog pada. Podudarnost je prisutna kada se radi o ostalim pokazateljima nejednakosti. Zanimljivo je i to da, prema oba metoda obračuna zarade, oba decilna odnosa sugerišu da je ipak došlo do neznatnog smanjenja nejednakosti. Stoga, poznavajući slabosti Gini koeficijenta i mera opšte entropije, možemo da zaključimo da u 2015. godini nije došlo do porasta nejednakosti. Ona je u najmanju ruku ostala na približno istom nivou kao i u 2014. godini, ako eventualno nije i inkrementalno opala.

Za razliku od nejednakosti dohotka, nejednakost zarada u Srbiji merena na osnovu neto zarade po satu, nije izrazito visoka. Argument za ovakav stav pronalazimo na osnovu poređenja rezultata do kojih smo došli i onih iz studija Bachmann et al. (2012) i Dreger, et al (2015). Obe su zasnovane na SILC-u, samo što se prva odnosi na 2011. godinu, a druga na prosek perioda 2004-2010. Srpskih

28,84 - 29,79 Gini poena se u prvom slučaju nalazi blizu vrednostima koje su u 2011. zabeležile Italija (28,6), Mađarska (29,8) i Francuska (29,9) i sa tim nivoom Srbija bi bila pozicionirana u središnjem delu tabele nejednakosti zarada u zemaljama EU. Druga studija sadrži kalkulacije MLD i Theil indeksa za zemlje EU. Na osnovu rezultata pomenute studije, Srbija bi sa 13,49 - 15,48, odnosno 14,48 - 16,33 i po ovom osnovu bila svrstana u zemlje sa umerenom nejednakošću. Detaljniji prikaz uporednih pokazatelja dat je u Dodatku.

Tabela 4.2 – Mere nejednakosti zarada u Srbiji, 2013-2016.

(a) Neto zarada po satu					(b) Mesečna neto zarada				
	2013	2014	2015	2016		2013	2014	2015	2016
Gini	28.84	29.79	29.6	29.46	Gini	27.66	28.8	28.92	28.6
MLD (GE0)	13.49	15.48	15.48	14.62	MLD (GE0)	12.45	14.64	14.9	13.84
Theil (GE1)	14.48	15.94	16.48	16.33	Theil (GE1)	13.58	15.57	16.47	15.78
p90/p10	3.46	3.6	3.41	3.3	p90/p10	3	3.107	3	3.09
p90/p50	2	2	1.99	1.991	p90/p50	2	1.942	1.87	1.95
Mean	209	209.9	211.3	216.1	Mean	37625	38259	38821	40090

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

Naredni korak analize odnosi se na sagledavanje nivoa nejednakosti iz različitih izvora. Time će se steći šira slika o intenzitetu nejednakosti zarada u Srbiji, kao i dobiti uvid u to kako na nejednakost utiču definisanost tržišta i poreska politika. Kao što je ranije bilo reči, pored SILC-a, komplementarni izvori će biti ARS i SES. Pošto je SES četvorogodišnje istraživanje koje je kod nas sprovedeno 2014. godine, zajednički sadržalac za sva tri istraživanja biće upravo ova godina. U Tabeli 4.3, pored vrednosti mera za 2014. godinu, prikazani su i rezultati SILC-a za 2015. godinu, jer je to prva godina na osnovu koje je iz ovog upitnika moguće dobiti podatak i o neto i o bruto zaradi.

Tabela 4.3 - Mere nejednakosti zarada u Srbiji iz različitih izvora

		Gini	MLD	Theil	90/10	90/50
SILC	Neto_sat ₂₀₁₄	29.79	15.48	15.94	3.6	2
	Neto_mesec ₂₀₁₄	28.8	14.64	15.57	3.107	1.942
	Neto_sat ₂₀₁₅	29.6	15.48	16.48	3.4	1.99
	Bruto_sat ₂₀₁₅	29.97	16.09	16.69	3.45	1.96
SES	Neto_mesec ₂₀₁₄	29.16	13.7	15.79	3.53	1.97
	Bruto_mesec ₂₀₁₄	29.84	14.29	16.19	3.66	2.01
ARS	Neto_sat ₂₀₁₄	28.24	13.74	15	3.03	1.78
	Neto_mesec ₂₀₁₄	26.01	11.92	12.11	2.62	1.75

Izvor: Obrada autora na osnovu, SILC, SES i ARS, RZS.

Prvo što uočavamo iz Tabele 4.3 je to da nema prevelikih odstupanja u vrednostima pokazatelja nejednakosti, bez obzira na izvor podataka. Iako se radi o različitim konceptima, razlika u odgovarajućim pokazateljima ne prelazi 3 poena, što nas dodatno uverava da se nejednakost zarada u Srbiji nalazi u procenjenom opsegu. Nadalje, ukoliko uporedimo pokazatelje zasnovane na zaradi po satu i mesečnim iznosima zarade, odnos njihovih vrednosti prema ARS-u u skladu je sa odnosom dobijenim na osnovu podataka SILC-a. Veća nejednakost prilikom uključivanja sati rada u obračun ukazuje da su oni jedan od faktora koji u Srbiji povećava nejednakost, što je u suprotnosti sa nalazima Dreger et al, (2015), gde su sati rada uravnotežujući faktor. Činjenica da se nejednakost povećava nakon relativizovanja mesečnih zarada može da bude posledica toga što u Srbiji (1) oni sa relativno niskim zaradama rade natprosečan broj sati i/ili (2) oni sa relativno visokim zaradama ostvaruju časove rada koji su manji od proseka. Drugim rečima, iako imaju niže zarade ovi radnici imaju viši intenzitet rada od onih sa visokim zaradama.

Drugi nalaz koji se može pročitati iz tabele odnosi se na rang nejednakosti prema Gini koeficijentu baziranom na mesečnoj neto zaradi iz različitih izvora. Najveća vrednost nejednakosti registrovana je iz SES-a, dok je SILC, a pogotovo ARS skor, dosta niži. Pomalo iznenađuje da je nejednakost računata iz SES-a najviša, s obzirom na to da navedeno istraživanje pokriva onaj segment tržišta rada koji smo u prethodnom delu disertacije okarakterisali kao primaran, kvalitetniji. Naime, SES ne obuhvata neformalne radnike, zaposlene u preduzećima sa manje od 10 radnika i one koji rade u poljoprivredi. Ukratko, za svaku od ovih kategorija (a pre svega neformalne radnike) je očekivano da imaju primanja koja su bliža levom delu raspodele zarada. Takođe, SES distribucija je pod direktnim uticajem jedne od institucija tržišta rada – minimalne zarade. Pošto njegov uzorak

čine samo preduzeća koja zapošljavaju formalne radnike, radnici u njima ne mogu biti plaćeni ispod zakonskog minimuma. Drugim rečima, levi rep SES raspodele je veštački odsečen na nivou minimalne zarade, što nije slučaj u druga dva analizirana istraživanja. Potencijalni razlog zbog kojeg je nejednakost zarada računata na osnovu SES-a viša od one računata na osnovu SILC-a i ARS-a odnosi se na razliku u načinu na koji se dobija odgovor o zaradi. Naime, u SES-u zaradu popunjava računovodstvena služba na osnovu stvarno isplaćenih zarada, dok su podaci o zaradama u ARS-u i SILC-u zasnovani na subjektivnim odgovorima ispitanika. U potonjem slučaju, postoji rizik da radnici delimično potcene svoja primanja. Takođe verovatnije je da će radnici koji mnogo zarađuju imati podsticaj da „sakriju“ veći apsolutni deo zarade od onih koji imaju primanja oko minimalnih, što posledično veštački smanjuje nivo nejednakosti. Radi se naravno o hipotetičkom primeru, trebalo bi sprovesti detaljniju analizu kako bi se utvrdili precizni uzroci postojanja razlika u nivou nejednakosti iz navedenih izvora.

Poslednja zanimljivost iz Tabele 4.3 tiče se pokazatelja nejednakosti pre i nakon oporezivanja. Sasvim očekivano, sve mere iz oba analizirana izvora saglasne su da politika oporezivanja rada ima redistributivni karakter, budući da su njihove neto vrednosti niže od bruto iznosa. Međutim, ovo smanjenje je marginalno – svega 0.4 Gini poena kada je reč o SILC-u i 0.3 Gini poena kada je izvor SES. Ovakve razlike ukazuju da je redistributivnost oporezivanja rada isključivo nominalna kao i da su efekti sadašnjih poreza i doprinosa na smanjenje nejednakosti praktično zanemarljivi. Izostanak osetnijeg smanjenja nejednakosti nakon oporezivanja posledica je karaktera poreza na rad koji su bazično proporcionalni i koje odlikuje isključivo indirektna (i to blaga) progresivnost. Na taj način odnos neto i bruto zarade radnika sa levog i desnog kraja distribucije zarada, skoro je identičan. O ovome govore i rezultati prema kojima poreski klin u Srbiji tek neznatno raste sa porastom zarada (Arandarenko & Aleksić, 2019a).

Kada je u pitanju međunarodni kontekst, rezultate SES-a možemo uporediti sa rezultatima istraživanja koje se odnosilo na evropske zemlje i bazirano je na istom izvoru ali na talasu iz 2002. godine (Simon, 2010). Bruto vrednost Ginija koju smo izračunali u slučaju Srbije (29,84) nalazi se između vrednosti Ginija za Holandiju (26,2) i Slovačku (30,8), a daleko od ekstremnih vrednosti – Norveška (21,7) i Letonija (45,6). Slično tome, Srbija bi se prema vrednosti odnosa 90/10 (3,66) nalazila malo iznad prosečnih evropskih vrednosti iz 2002. godine i bila bi na sličnom nivou kao Mađarska (3,4) i Irska (3,96), ali daleko od nivoa koji imaju Finska (1,96) i Estonija (4,94).

Pored opšteg praćenja nivoa nejednakosti računatog na osnovu čitave distribucije zarada, smisleno je analizirati i šta se tokom vremena dešavalo na samim krajevima distribucije zarada u Srbiji. S tim u vezi, izračunaćemo tri bazična indikatora nejednakosti za prvi i poslednji kvintil. Takođe, iskoristićemo dostupnost različitih izvora podataka da i sa ovog aspekta proverimo postoje li bitne razlike u visini mera nejednakosti. Ostajemo konzistentni i poredimo visinu nejednakosti u 2014. godini, koja predstavlja godinu preseka za sve tri baze podataka. U Tabeli 4.4 prikazane su vrednosti pokazatelja nejednakosti koje se odnose na prvih (gornji panel) i poslednjih (donji panel) 20% distribucije zarada u Srbiji.

Tabela 4.4 - Mere nejednakosti za različite delove distribucije zarada u Srbiji

(a) Prvi kvintil

	SILC				ARS	SES
	2013	2014	2015	2016	2014	2014
Gini	9.99	14.62	15.42	11.49	11.79	7.4
MLD (GE0)	2.3	7.48	7.93	4.32	5.57	0.97
Theil (GE1)	1.95	4.95	5.42	3.01	3.52	0.92

(b) Poslednji kvintil

	SILC				ARS	SES
	2013	2014	2015	2016	2014	2014
Gini	17.22	18.2	19.67	20.01	17.35	18.75
MLD (GE0)	5.14	5.96	7.15	7.23	5.93	6.48
Theil (GE1)	6.01	7.37	9.2	9.36	8.46	8.51

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC; ARS i SES, RZS.

Ukoliko obratimo pažnju na intenzitet nejednakosti iz različitih izvora, očigledno je da postoji različit obrazac u zavisnosti od toga koji kvintil posmatramo. Tako je među onima sa najnižim zaradama visina nejednakosti znatno niža na osnovu SES-a, nego na osnovu ARS i SILC upitnika. Sasvim suprotno, nejednakost najbogatijih radnika najviša je baš kada je izvor podataka SES, dok se prema ARS-u i SILC-u dobijaju nešto niže vrednosti. Ovakav trend u potpunosti je u saglasnosti sa prethodno iznetim pretpostavkama o uticaju samoprijavlivanja (i potcenjivanja) zarade na nejednakost. Ovome bismo mogli da dodamo i činjenicu da u ARS-u i SILC-u postoje osobe koje rade za primanja ispod minimalne zarade, dok takva situacija nije moguća u SES-u (veštački

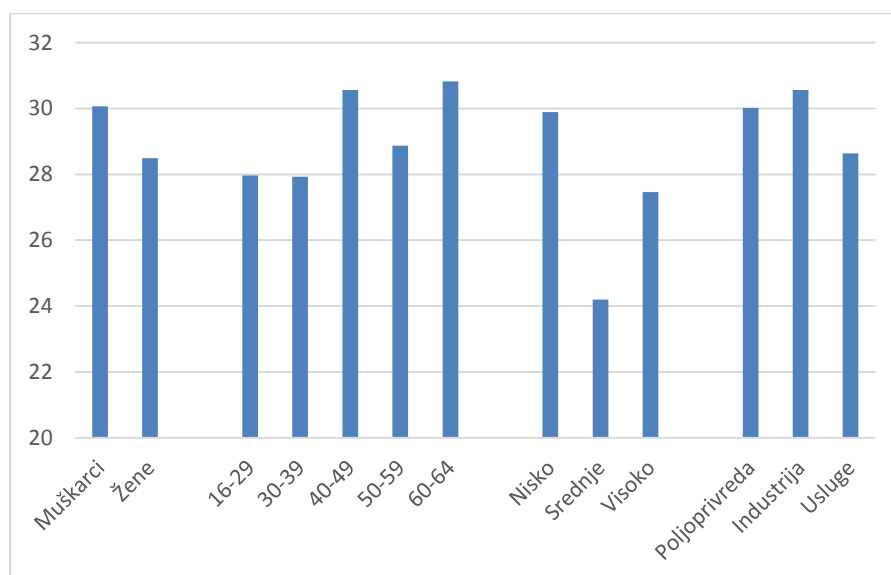
odsečena distribucija o kojoj je ranije bilo reči). Upravo kombinacija ova dva faktora rezultirala je da u prvom kvintilu nejednakost, merena Gini koeficijentom, prema ARS-u bude 1,5, a prema SILC-u čak i 2 puta veća nego ona dobijena iz SES-a. Sa druge strane, najviši rang nejednakosti koji je u poslednjem kvintilu zabeležen na osnovu SES-a, možemo objasniti činjenicom da ovo istraživanje mnogo bolje „hvata“ zaposlene na najvišim položajima koji rade u velikim preduzećima. Zaposleni koji se nalaze na visokim pozicijama u velikim kompanijama, a čije su plate (i bonusi) izrazito visoke, mnogo su bolje reprezentovani u SES istraživanju nego u ostala 2. Podaci o enormnim ukupnim zaradama, koje su rezervisane za zanimanja poput top menadžera i direktora banaka, zbog uzoračkog dizajna mnogo su zastupljeniji u SES istraživanju, pa je samim tim i nejednakost među najbogatijima iz ovog izvora nešto viša.

Kada se radi o evoluciji nejednakosti tokom godina, uočljive su dve stvari. Prvo, u Srbiji je (kao i bilo gde drugde) nejednakost u prethodnom periodu bila mnogo viša među bogatim, nego među siromašnim radnicima. Bez obzira na meru nejednakosti, njen intenzitet je bio između 1,5 i 3 puta viši u poslednjem nego u prvom kvintilu distribucije zarada. Ovo je sasvim očekivano, s obzirom na potencijal razlika u primanjima koji je mnogo veći na desnom delu raspodele. Dobijeni rezultati su u saglasnosti i sa studijom koja se odnosila na Tursku, a koja je takođe koristila SILC kao izvor podataka (Tansel et al, 2014). Autori su tom prilikom dobili da je nejednakost u poslednjem kvintilu, u zavisnosti od godine i korišćene mere, bila od 1,3 do 3 puta veća nego u prvom kvintilu. Drugo, primetna su određena razmimoilaženja u trendu nejednakosti tokom godina u dva posmatrana kvintila. U poslednjem, ona konstantno raste i po tom pitanju su jednoglasni svi razmatrani pokazatelji nejednakosti, dok u prvom najpre energično raste do 2015. godine, nakon čega beleži intenzivan pad. S tim u vezi, može se reći da je pad ukupne nejednakosti zarada, koji se dogodio u 2016. godini, posledica pre svega smanjenja nejednakosti na donjem delu distribucije zarada i eventualno unutar srednje klase.

Nakon analize opšte nejednakosti zarada u Srbiji, detaljnije se bavimo horizontalnim nejednakostima, odnosno nejednakostima određenih kategorija zaposlenih. Na Grafikonu 4.1 prikazane su vrednosti Gini koeficijenata za odabrane grupe radnika. Navedeni rezultati mogu isključivo da posluže kao indikacija stepena koncentracije zarada u okviru određene kategorije radnika, ali je za precizno utvrđivanje njihovog položaja potrebno sprovesti dublju analizu. Još jednom podsećamo na osnovni nedostatak Ginja – nemogućnost da se dekomponuje na

jednostavan način. S tim u vezi, prikazane nejednakosti treba razumeti kao nejednakosti unutar određene kategorije radnika. Distribucije potkategorija radnika mogu biti međusobno sasvim drugačije, tako da se zaključci o nivou ukupne nejednakosti ne mogu izvoditi iz nivoa nejednakosti unutar različitih potkategorija. U skladu sa tim treba i razumeti dobijene rezultate. Takođe, treba imati u vidu da se rezultati ne odnose na sve pripadnike ovih grupa, već samo na one individue koje su zaposlene. Opredelili smo se da na grafikonu predstavimo najkorišćeniji pokazatelj nejednakosti u poslednjoj godini posmatranja, ali se detaljniji prikaz vrednosti ostalih indikatora u svim analiziranim godinama nalazi u Dodatku.

Grafikon 4.1 – Vrednosti Gini koeficijenta u Srbiji za različite kategorije zaposlenih (2016)



Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

I u slučaju pokazatelja prema kategorijama zaposlenih pravićemo paralelu sa nalazima studije koja se odnosi na Tursku (Tansel et al, 2014). Pored toga što je korišćen identičan izvor podataka i što se istraživanje odnosi na približno isti period, Turska je jedina zemlja u Evropi koja ima višu dohodnu nejednakost od Srbije. Ne samo to, ona je ujedno i među zemljama čiji je nivo dohodne nejednakosti najpribližniji Srbiji, tako da je zanimljivo videti koliko te sličnosti opstaju kada je nejednakost zarada u pitanju. Kada se u obzir uzmu odgovori zaposlenih žena u 2016, vidi se da žene beleže znatno niži nivo nejednakosti od muškaraca. Međutim, ukoliko posmatramo ceo period, videćemo da je nivo nejednakosti bio prilično uravnotežen po polovima, čak su u 2014. žene bile te koje su imale neujednačeniju distribuciju zarada. Očito je smanjenje nejednakosti koje

se dogodilo u 2016. relativno više pogodovalo zaposlenim ženama. Zbog velikih kulturoloških razlika nije smisleno za ovaj aspekt nejednakosti praviti paralelu sa turskim rezultatima, gde je nejednakost zarada kod žena na neuporedivo višem nivou.

Odnos visine nejednakosti i starosne dobi nije monoton. Pored toga što ona znatno varira u zavisnosti od uzrasta, zanimljivo je i da je najniža nejednakost tokom čitavog perioda zabeležena kod mladih osoba. Objašnjenje ovakvog trenda se verovatno krije u tome što je trenutna kohorta mladih nešto homogenija od ostalih starosnih uzrasta kada je u pitanju nivo obrazovanja. Veća ujednačenost mladih prema ovoj karakteristici koja dominantno utiče na visinu zarade, manifestuje se relativno nižom ukupnom nejednakošću zarada ove grupe radnika. Ukoliko izuzmemo najstariju posmatranu kategoriju, među kojima ima pre svega redovno penzionisanih žena, ali i prevremeno penzionisanih muškaraca koji rade honorarno i time doprinose rastu nejednakosti unutar svoje grupe, najviša nejednakost je zabeležena kod radnika srednje generacije. Tokom vremena, na prvom mestu ova grupa se smenjivala sa zaposlenima uzrasta 50-59. Naši nalazi prilično su kompatibilni sa rezultatima za Tursku, u kojoj je najveća nejednakost primećena upravo kod osoba starosti 50-64 godine (G - 44,9) i onih između 35 i 49 godina (G – 37,6).

Možda neočekivano, najniža nejednakost zarada karakteristična je za radnike sa završenom srednjom školom čiji je Gini u 2016. godini iznosio svega 24,2. Ipak, u toku posmatranog perioda, grupa radnika sa niskim i srednjim obrazovanjem se smenjivala na ovoj poziciji. Sa druge strane, ono što je bilo konstantno, jeste relativno visok nivo nejednakosti zarada kod osoba sa visokim obrazovanjem. Za navedeni trend možemo ponuditi čisto hipotetičko objašnjenje koje se zasniva na ekspanziji privatnih fakulteta i visokih škola, zbog čega je ovaj stepen obrazovanja u Srbiji postao veoma disperzovan. U skladu sa ovim razmišljanjem, viši nivo nejednakosti zarada zapravo proističe iz razlika u znanjima koje postoje između studenata različitih fakulteta (kako između privatnih i državnih, tako i između samih državnih fakulteta). Visoka nejednakost unutar grupe niskoobrazovanih radnika delimično se može pripisati i metodologiji, odnosno načinu na koji je dobijena ova grupa. Ona je, naime, zbog standardne definicije sačinjena od lica bez škole, sa završena 4 razreda, nezavršenom i završenom osnovnom školom. Jasno je da među ovim radnicima postoje bitne razlike koje su se očitale i u nivou nejednakosti zarada. Dobijeni rezultati u suprotnosti su sa nalazima za Tursku, gde je nejednakost najveća upravo kod onih sa srednjom školom.

Najviši nivo nejednakosti zabeležen je kod radnika koji posao obavljaju u industriji, dok je nivo nejednakosti zaposlenih u uslužnim delatnostima znatno niži. Ovakva situacija nije bila na početku posmatranog perioda, kada su se usluge kao grana nalazile ispred industrije prema nivou nejednakosti. Međutim, u protekle tri godine nivo nejednakosti u sektoru usluga je stagnirao, dok je u slučaju industrije beležio konstantan rast. Iako je na grafikonu prikazana vrednost za poljoprivredu, nedovoljan broj opservacija ne dozvoljava nam da komentarišemo dobijeni nivo nejednakosti. Nije ni realno očekivati da zaposlenih u poljoprivredi koji daju podatak o zaradi bude mnogo. Još jednom, rezultati za Srbiju razlikuju se od nalaza za Tursku, gde je najviša nejednakost u sektoru usluga (G - 39,7), pa tek onda u industriji (G – 35).

Pored sagledavanja agregatne nejednakosti, značajno je ispitati faktore koji najviše doprinose nejednakosti zarada u Srbiji. Gruba metoda za ovakav vid procene zasniva se na dekompoziciji mera nejednakosti na različite podgrupe radnike. Na ovaj način se ukupna nejednakost razdvaja na nejednakost koja nastaje kao posledica razlike u primanjima unutar grupe i nejednakost koja je rezultanta razlike u primanjima između grupa. Primera radi, uzrok visoke nejednakosti mladih može biti činjenica da su njihove zarade, u opštem slučaju, bitno različite od zarada ostalih starosnih grupa, što predstavlja „međugrupnu“ komponentu nejednakosti. Isto tako, primanja mladih između njih samih mogu imati značajan varijabilitet i tada se radi o „unutargrupnoj“ komponenti nejednakosti. Kvantitativna ocena doprinosa ova dva tipa nejednakosti važna je sa aspekta ekonomske politike, jer će direktno od njihove kompozicije zavisiti tip politike koji će biti najefikasniji u redukovanju nejednakosti. Nadovezujući se na prethodni primer, ukoliko kod nejednakosti mladih dominira „međugrupna“ komponenta, opravdano je usvajati mere kojima se utiče na zaradu svih mladih radnika. Suprotno, ukoliko preovlađuje „unutargrupna“ komponenta, efekti prethodne mere bili bi ograničeni. U tom slučaju bi efikasnije bilo doneti selektivne mere kojima se povećava zarađivački potencijal onih mladih čija primanja zaostaju za zaradama vršnjaka.

Tabela 4.5 – Nejednakost zarada unutar i između grupa, zasnovana na Tejl indeksu

	2013	2014	2015	2016
Pol				
Unutar	14.46	15.92	16.42	16.21
Između	0.02	0.02	0.06	0.12
Uzrast				
Unutar	13.89	15.52	15.96	15.95
Između	0.59	0.42	0.52	0.38
Obrazovanje				
Unutar	10.74	12.33	13.55	13.28
Između	3.74	3.61	2.93	3.05
Sektor				
Unutar	14.34	15.8	16.34	16.26
Između	0.14	0.14	0.14	0.07

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

U Tabeli 4.5 prikazana je dekomponovana nejednakost za različite kategorije radnika. S obzirom na jednostavnost dekomponovanja mera iz porodice opšte entropije, opredelili smo se da kalkulacije baziramo na Tejlovom indeksu. Prva stvar koja je zavredela diskusiju, tiče se odnosa snaga dveju nejednakosti. Za sve posmatrane grupe radnika dominira „unutargrupna“ komponenta nejednakosti. Dobijeni rezultati su u skladu sa nalazima ranijih studija koje su ispitivale nejednakost u zemljama EU (Bachmann et al, 2012) i u SAD-u (Buchinsky & Hunt, 1999), gde je tom prilikom utvrđen sličan odnos dva tipa nejednakosti. Činjenica da je doprinos „međugrupne“ nejednakosti relativno mali, ukazuje da ukupna nejednakost zarada ne može biti objašnjena isključivo na osnovu opaženih karakteristika (pol, uzrast, obrazovanje, sektor). Visoke vrednosti nejednakosti koje otpadaju na nejednakost unutar samih grupa sugerišu da je uzrok nejednakosti neki drugi faktor (od onoga koji se posmatra), kao i kombinacija neopaženih (u odnosu na one koje smo posmatrali) faktora. Primera radi, ukoliko se posmatra nejednakost u okviru grupe muškaraca ili žena, dominantan uzrok nejednakosti čine drugi faktori poput obrazovanja, starosti itd.

Ipak, udeo dva tipa nejednakosti značajno varira u zavisnosti od posmatrane kategorije radnika. Dok je „međugrupna“ nejednakost prema polu u proseku spremna da objasni svega 0,15% ukupne nejednakosti, u slučaju obrazovanja ova komponenta je u stanju da objasni nešto više od ¼ ukupne nejednakosti zarada u Srbiji. Prethodno podrazumeva da različiti faktori imaju različit doprinos nejednakosti zarada. Ovaj doprinos se uglavnom zasniva na ulozi određenog faktora u

determinisanju zarade. S tim u vezi, nivo obrazovanja u Srbiji, u opštem slučaju, znatno više predodređuje visinu zarade nego što je to u slučaju pola ili sektora. Na taj način treba i posmatrati dobijene rezultate, tako da učešće od 25% koju „međugrupna“ nejednakost ima kada se radi o obrazovanju, nije nužno loša. Određeni nivo ovakvog tipa nejednakosti je neophodan da bi uopšte postojao podsticaj za školovanjem. Mnogo alarmantnija situacija bila bi da su referentne vrednosti zabeležene u slučaju dekompozicije prema polu.

Rezultati do kojih smo došli saglasni su sa nalazima studije koja se odnosi na Tursku, gde je obrazovanje jedini „autlajer“ po ovom pitanju (Tansel et al, 2014). Treba istaći i da je u slučaju Srbije zabeležen nešto veći doprinos „međugrupne“ nejednakosti prema uzrastu, koja je u stanju da objasni oko 3% ukupne nejednakosti zarada. Potencijalni razlog relativno višeg doprinosa ovog tipa nejednakosti prema uzrastu mogao bi biti minuli rad, koji je kao institucija tržišta rada osmišljen da indirektno (preko radnog iskustva) nagrađuje starije radnike i tako dovodi do diskrepance zarada radnika različite životne dobi. Kada je reč o trendu dve komponente nejednakosti tokom vremena, skoro sve posmatrane grupe zabeležile su pad u učešću „međugrupne“ nejednakosti. Jedini rast primećen je u slučaju dekompozicije nejednakosti prema polu gde je udeo navedene komponente porastao sa 0,12% na 0,73%. Ukoliko se negativan trend pomenute komponente nejednakosti nastavi, to može da bude implicitni znak produbljivanja jaza u zaradama između žena i muškaraca.

Osim komparacije sa rezultatima koji su zabeleženi u Turskoj, veoma je korisno uporediti dobijene rezultate sa nešto ranijim nalazima do kojih su došli Krstić i Sanfi (Krstić & Sanfey, 2011). Autori su izračunali „unutargrupnu“ i „međugrupnu“ nejednakost zarada u Srbiji dekompozicijom Tejlvog indeksa, što u potpunosti odgovara proceduri koju smo mi sproveli. Oni su tom prilikom koristili podatke Ankete o životnom standardu (AŽS) iz 2002. i 2007. godine. Slično našim procenama, autori su zaključili da je obrazovanje u najvećoj meri sposobno da obasni ukupnu nejednakost. Okvirnih 25% u slučaju obrazovanja do kojih smo mi došli nalazi se između 11% i 33%, što su procene autora za 2002. i 2007. godinu, respektivno. Iako je u našem slučaju zabeležen porast učešća „međugrupne“ nejednakosti prema polu, ona se i dalje nalazi u opsegu svojih vrednosti iz ranijeg perioda. Tako na primer najviše zabeleženo učešće ovog tipa nejednakosti u našem slučaju iznosi 0,7%, što je unutar prethodno dobijenih vrednosti od 0,5% u 2007. i 1,5% u 2002. godini.

4.5.2 Mobilnost zarada

Do sada smo posmatrali vrednosti različitih pokazatelja nejednakosti što nam je pokazalo kakva je situacija u pogledu nejednakosti zarada u određenoj vremenskoj tački. Međutim, pored ove statičke analize, bitan je i dinamički aspekt nejednakosti. Tek dinamički aspekt analize daje nam uvid u to da li se jedni te isti radnici konstantno nalaze na dnu lestvice zarada, kao i kakve su šanse da takvi radnici sa protokom vremena uspeju da se uspnu uz lestvicu zarada. S tim u vezi, čak i ukoliko je nejednakost zarada u određenom vremenskom trenutku visoka, to ne mora da znači da je nejednakost tokom radnog veka visoka. Ukoliko visoku nejednakost prati visoka mobilnost, ona i dalje ostaje problem na makro nivou, ali se relativizuje na mikro nivou, jer predstavlja, pre svega, tranzitorno stanje u slučaju većine radnika. Drugim rečima, radnici će u toku karijere (najčešće na početku) kada preleže ovu „dečiju bolest“ biti u stanju da napreduju na lestvici zarada, umesto da ostanu dugoročno zarobljeni u segmentu niskih zarada.

Dinamičku analizu započinjemo rezultatima koji se odnose na tranzicione matrice koje obuhvataju različit vremenski horizont. U Tabeli 4.6 prikazani su rezultati jednogodišnjih tranzicija. Predstavljeni rezultati pokazuju verovatnoću da zaposleni napreduje, nazaduje ili ostane na istom položaju na lestvici zarada. Kako je objašnjeno u metodološkom delu, pozicija radnika u ovom slučaju će se posmatrati kroz kvintilnu prizmu. S tim u vezi, prva kolona tabele ne pokazuje intenzitet nazadovanja, već samo predstavlja verovatnoću da se radnik u narednoj godini preselio jedan ili više kvintila niže. Slično tome, narednim kolonama odgovara verovatnoća da zaposleni u narednoj godini ostane u istom kvintilu, odnosno da napreduje jedan ili više kvintila. Da bismo proverili u kojoj meri se mobilnost menja sa produžavanjem vremenske distance, na identičan način konstruisali smo tranzicione matrice koje u obzir uzimaju dvogodišnje i trogodišnje intervale. Ove kalkulacije predstavljene su u Tabelama D4.2 i D4.3 u Dodatku.

Tabela 4.6 – Jednogodišnje tranzicione matrice zasnovane na promeni kvintila, prema polu, uzrastu, obrazovanju i sektoru (2013-2016)

	2013-2014			2014-2015			2015-2016		
	Niži	Isti	Viši	Niži	Isti	Viši	Niži	Isti	Viši
Ukupno	22.26	52.46	25.28	26.42	48.73	24.85	24.9	51.96	23.14
Pol									
Muškarci	24.63	48.59	26.79	26.95	45.57	27.48	24.16	51.99	23.85
Žene	19.43	57.08	23.49	25.84	52.17	21.99	25.71	51.92	22.37
Uzrast									
16-29	22.67	50.83	26.5	28.7	39.85	31.45	25.31	46.86	27.83
30-39	22.75	49.4	27.85	26.62	45.17	28.21	28.22	49.68	22.09
40-49	21.96	53.02	25.02	26.25	51.43	22.33	23.99	54.63	21.38
50-59	21.8	56.88	21.33	24.21	55.8	19.99	22.62	53.7	23.68
60-64	20.89	55.8	23.31	32.12	53.29	14.59	13.77	62.48	23.75
Obrazovanje									
Nisko	20.18	49.71	30.11	26.18	48.9	24.92	23.12	52.05	24.83
Srednje	24.34	47.55	28.11	27.61	44.27	28.12	26.35	48.66	25
Visoko	18.9	62.79	18.3	24.36	56.57	19.07	22.7	57.98	19.33
Sektor									
Poljoprivreda	31.24	46.48	22.29	25.75	56.4	17.85	16.45	52.7	30.85
Industrija	24.94	51.04	24.02	26.07	43.97	29.96	20.7	54.41	24.9
Usluge	20.7	53.32	25.98	26.59	50.68	22.72	27.14	50.81	22.04

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

Generalno posmatrano, uzevši jednogodišnje tranzicije u obzir, pokretljivost unutar distribucije zarada u Srbiji se u proteklom periodu povećala. Iako je tokom vremena dolazilo do oscilacija, verovatnoća ostajanja u istom kvintilu na kraju perioda niža je od one u inicijalnoj godini. Međutim, bez obzira na to što je mobilnost u određenoj meri porasla, smer pokretljivosti je nepovoljniji u odnosu na početak perioda, s obzirom na to da je verovatnoća nazadovanja u periodu 2015-2016 veća u odnosu na verovatnoću napredovanja uz lestvicu zarada. Posmatrano sa rodnog aspekta, muškarce je na početku posmatranog perioda karakterisala znatno veća mobilnost u odnosu na žene koje su za oko 9 procentnih poena. imale veće šanse da ostanu na istom položaju u narednoj godini. Ipak, divergentan trend mobilnosti prema polovima, doveo je do toga da se nivo pokretljivosti muškaraca i žena na kraju posmatranog perioda gotovo i ne razlikuje. Pored ovako zabeležene pozitivne diskriminacije, ipak treba istaći da se žene i dalje nalaze u nepovoljnijem položaju od muškaraca gledano na osnovu kombinacije verovatnoća napredovanja i nazadovanja

na lestvici zarada. Dvostruka negacija kod žena proizilazi iz činjenice da u prvom slučaju beleže relativno veću, a u drugom relativno manju verovatnoću od muškaraca.

Ukoliko uzmemo u obzir čitav vremenski period, najveću mobilnost od svih starosnih grupa imaju radnici između 30 i 39 godina. Ovo je jedina grupa zaposlenih koja je tokom čitavog perioda imala verovatnoću ostanka u istom kvintilu u proseku manju od 50%. Sa druge strane spektra nalaze se najstariji radnici, koji u više od 3/5 slučajeva ostaju na istom platnom položaju i u narednoj godini. Stabilan trend zabeležen je kod svih starosnih kategorija, izuzev mladih kod kojih je primetna znatna volatilitnost tokom posmatranih godina. Ispostavlja se da zaposleni uzrasta 30-39 godina nisu samo najmobilnija grupa, već i grupa koja u proseku ima najbolje izgleda da napreduje tokom vremena. Na prvo mesto ih stavlja prosek verovatnoće perioda prema kojem se nešto više od 26% radnika ove dobi u narednoj godini preseli u viši kvintil. Ova grupa zaposlenih je lider i u negativnom smislu, sa šansama za nazadovanje koje u proseku iznose oko 25,8%.

Predstavljene tranzicije prema obrazovnom nivou daju na prvi pogled neočekivane rezultate. Ispostavlja se da ne postoji linearna veza između stepena pokretljivosti i nivoa obrazovanja, te da nju bolje opisuje kriva u obliku obrnutog slova „U“. Najveću mobilnost imaju oni sa završenom srednjom školom, slede ih zaposleni sa osnovnim obrazovanjem, dok se kao ubedljivo najnemobilniji ističu visokoobrazovani radnici. Osobe sa visokim obrazovanjem ne samo da karakteriše niska pokretljivost, već ovi radnici u proseku imaju znatno manje izgleda da napreduju tokom vremena (18,9%) u odnosu na one sa niskim (26,6%) i one sa srednjim obrazovanjem (27,1%). Ipak, ovakvi nalazi ne treba da zbunjuju. Pokretljivost računata na ovaj način u velikoj meri zavisi od startne pozicije radnika. S obzirom na to da je početni platni rang na distribuciji zarada zaposlenih sa visokim obrazovanjem relativno visok, nije realno očekivati da veliki broj njih može drastično da napreduje. Drugim rečima, veliki broj njih se u ovakvoj konstelaciji snaga već nalazi u 4. i 5. kvintilu raspodele, ograničavajući tako njihov potencijal za dalji napredak. Suprotno važi za ostale nivo obrazovanja, tako da ne čudi da oni sa završenom srednjom školom, od kojih očekujemo da se nalaze u središnjem delu raspodele zarada, pored toga što imaju u proseku najveće izgleda za napredovanje, takođe imaju najveće šanse i za nazadovanje na lestvici zarada (26,1%). Pokretljivost zarada po sektorima znatno varira u zavisnosti od godine posmatranja, ali se uopšteno posmatrano industrija ističe kao sektor gde je mobilnost najveća. Ovo

je ujedno i sektor u kojem zaposleni imaju najmanje izgleda da se spuste u niže kvintile, ali i najveće šanse da se presele u više kvintile.

Pored toga što smo zaključili da je ukupna mobilnost povećana u odnosu na početak perioda, ona se povećava i kada produžimo vremenski period. Ovo vidimo na osnovu poređenja rezultata iz Tabele 4.6 i Tabela D4.2 i D4.3 iz Dodatka koje su dobijene na osnovu platnog položaja zaposlenih u godini t i godinama $t+2$, odnosno $t+3$. Prosek verovatnoća računat na osnovu jednogodišnjih tranzicija ukazuje da oko 51% zaposlenih u posmatranom periodu ostaje u istom kvintilu. Sa produžavanjem vremenskog horizonta na dve, odnosno tri godine, ova verovatnoća se smanjuje na 47,6%, a zatim i na 43,4%, što neposredno implicira da se šanse za promenu položaja povećavaju kada je period posmatranja duži. Dobijeni rezultati u skladu su sa nalazima studija koje su se bavile mobilnošću na navedeni način (Hofer and Weber, 2001; Sologon & O'Donoghue, 2009; Sologon & O'Donoghue, 2010; Tansel, 2014). Dugoročna mobilnost, shvaćena u ovom kontekstu, nešto je izraženija kod muškaraca, s obzirom na to da se ona kod trogodišnjih tranzicija povećava za nekih 9 procentnih poena u odnosu na 7 procentnih poena kod žena. Drugim rečima, iako je nivo pokretljivosti u periodu 2015-2016 rodno nediskriminatoran, posmatrano u dugom roku, veći stepen mobilnosti karakterističan je za muškarce. Osim veće pokretljivosti, kod muškaraca su zabeleženi i bolji izgledi za platno napredovanje, kako u vezanim periodima, tako i sa produžavanjem vremenskog horizonta. Kada su u pitanju verovatnoće nazadovanja, nalazi nisu monotoni, jer žene imaju relativno slabije izgleda da pređu u niže kvintile kada se radi o jednogodišnjim i dvogodišnjim tranzicijama, ali ne i kada se u obzir uzmu najduže posmatrane tranzicije.

Za razliku od jednogodišnjih tranzicija gde je mobilnost mladih veoma oscilirala, slika je bitno drugačija kada se u obzir uzme duži vremenski period. U tom slučaju zaposleni starosti 16-29 godina postaju najpokretljiviji, pošto najpre 38,3%, a onda i svega 34,3% ovih radnika ostaje na istom platnom rangu nakon 2, odnosno 3 godine. Izuzimajući najstarije osobe, kod kojih ne postoji dovoljan broj opservacija da bi se trogodišnje tranzicije smatrale pouzdanim, najmlađi, zajedno sa osobama od 40 do 49. godina imaju najbolje izgleda da napreduju na lestvici zarada. Premda u ovom slučaju dele prvo mesto, mladi se u pogledu dugoročne pokretljivosti, sa verovatnoćom od 37,4%, nalaze usamljeni na začelju kao najmanje mobilna starosna kohorta. Produžavanje vremenskog horizonta ne utiče značajno na stepen mobilnosti prema obrazovnim postignućima.

Izuzev činjenice da najbolje izgleda za napredovanje u dugom roku imaju niskoobrazovane osobe, što je u suprotnosti sa kratkoročnim nalazima. Industrija ostaje apsolutni lider i sa aspekta dugoročne mobilnosti i posebno šansi da radnici koji su zaposleni u ovom sektoru dugoročno napreduju na lestvici zarada (33,9%).

Iako su tranzicione matrice dobar indikator mobilnosti, ne odlikuje ih prevelika senzitivnost. Sama činjenica da se promena položaja gleda na osnovu dvadesetoprocentnog intervala, ukazuje da one ne mogu na najbolji način da uhvate marginalne promene duž raspodele zarada. Upravo iz tog razloga, u analizu uključujemo i različite indekse mobilnosti koji su znatno osetljiviji na ovakve promene. Ipak, ovo ima i svoju cenu. Zarad veće senzitivnosti, morali smo se odreći magnetne igle sa kompasu. Drugim rečima, bez obzira na to što su indeksi pokretljivosti koje ćemo koristiti u stanju da registruju minimalne promene položaja pojedinaca tokom vremena, oni nemaju moć da ukažu koji je smer te mobilnosti. Odnosno, da li je pojedinac napredovao ili nazadovao tokom vremena. Zbog toga navedene indekse koristimo komplementarno sa tranzicionim matricama i izvlačimo najbolje od oba indikatora.

Prvi indeks pokretljivosti koji ćemo razmatrati zasniva se na predloženoj konstrukciji Fildsa i Oka. Kao što je u metodološkom delu navedeno, radi se o apsolutnom pokazatelju mobilnosti koji uzima u obzir apsolutne vrednosti razlika logaritmovanih zarada pojedinaca iz dve različite godine. Što su dobijene vrednosti veće, veći je i stepen mobilnosti unutar raspodele zarada. U Tabeli 4.7 predstavljene su kako jednogodišnje, tako i višegodišnje vrednosti ovog indeksa za različite kategorije radnika u Srbiji.

Tabela 4.7 – Indeks mobilnosti zarada Fildsa i Oka za Srbiju, 2013-2016

	2013-2014	2013-2015	2013-2016	2014-2015	2014-2016	2015-2016
Ukupno	0.2407	0.2575	0.2723	0.2727	0.2658	0.2570
Pol						
Muškarci	0.2642	0.2815	0.2910	0.2795	0.2828	0.2605
Žene	0.2126	0.2286	0.2493	0.2654	0.2470	0.2531
Uzrast						
16-29	0.2440	0.3172	0.3666	0.3774	0.3404	0.3083
30-39	0.2524	0.2387	0.2353	0.2725	0.2676	0.2469
40-49	0.2372	0.2773	0.2750	0.2593	0.2402	0.2484
50-59	0.2254	0.2210	0.2687	0.2266	0.2557	0.2517

60-64	0.2553	0.1874	0.3093	0.1870	0.1903	0.2257
Obrazovanje						
Nisko	0.2239	0.2823	0.2371	0.2721	0.2329	0.2258
Srednje	0.2317	0.2568	0.2683	0.2599	0.2538	0.2477
Visoko	0.2634	0.2518	0.2908	0.2955	0.2965	0.2816
Sektor						
Poljoprivreda	0.2162	0.2042	0.3366	0.2007	0.2413	0.2818
Industrija	0.2502	0.2866	0.3224	0.2949	0.2816	0.2728
Usluge	0.2369	0.2454	0.2470	0.2654	0.2599	0.2488

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

Prikazani rezultati za ukupnu populaciju u potpunosti su saglasni sa ranijim nalazima proisteklim iz tranzicionih matrica. Indeks koji je po definiciji osetljiviji na marginalne promene od tranzicionih matrica, takođe ukazuje da je mobilnost veća na kraju (0,257), nego na početku posmatranog perioda (0,241). Isto tako je ovaj indeks uspeo da registruje oscilacije mobilnosti tokom vremena koja je kao i kod tranzicionih matrica bila najviša u periodu 2014-2015. godina. Zanimljivo je da je kod skoro svih kategorija radnika, kada se radi o jednogodišnjim tranzicijama, „pik“ mobilnosti zarada zabeležen baš u pomenutom intervalu. Razlog nešto izraženije mobilnosti između 2014. i 2015. godine krije se u smanjenju zarada u javnom sektoru. Nakon što je ova mera stupila na snagu, krajem 2014. godine, najveći broj radnika u javnom sektoru iskusio je umanjeње zarade od oko 10% (u zavisnosti od visine primanja). Pošto se odgovori o zaradi u SILC-u odnose na prethodnu godinu, najveća mobilnost zarada registrovana je zapravo u periodu 2013-2014, odnosno upravo kada je do smanjenja i došlo (što odgovara vrednostima kolone 2014-2015). Kako se Fildsov i Okov indeks baziraju na apsolutnoj razlici logaritama zarada iz dve godine, jasno je da je posredstvom ovog egzogenog faktora mobilnost zarada veštački uvećana.

Dobijene vrednosti indeksa bazirane na jednogodišnjim intervalima u skladu su sa vrednostima dobijenim u slučaju Turske koje se, u zavisnosti od godine, kreću u rasponu od 0,216 do 0,269 (Tansel et al, 2014). Međutim, za razliku od turskog scenarija gde se vrednosti F&O indeksa uniformno povećavaju sa produžavanjem vremenskog horizonta, u Srbiji to nije slučaj za period 2014-2016, u kome je vrednost indeksa niža u odnosu na ovu vrednost u jednogodišnjem intervalu koji mu prethodi. Ovo je takođe u suprotnosti sa nalazima tranzicionih matrica, koje zbog svoje grubosti nisu uspele da registruju blagi pad dugoročne mobilnosti.

Prema F&O indeksu muškarci ostvaruju još ubedljiviju prednost u pogledu pokretljivosti u odnosu na rezultate tranzicionih matrica. Ipak, saglasno rezultatima tranzicionih matrica, i u ovom slučaju pokretljivost polova konvergira, s obzirom na to da je razlika od 0,05 sa početka perioda svedena na nešto ispod 0,01. Dugoročno posmatrano, veći stepen mobilnosti zarada karakterističan je ipak za zaposlene muškarce. Sa prosečnom vrednošću indeksa od 32,1, zasnovanoj na jednogodišnjim intervalima, mladi se ističu kao najpokretljivija starosna grupa. Izrazita mobilnost mladih apostrofirana je i od strane autora koji su se bavili nejednakošću zarada u Turskoj. Izuzev radnika starijih od 50 godina, sve ostale starosne grupe pratile su trend mobilnosti ukupnog stanovništva. Međutim, jedino je kod radnika starosti 30-39 i 60-64 godina zabeležen pad mobilnosti u odnosu na početak posmatranog perioda.

Važnost primene komplementarnih indikatora posebno je uočljiva u slučaju mobilnosti po obrazovnim nivoima. Iako smo visokoobrazovane radnike svrstali u grupu najnemobilnijih sa stanovišta tranzicionih matrica, sudeći prema vrednostima F&O indeksa slika je sasvim drugačija. Ove osobe tokom svih jednogodišnjih intervala beleže ubedljivo najveći stepen mobilnosti. Razloge dijametralno suprotnih rezultata za zaposlene ovog obrazovanog nivoa indirektno smo naglasili u delu o tranzicionim matricama. Prvo, one se zasnivaju na relativnom nivou zarade u različitim godinama i drugo, prevelika širina intervala na osnovu kojeg se meri promena položaja. Oba ova nedostatka prevaziđena su upotrebom F&O indeksa – praćenjem apsolutnih promena u zaradama tokom vremena u prvom i prelaženjem sa intervala na tačkaste vrednosti u drugom slučaju. Sasvim suprotni rezultati dobijeni su za distribuciju zarada u Turskoj, gde su najniže vrednosti F&O indeksa registrovane upravo kod onih radnika sa najvišim obrazovanjem. Za razliku od rezultata tranzicionih matrica prema kojima industrija i usluge menjaju pozicije prema stepenu mobilnosti zarada na početku i kraju posmatranog perioda, sektorske vrednosti F&O indeksa bitno su drugačije. Sa prosečnom vrednošću indeksa od 27,3, pokretljivost zarada je u svim posmatranim godinama veća u industriji nego u uslugama.

Drugi indeks iz arsenala pokazatelja mobilnosti koji ćemo koristiti zasniva se na Dikensovoj konstrukciji. Može se reći da ovaj indeks uzima pozitivne i ignoriše negativne osobine prethodna dva pokazatelja. Naime, poput tranzicionih matrica, radi se o relativnom pokazatelju. On za razliku od F&O indeksa ne uzima u obzir promene u apsolutnoj zaradi, već promene u relativnom položaju zaposlenog unutar distribucije zarada tokom vremena. Sa druge strane, Dikensov indeks

karakteriše senzitivnost slična F&O indeksu, koja je znatno veća od osetljivosti tranzicionih matrica koje se baziraju na promeni kvartilnog položaja. Štaviše, Dikensov indeks je za nijansu senzitivniji od F&O indeksa, pošto umesto logaritmovanih zarada koristi kumulativnu funkciju raspodele. Ipak, nemogućnost ukazivanja na smer mobilnosti i dalje ostaje kao jedan od najvažnijih nedostataka ovog indeksa. U Tabeli 4.8 predstavljene su vrednosti Dikensovog indeksa za Srbiju u periodu 2013-2016. Zarad jednostavnosti, odlučili smo se da prezentujemo isključivo jednogodišnje intervale. Rezultati koji se odnose na dugoročnu mobilnost prema ovom pokazatelju identični su onima na osnovu F&O indeksa – pokretljivost se povećava sa produžavanjem vremenskog horizonta.

Tabela 4.8 – Dikensov indeks mobilnosti zarada za Srbiju, 2013-2016

	2013-2014	2014-2015	2015-2016
Ukupno	0.2719	0.2916	0.2846
Pol			
Muškarci	0.3033	0.3111	0.2872
Žene	0.2343	0.2703	0.2817
Uzrast			
16-29	0.2877	0.3780	0.3621
30-39	0.2909	0.3109	0.2869
40-49	0.2684	0.2662	0.2658
50-59	0.2390	0.2459	0.2645
60-64	0.2685	0.2178	0.2001
Obrazovanje			
Nisko	0.2670	0.3027	0.2626
Srednje	0.2895	0.2909	0.2885
Visoko	0.2394	0.2900	0.2828
Sektor			
Poljoprivreda	0.2835	0.2225	0.2632
Industrija	0.2919	0.3241	0.2977
Usluge	0.2620	0.2790	0.2794

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

I na osnovu trećeg korišćenog pokazatelja dobili smo apsolutnu saglasnost da je mobilnost zarada u Srbiji, u opštem slučaju, najpre porasla, a zatim opala. Sumarno posmatrano, ona je u 2016. godini ipak na višem nivou u odnosu na početak perioda i 2013. godinu. Srpskih 0,285 daleko je od hipotetičkih 0,667 koje je Dikens predvideo u slučaju potpune nezavisnosti zarada iz dva povezana perioda. Međutim, ovaj nivo mobilnosti veoma je uporediv sa rezultatima drugih studija

koje su merile pokretljivost zarada u mnogim zemljama. Sudeći prema rezultatima studije koja je koristila podatke ECHP-a za period 2000-2001, mobilnost slična onoj u Srbiji u smislu Dikensa zabeležena je u Belgiji (0,27), Austriji (0,286) i Grčkoj (0,295) (Sologon & O'Donoghue, 2010). Sam Dikens je koristeći podatke Novog istraživanja o zaradama (New Earnings Survey) na primeru Velike Britanije dobio nešto niže vrednosti indeksa mobilnosti (Dickens, 2000). Procenio je da su se vrednosti ovog indeksa u periodu od 1974. do 1994. godine kretale u intervalu 0,14-0,20, s tim da je izuzev 2-3 godine, mobilnost muškaraca uvek bila na nešto višem nivou od mobilnosti žena.

Kada se radi o (za poređenje) nama omiljenom istraživanju, vrednosti Dikensovog indeksa u Turskoj neuporedivo su niže nego u Srbiji i kreću se između 0,07 i 0,11. Sudeći po tome, pokretljivost unutar distribucije zarada u Srbiji bi trebalo da bude od 2 do 3 puta veća nego u Turskoj. Iako se istraživanje bazira na identičnom izvoru podataka, pokriva veoma sličan vremenski period, izražavamo sumnju u verodostojnost turskih rezultata. Naime, bez obzira na to što se autori studije sve vreme pozivaju na Dikensov indeks, oni u svom metodološkom delu slučajno ili namerno izostavljaju koeficijent „2“ kojim se u originalnom Dikensovom indeksu množi suma razlika kumulativnih distribucija pojedinaca iz dva različita perioda. Na taj način autori sistematski dobijaju potcenjene vrednosti indeksa, koje bi trebalo da su dvostruko veće. Pod pretpostavkom da smo u pravu, pokretljivost unutar distribucije zarada u Srbiji i dalje bi bila veća nego u Turskoj, ali bi te razlike bile umerenije.

Podudarnost sa ostalim pokazateljima Dikensov indeks pokazuje i kada je reč o pokretljivosti polova. Muškarce odlikuje veća mobilnost zarada, ali je divergentni trend tokom vremena uticao na to da se prednost koju su imali na početku perioda gotovo istopi u 2015-2016. Prvi put dobijamo savršeno monotoni odnos između mobilnosti i godina starosti, s obzirom na to da je stepen pokretljivosti prema Dikensu u poslednjem posmatranom intervalu potpuno inverzan uzrastu zaposlenih. Zanimljivo je i da su na osnovu ovog pokazatelja jedino mladi i osobe starosti 50-59 godina zabeležili rast pokretljivosti tokom vremena. Jedina kategorija zaposlenih gde su sva tri pokazatelja dala sasvim različite rezultate jeste obrazovni nivo. Na osnovu Dikensovog indeksa, jedino su visokoobrazovani uvećali stepen mobilnosti sa početka perioda, ali to i dalje nije bilo dovoljno da prestignu one sa srednjom školom čija je mobilnost u 2015-2016 najveća. Za razliku

od tranzicionih matrica, a slično F&O indeksu, najveća mobilnost zarada registrovana je u industriji, pa tek onda u uslužnim delatnostima.

Nakon posmatranih indeksa koji nemaju mogućnost da ukažu na smer mobilnosti, prelazimo na pokazatelj koji ipak u određenoj meri uzima u obzir da li pojedinac napreduje ili nazaduje unutar distribucije zarada. Radi se o novijoj verziji Fildsovog indeksa koji je istoimeni autor nešto kasnije formulisao samostalno, da bi otklonio nedostatke pokazatelja koji je ranije formulisao u saradnji sa Okom. Novokomponovani indeks smer kretanja pokazuje na indirektan način, putem dugoročnog uticaja na nejednakost – da li je karakter mobilnosti takav da tokom vremena utiče na povećanje ili smanjenje nejednakosti. Detaljna kompozicija Fildsovog indeksa prikazana je u metodološkom delu, a ovde je neophodno podsetiti da njegove pozitivne i rastuće vrednosti ukazuju da mobilnost zarada ima uravnotežujući efekat. Važi i obratno, negativne i opadajuće vrednosti sugerišu da mobilnost deluje u smeru povećanja nejednakosti u budućnosti. Za potrebe istraživanja, kalkulacije Fildsovog indeksa smo zasnovali na vrednostima sve tri mere nejednakosti koje smo koristili u radu – Gini koeficijent, MLD i Tejlov indeks. Jednogodišnji i višegodišnji proračuni Fildsovog indeksa za raspodelu zarada u Srbiji prikazani su u Tabeli 4.9.

Tabela 4.9 – Fildsov indeks mobilnosti zarada u Srbiji, 2013-2016.

	2013-2014	2013-2015	2013-2016	2014-2015	2014-2016	2015-2016
GINI_0	0.27467	0.26951	0.26593	0.2848	0.27425	0.28129
GINI_prosek	0.26721	0.25933	0.25244	0.26831	0.25407	0.26224
Fields_Gini	0.0272	0.0378	0.0507	0.0579	0.0736	0.0677
GE 0 (MLD)_0	0.12075	0.11652	0.11366	0.13927	0.12592	0.13703
GE 0 (MLD)_prosek	0.1137	0.10718	0.10099	0.11731	0.10355	0.11108
Fields_MLD	0.0584	0.0802	0.1115	0.1577	0.1777	0.1894
GE 1 (Theil)_0	0.12944	0.12545	0.12564	0.14458	0.13275	0.14031
GE 1 (Theil)_prosek	0.12323	0.11598	0.10884	0.1292	0.11144	0.1192
Fields_Theil	0.0480	0.0755	0.1337	0.1064	0.1605	0.1505

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

Pre nego što prokomentarišemo rezultate, važno je da spomenemo dve činjenice. Prvo, iako intuitivno očekujemo da vrednosti „Gini_0“ iz tabele treba da budu identične vrednostima Ginija za odgovarajuću godinu iz Tabele 4.2, to zapravo nije slučaj. Naime, vrednosti Ginija u navedenoj tabeli dobijene su na osnovu čitavog uzorka (uz standardne restrikcije opisane u metodološkom

delu), dok se „Gini_0“, iako računat za identične godine, odnosi isključivo na one pojedince koji su dali odgovor o primanjima i u narednoj godini. Kako se radi o nebalansiranom panelu, jasno je da je uzorak u drugom slučaju znatno manji nego u prvom, te su i ove dve Gini vrednosti međusobno neuporedive. Druga činjenica je u bliskoj vezi sa prethodnom napomenom. Predznak ispred Fildsovog indeksa u godini t ne mora nužno da utiče na nivo ukupne nejednakosti zarada u godini $t+1$. Još jednom je važno imati na umu da se radi o dva različita uzorka, prvi koji obuhvata sve pojedince, i drugi koji se sve više osipa što se vremenski horizont produžava. Stoga ne treba očekivati perfektu korelaciju između Fildsovog indeksa i standardnih mera opšte nejednakosti, jer njegove pozitivne (negativne) vrednosti pre svega ukazuju na to da se nejednakost zarada pojedinaca tokom vremena smanjuje (povećava), ne nužno i nejednakost čitave populacije. Imajući ovo u vidu, opet se vraćamo na diskusiju o različitoj problematici nejednakosti na mikro i makro nivou.

Bez obzira na to koji je input za proračun Fildsovog indeksa, krajnji rezultat je identičan. Posmatrano za sve tri mere, nejednakost ponderisanog dohotka iz dva perioda niža je od nejednakosti iz bazičnog perioda, što za rezultat ima pozitivne vrednosti Fildsovog indeksa. Kada je reč o indeksu zasnovanom na Gini koeficijentu, vrednosti Fildsovog indeksa se kreću od 0,027 do 0,074. Dobijene vrednosti ukazuju da mobilnost zarada u Srbiji ima nešto intenzivniji efekat na smanjenje nejednakosti nego što je to slučaj u Turskoj, gde raspon navedenog parametra iznosi 0,004-0,045 (Tansel et al, 2014). Do identičnog zaključka dolazimo i kada dobijene vrednosti Fildsovog pokazatelja zasnovanog na Tejovom indeksu uporedimo sa rezultatima za Tursku, koji se kreću od 0,014 do 0,127. Primenom nebalansiranog panela, što odgovara našoj metodologiji, Fildsov indeks baziran na Tejlu računat je i za 14 evropskih zemalja (Sologon & O'Donoghue, 2010). Rezultati do kojih smo mi došli podudaraju se sa većinom zemalja, s obzirom na to da su negativne vrednosti ovog indeksa zabeležene samo u 2 analizirane zemlje (Portugalu i Holandiji).

Kuriozitet je i da, nezavisno od vremenskog trenutka i korišćene mere nejednakosti, vrednosti Fildsovog indeksa rastu sa produžavanjem vremenskog horizonta. Prethodno podrazumeva da je efekat mobilnosti zarada na smanjenje nejednakosti u Srbiji takav da se pojačava sa protokom vremena. Ovo nije slučaj u Turskoj, za koju je karakteristično smenjivanje rasta i pada vrednosti Fildsovog indeksa sa produžavanjem vremenskog horizonta (Tansel et al, 2014). Kada je reč o drugim evropskim zemljama, striktno monotoni rast Fildsovog indeksa od 14 posmatranih zemalja

zabeležen je jedino u Danskoj, Luksemburgu i Finskoj (Sologon & O'Donoghue, 2010). Istini za volju, autori su posmatrali osmogodišnji interval, što je znatno duže od vremenskog horizonta koji smo analizirali za Srbiju. U odnosu na rezultate koji se baziraju na poslednje dostupnim trogodišnjim intervalima (od 1998. do 2001.), monotoni rast nije zabeležen jedino u Holandiji, Belgiji i Portugalu. Dodatno, Srbija se prema visini Fildsovog indeksa na kraju trogodišnjeg intervala (0,134) nalazi u sredini u odnosu na evropske zemlje koje su obuhvaćene istraživanjem, gde se ove vrednosti nakon tri godine kreću između 0,077 (Grčka) i 0,250 (Irska).

Na osnovu svega navedenog, pokretljivost duž distribucije zarada u Srbiji možemo da ocenimo pozitivnom ocenom. Kombinacija nenegativnih vrednosti i monotonog rasta Fildsovog indeksa podrazumeva da mobilnost zarada ima ujednačujući efekat na raspodelu zarada i da, ukoliko se ovakav njen karakter održi, dugoročno može da utiče na smanjenje ukupne nejednakosti.

4.5.3 Determinante mobilnosti zarada

Dosadašnja analiza se uglavnom zasnivala na ispitivanju stepena pokretljivosti i njenih posledica po nejednakost. U narednom koraku se bavimo utvrđivanjem determinanti mobilnosti. Interes nam je da procenimo da li i u kojoj meri određene lične karakteristike radnika i karakteristike posla utiču na uspon, odnosno silazak niz lestvicu zarada. Da bismo identifikovali faktore koji predisponiraju smer kretanja radnika unutar distribucije zarada, sprovodimo ekonometrijsku analizu koja je detaljnije objašnjena u metodološkom delu. Podsećamo da je u ovom slučaju zavisna varijabla diskretnog tipa koja uzima jednu od tri vrednosti u zavisnosti od toga da li je zaposleni nakon godinu dana napredovao, nazadovao ili ostao u istom kvintilu u kojem je i bio. Ovako definisana diskretna promenljiva potom je regresirana na skup nezavisnih promenljivih, čiji su marginalni efekti prikazani u Tabeli 4.10.

Tabela 4.10 - Rezultati višestruke logističke regresije za kvintil III, 2013-2016.

	Dole	Isto	Gore
Uzrast (16-29)			
30-39	-0.0142*	-0.0172**	0.0314*
40-49	-0.0272*	0.0181*	0.0091*
50-59	-0.0371**	0.0212*	0.0160**
60-64	-0.0522***	0.0249**	0.0272*
Obrazovanje (Nisko)			
Srednje	-0.0431*	-0.0072*	0.0503*
Visoko	-0.2018*	0.0633*	0.1385*
Sektor (Poljoprivreda)			
Industrija	-0.0078**	0.0031	0.0047***
Usluge	0.0030	-0.0230***	0.0199**
Broj_radnika (manje od 10)			
Više od 10	-0.0041*	-0.0375*	0.0416*
Pol (Muškarci)			
Žene	0.0295*	0.0281*	-0.0576*
Bračni status (Neoženjen/neudata)			
Oženjen/Udata	-0.0299*	0.0354*	-0.0055*
Udovac/Udovica	-0.0328**	0.0712***	-0.0384**
Razveden/Razvedena	-0.0438**	0.1337**	-0.0899**
Tip ugovora (Neodređeno)			
Određeno	0.0421*	-0.0239*	-0.0183*
Pozicija na poslu (Rukovodi)			
Ne rukovodi	0.0531*	-0.0309*	-0.0223**
Godine	-0.0005**	0.0006**	-0.0001
Stož	-0.0011*	0.0006*	0.0005*

Statistička značajnost je predstavljena „***“ (* = 1%; ** = 5%; *** = 10%);

Referentne kategorije date su u zagradama.

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

Napominjemo da su, pored prikazanih varijabli, u model uključene i promenljive kojima se kontroliše godina istraživanja i kvintil u kojem su se zaposleni nalazili u inicijalnoj godini. Prethodno je važno zbog načina na koji se rezultati interpretiraju. Marginalni efekti koji su predstavljeni u tabeli podrazumevaju uticaj konkretne nezavisne varijable na zavisnu, uz pretpostavku da sve ostale nezavisne varijable uzimaju svoje prosečne vrednosti. S tim u vezi,

verovatnoće o kojima ćemo govoriti odnose se na zaposlene iz središnjeg dela raspodele zarada, odnosno trećeg kvintila.

Rezultati logističke regresije koji se odnose na mlado stanovništvo donekle su u suprotnosti sa ranijim nalazima. Prema oba indeksa pokretljivosti (Fildsa i Oka i Dikensa) najpokretljivija grupa među zaposlenima su upravo najmlađi. Međutim, kontrolisanjem ostalih faktora, mladi beleže veću mobilnost jedino od osoba starosti 30-39 godina. Navedeni nalaz više je u skladu sa rezultatima tranzicionih matrica, što je i razumljivo s obzirom na to da se logistička regresija i tranzicione matrice baziraju na istom, širem, intervalu (kvintil), dok su indeksi osetljiviji na sitnije promene duž raspodele zarada.

Sudeći prema rezultatima iz Tabele 4.10, mladi se nalaze u relativno nepovoljnom položaju po dva osnova. Ne samo da imaju relativno najveće izgleda za nazadovanje, već su im i šanse za uspon na lestvici zarada najmanje, jer sve ostale starosne grupe u prvom slučaju beleže negativne, a u drugom slučaju pozitivne vrednosti marginalnih efekata. Dobijeni rezultati koincidiraju sa nalazima turske studije, gde se mladi takođe nalaze u najlošijem položaju na osnovu oba kriterijuma (Tansel et al, 2014). Pod ostalim nepromenjenim uslovima, uzrast koji ima najveće izgleda da napreduje je onaj u kojem se nalaze osobe starosti između 30 i 39 godina, dok najmanju verovatnoću spuštanja u niži kvintil/kvintile imaju osobe od 60-64 godine, koje ujedno spadaju i u kategoriju najmanje mobilnih radnika (najviši marginalni efekat ostajanja u istom kvintilu - 0.0249).

Kada je reč o obrazovnom nivou, najveću šansu da zadrže svoj položaj u distribuciji imaju visokoobrazovani radnici, s obzirom na to da je verovatnoća ostanka u istom kvintilu nakon godinu dana veća za 6,3 procentna poena u odnosu na zaposlene sa niskim nivoom obrazovanja. Da je obrazovanje važan faktor mobilnosti zarada svedoči i činjenica da najobrazovanije radnike karakteriše *win-win* kombinacija kada se radi o izgledima za napredovanje i nazadovanje. U prvom slučaju, njihova verovatnoća je za oko 14 procentnih poena i 9 procentnih poena veća od verovatnoće napredovanja zaposlenih sa niskim, odnosno srednjim nivoom obrazovanja. Prednost je još veća u drugom slučaju, jer visokoobrazovani radnici imaju, respektivno, za 20 procentnih poena, odnosno 16 procentnih poena manju verovatnoću spuštanja niz lestvicu zarada. Dobijeni rezultati u potpunosti odgovaraju rezultatima koji se odnose na Tursku i Nemačku, u kojima izgledi za nazadovanje (napredovanje) su negativno (pozitivno) korelisani sa stepenom obrazovanja

(Tansel et al, 2014; Coban, 2017). Konkretno vrednosti nisu direktno uporedive sa Turskom zbog atomiziranih obrazovnih nivoa koji su u tom slučaju korišćeni, ali jesu sa Nemačkom. Naravno, treba imati u vidu da regresije nisu sasvim identične, odnosno da objašnjavajuće promenljive koje su korišćene kod dveju zemalja nisu potpuno iste, ali je njihova sličnost dovoljna da bi se poređenje moglo napraviti. Prema visini verovatnoća, visokoobrazovani radnici u Srbiji i Nemačkoj imaju identične izgleda (u odnosu na niskoobrazovane radnike) da napreduju. Kada je reč o spuštanju niz lestvicu zarada, visokoobrazovani radnici u Srbiji imaju relativno bolji položaj nego radnici u Nemačkoj čija prednost u odnosu na niskoobrazovane radnike iznosi svega 15,2 procentna poena.

Sličnost sa Nemačkom je prisutna i kada se radi o uticaju veličine preduzeća na mogućnost napredovanja. U obe zemlje, rad u preduzeću sa više zaposlenih pruža bolje uslove po ovom pitanju. Tako u Srbiji (Nemačkoj) oni koji rade u preduzećima sa 10 i više zaposlenih (20+) imaju za 4,2 procentna poena (3,5 procentnih poena) veće izgleda da napreduju od onih koji su zaposleni u malim i mikro preduzećima.

Držeći sve ostalo konstantnim, žene se, i sa ovog aspekta, nalaze u relativno nepovoljnijem položaju od muškaraca. Iako imaju nešto veće izgleda od muškaraca da zadrže sopstveni položaj u distribuciji zarada sa protokom vremena, njihove šanse za napredovanje su manje, ali su zato šanse za nazadovanje veće. Preciznije, zaposlene žene u Srbiji imaju za oko 3 procentna poena veću verovatnoću da nazaduju i za oko 6 procentnih poena manju verovatnoću da napreduju na lestvici zarada od zaposlenih muškaraca. Prema verovatnoći spuštanja u niži kvartil/kvintile, zaposlene žene u Srbiji se nalaze u identičnom relativnom položaju kao žene u Turskoj, ali u znatno boljem relativnom položaju od žena u Nemačkoj, za koje odgovarajući marginalni efekti iznose 0,057. U sve tri zemlje, žene imaju manje šanse da se presele u viši kvartil/kvintile od muškaraca. Žene u Srbiji se sa vrednošću marginalnih efekata od -0,0576 nalaze u sredini, između -0,029 i -0,085 što su vrednosti zabeležene kod žena u Turskoj i Nemačkoj, respektivno (Tansel et al, 2014; Coban, 2017).

Dva dodatna faktora koja statistički značajno utiču na mobilnost u oba smera su tip ugovora i vrsta radnog mesta. U oba slučaja dobijeni su očekivani rezultati, prema kojima kvalitetniji ugovor i bolje radno mesto pozitivno utiče na mobilnost u oba smera. Tako radnici koji rade na neodređeno imaju veće izgleda da napreduju, i manje izgleda da nazaduju od radnika koji su angažovani na

određeno vreme. Slično ovome, radnici koji imaju rukovodeći položaj na poslu imaju veću (manju) verovatnoću da sa protokom vremena napreduju (nazaduju) od radnika koji nisu nikome nadređeni.

Sektorski posmatrano, najveće izglede za napredovanje imaju radnici zaposleni u uslugama, dok je spuštanje niz lestvicu zarada najmanje verovatno za one zaposlene u industriji. Navedene ocene treba prihvatiti sa rezervom, s obzirom na to da, usled malog broja podataka o zaradama zaposlenih u poljoprivredi, deo rezultata nije statistički značajan. U skladu sa očekivanjima, godine života i radni staž smanjuju verovatnoću spuštanja u niži kvintil/kvintile i istovremeno povećavaju izglede za napredovanje, premda varijabla koja se odnosi na godine starosti nije statistički značajna u drugom slučaju.

Rezultati do kojih smo došli imaju komparativnu vrednost, ali i značaj za utvrđivanje determinanti koje utiču na mobilnost unutar distribucije zarada u Srbiji. Ipak, kako smo ranije naglasili, radi se o determinantama mobilnosti zaposlenih koji se nalaze u trećem kvintilu raspodele zarada, jer su marginalni efekti iz prethodnog modela računati za prosečne vrednosti ostalih varijabli. Od interesa nam je da ispitamo da li je slika drugačija kada se posmatra mobilnost zaposlenih u drugom i četvrtom kvintilu. Odnosno, želimo da utvrdimo da li na tim nivoima distribucije zarada neki drugi faktori utiču na poboljšanje ili pogoršanje položaja. Upravo zbog toga, ocenićemo dva pomoćna modela čiji su marginalni efekti računati pod pretpostavkom da se zaposleni nalaze u drugom, odnosno četvrtom kvintilu i dobijene rezultate uporediti sa ranijim nalazima.

Tabela 4.11 - Rezultati višestruke logističke regresije, 2013-2016.

(a) Kvintil II

	Dole	Isto	Gore
Uzrast (16-29)			
30-39	-0.0129*	-0.0297*	0.0426*
40-49	-0.0187*	0.0085*	0.0102*
50-59	-0.0258**	0.0069*	0.0189**
60-64	-0.0364***	0.0035	0.0329**
Obrazovanje (Nisko)			
Srednje	-0.0383*	-0.0376*	0.0759*
Visoko	-0.1427*	-0.0355*	0.1782**
Sektor (Poljoprivreda)			
Industrija	-0.0056**	-0.0003	0.0059**
Usluge	-0.0003	-0.0281***	0.0284**

(b) Kvintil IV

Dole	Isto	Gore
Uzrast (16-29)		
-0.0125*	-0.0069*	0.0194*
-0.0318**	0.0253*	0.0064*
-0.0432*	0.0322*	0.0110**
-0.0608**	0.0422*	0.0186**
Obrazovanje (Nisko)		
-0.0412*	0.0116*	0.0296*
-0.2370**	0.1434*	0.0936**
Sektor (Poljoprivreda)		
-0.0089*	0.0058*	0.0031**
0.0065**	-0.0184*	0.0119**

Broj_radnika (manje od 10)			
Više od 10	-0.0075*	-0.0514*	0.0589**
Pol (Muškarci)			
Žene	0.0255*	0.0523*	-0.0779*
Bračni status (Neoženjen/neudata)			
Oženjen/Udata	-0.0186*	0.0294*	-0.0108*
Udovac/Udovica	-0.0168**	0.0751**	-0.0583**
Razveden/Razvedena	-0.0183**	0.1578***	-0.1396**
Tip ugovora (Neodređeno)			
Određeno	0.0295*	-0.0079**	-0.0216*
Pozicija na poslu (Rukovodi)'			
Ne rukovodi	0.0358*	-0.0106*	-0.0251**
Godine	-0.0003**	0.0005**	-0.0002*
Stož	-0.0008*	0.0002*	0.0005*

0.0008	-0.0259*	0.0251**
0.0280*	0.0079*	-0.0359*
-0.0374*	0.0395*	-0.0021*
-0.0455**	0.0673*	-0.0218**
-0.0658**	0.1174*	-0.0516**
0.0482*	-0.0356*	-0.0126**
0.0641**	-0.0480*	-0.0161**
-0.0006*	0.0007*	-0.0001
-0.0013*	0.0010*	0.0003**

Statistička značajnost je predstavljena „*** (* = 1%; ** = 5%; *** = 10%); Referentne kategorije date su u zagradama.

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

Na levom panelu Tabele 4.11 prikazani su rezultati logističke regresije koja se odnosi na drugi kvintil, dok se na desnom panelu nalaze ocene zasnovane na zaposlenima iz četvrtog kvintila. U nastavku ćemo komentarisati samo najzanimljivije rezultate, odnosno one varijable kod kojih su primećene razlike u intenzitetu njihovog uticaja duž distribucije zarada. Primera radi, bitnijih razlika u ovom smislu nema kada se posmatraju starosne kategorije zaposlenih, pošto mladi radnici zadržavaju svoj dvostruko negativni položaj na svim analiziranim segmentima raspodele zarada. Do nešto drugačijih rezultata dolazimo ukoliko posmatramo ocene prema polu. Žene koje imaju visoke zarade relativno manje zaostaju za muškarcima u pogledu mogućnosti za napredovanjem u odnosu na žene koje imaju niske zarade. Tome u prilog govore rezultati prema kojima žene koje se nalaze u drugom kvintilu imaju za 7,8 procentnih poena manju verovatnoću da napreduju od muškaraca, što je dvostruko više od odgovarajuće verovatnoće za žene iz četvrtog kvintila (3,6 procentnih poena).

Ugovor na neodređeno u većoj meri štiti od nazadovanja na višim nivoima zarada, dok pruža relativno bolje izgleda za napredovanje kod radnika koji imaju nešto niže zarade. Slično tome, visoko obrazovanje predstavlja relativno bolji štiti od spuštanja niz lestvicu zarada kod onih koji imaju visoke zarade, ali predstavlja i snažniju odskočnu dasku za zaposlene koji primaju niske zarade. Navedeni nalaz bi mogao da bude pozitivan znak za osobe koje su previše kvalifikovane za posao koji obavljaju (*overeducated*). Ukoliko pretpostavimo da je najveći broj

visokoobrazovanih osoba koji se nalazi između drugog i četvrtog decila u distribuciji zarada previše kvalifikovan za posao koji obavlja, onda naši rezultati sugerišu da ove osobe imaju dobre izgleda da napreduju sa protokom vremena. Time se problem pozitivne vertikalne neusklađenosti kvalifikacija ne relativizuje, ali možemo da konstatujemo da ovi radnici ne ostaju dugo zarobljeni na poslovima koji zahtevaju kvalifikacije niže od onih koje poseduju visokoobrazovani radnici.

Iako se zaista radi o marginalnim veličinama, i godine radnog staža prate dosad prisutan obrazac kretanja – efikasnije štite od nazadovanja na višem nivou zarada, dok u većoj meri potpomažu napredovanje na nižim nivoima zarada. Ovo je sasvim očekivano za bilo koju kontinualnu varijablu, s obzirom na to da različiti startni položaji u distribuciji zarada različito utiču na visinu marginalnih efekata. Drugim rečima, očekivano je da je prostor za napredovanje veći u slučaju osobe iz drugog kvintila, nego u slučaju osobe iz četvrtog kvintila, i obratno, manje su mogućnosti za nazadovanje osobe iz drugog kvintila nego osobe iz četvrtog kvintila. Međutim, ovo važi isključivo za kontinualne varijable čiji se marginalni efekti tumače kao direktan uticaj na zavisnu varijablu. Kod diskretnih varijabli to nije slučaj, jer se njihov uticaj na zavisnu varijablu posmatra indirektno, putem referentnih kategorija nezavisnih varijabli. Zbog toga su rezultati koje smo komentarisali u paragrafu iznad oslobođeni ovog veštačkog trenda i mogu se nesmetano tumačiti.

4.5.4 Simulacioni model

Poslednji deo analize rezervisali smo za pionirski i veoma grub pokušaj procene uticaja povećanja minimalne zarade i zarada u javnom sektoru na ukupnu nejednakost zarada. Detaljniji opis procedure nalazi se u metodološkom delu, dok je ovde dovoljno ukratko reći da ćemo simulaciju sprovesti u delo putem dva zasebna slučaja. Pored nedostataka ovakvog metoda simulacije koji su ranije navedeni, treba dodati da se ona zasniva na izuzetno rigidnoj pretpostavci. Naime, prema ovom modelu uvećavamo zarade samo onima koji imaju primanja oko minimalnih i poredimo ih sa zaradama svih ostalih radnika. Na taj način indirektno pretpostavljamo da povećanje minimalne zarade neće imati nikakav efekat na promenu zaposlenosti. Vodeći računa o ovom i ranije pomenutim nedostacima, komentarišaćemo rezultate prikazane u narednim tabelama.

Tabela 4.12 – Simulacija uticaja povećanja minimalne zarade od 10% na nejednakost zarada u Srbiji, 2013-2016

	2013	2014	2015	2016
GINI _{stvaran}	28.84	29.79	29.6	29.46
GINI _{simulacija}	28.39	29.4	29.24	29.05
Apsolutna promena	-0.45	-0.39	-0.36	-0.41
Elasticitet	-0.0156	-0.0131	-0.0122	-0.0139

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

U Tabeli 4.12 prikazani su rezultati procene uticaja rasta minimalne zarade na nejednakost. Negativan predznak koji je dobijen kod elasticiteta u svim godinama u tabeli u skladu je sa teorijskim očekivanjima – povećanje minimalne zarade u određenoj meri smanjuje nejednakost zarada. Pažljivijim posmatranjem uočavamo da je uticaj minimalne zarade na nejednakost prilično ujednačen u posmatranim godinama, s obzirom na to da povećanje minimalne zarade od 10% smanjuje Gini koeficijent između 0,36 i 0,45 poena. Prevedeno u relativne izraze, povećanje minimalne zarade u navedenom iznosu sposobno je da smanji vrednost Gini koeficijenta između 1,2% i 1,6%. Ukoliko pretpostavimo da će usled povećanja minimalne zarade najveći broj radnika koji su izgubili posao biti upravo oni koji su imali najniža primanja, dobijene elasticitete pre treba shvatiti kao gornju granicu smanjenja nejednakosti. Isključivanje dela radnika koji su izgubili posao, dodatno zakrivljuje raspodelu i povećava nejednakost, tako da bi u slučaju Srbije povećanje minimalne zarade najverovatnije imalo ambivalentan ili blago pozitivan efekat na nejednakost zarada (u smislu smanjenja nejednakosti).

Druga varijanta simulacione analize bazira se na identičnoj proceduri, samo što promenljiva u ovom slučaju nije minimalna zarada, već zarade u javnom sektoru. Još jedna razlika u odnosu na prethodni primer je i ta da je ovu procenu moguće vršiti isključivo za 2013. godinu, zbog toga što varijabla koja razdvaja preduzeća prema tipu vlasništva ne postoji u SILC-u nakon pomenute godine. Rezultati simulacionog modela prikazani su u Tabeli 4.13.

Tabela 4.13 – Simulacija uticaja povećanja zarada u javnom sektoru od 10% na nejednakost zarada u Srbiji, 2013-2016

	2013
GINI _{Stvaran}	28.84
GINI _{Scenario 1}	29.74
Apsolutna promena	0.9
Elasticitet	0.0312

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC, RZS.

Prvo što uočavamo jeste suprotan znak od onog koji smo dobili u prethodnom koraku. Pozitivne vrednosti elasticiteta ukazuju da rast zarada u javnom sektoru zapravo povećava ukupnu nejednakost. Opšti rezultat nije neočekivan, s obzirom na činjenicu da su zarade u javnom sektoru u Srbiji (u proseku) više nego one u privatnom sektoru. Tako bi prema korišćenoj simulaciji rast zarada od 10% svih onih koji rade u javnom sektoru uvećao vrednost Gini koeficijenta za 0,9 poena, odnosno ukupna nejednakost zarada bi se, merena na osnovu Ginija, povećala za 3,1%.

4.6 Zaključak i preporuke

Iako se poslednjih godina o nejednakosti na globalnom nivou sve više govori, ova tema nema adekvatan tretman u Srbiji. Debate o nejednakosti dohotka ima barem u stručnim krugovima. Isto se ne može reći za neke druge oblike nejednakosti poput nejednakosti zarada ili možda nejednakosti šansi za koje mnogi smatraju da su jedan od glavnih uzročnika nejednakosti. S tim u vezi, ovaj rad predstavlja pionirski pokušaj da se rasvetli problematika nejednakosti zarada u Srbiji i ujedno mapira trenutna situacija u pogledu pokretljivosti unutar distribucije zarada. Da bi se odgovorilo na istraživačko pitanje i stekla što preciznija slika o stepenu nejednakosti i mobilnosti zarada u Srbiji korišćeno je više različitih izvora podataka i veliki broj međusobno komplementarnih pokazatelja. Krajnji sud o ovim fenomenima donet je obazrivo i na osnovu posmatranja vrednosti navedenih pokazatelja kroz vreme, ali i na osnovu poređenja sa rezultatima zabeleženim u drugim zemljama.

S tim u vezi, ustanovili smo da je u toku posmatranog perioda postojalo savršeno slaganje trenda nejednakosti dohotka i nejednakosti zarada u našoj zemlji. Ovakav obrazac je u određenoj meri i očekivan s obzirom na to da zarade predstavljaju jedan od glavnih izvora dohotka u Srbiji. Međutim, iako se Srbija nalazi pri vrhu liste zemalja sa najvišom dohodnom nejednakošću, njena relativna pozicija u pogledu nejednakosti zarada dosta je bolja. Sudeći prema referentnim istraživanjima koja su koristila identičan izvor podataka i indikatore nejednakosti koji su korišćeni u ovom radu, Srbija se može svrstati u red zemalja sa umerenom nejednakošću zarada (za SES - Simon, 2010; za SILC - Bachmann et al, 2012; Dreger et al, 2015).

Postoji velik stepen slaganja sva tri izvora podataka koji su u radu korišćeni o tome koliko tačno iznosi nejednakost zarada u Srbiji. U zavisnosti od izvora i obračunske jedinice zarade ona se, merena Gini koeficijentom, u 2014. godini kretala između 28 i 30 poena. Zanimljivo je istaći i da je nejednakost zarada niža ukoliko se računa iz izvora koji uzimaju u obzir ne samo primarno, već i sekundarno tržište rada. Uzimajući u obzir vremenski horizont, zaključujemo da se nejednakost zarada u Srbiji povećala u odnosu na nivo iz 2013. godine, ali je ona u 2016. ipak nešto niža nego u 2015. godini. Ovo je unutar posmatranog perioda ujedno i jedina godina u kojoj je zabeleženo smanjenje nejednakosti zarada. Detaljnija analiza evolucije različitih segmenata distribucije zarada pokazala je da se pored pada ukupne nejednakosti zarada, koji se dogodio u 2016. godini, nejednakost značajno smanjila i na levom repu, ali i oko sredine raspodele zarada.

Pored ukupne nejednakosti, u radu smo se delimično dotakli i različitih vrsta horizontalnih nejednakosti zarada. Iako prema poslednje dostupnim podacima, muškarce karakteriše nešto viša vrednost Ginija, uzevši u obzir čitav vremenski period, možemo reći da je nejednakost prilično ravnomerno rasprostranjena unutar polova. Tome svedoči i činjenica da je u pojedinim godinama unutar posmatranog perioda nejednakost među ženama bila viša od one koja je zabeležena između muškaraca. Zanimljivo je i da se unutar mladih radnika u Srbiji registruju niže vrednosti nejednakosti zarada od svih potkategorija zaposlenih starijih od 40 godina. Ovakav rezultat se može objasniti nešto homogenijom obrazovnom strukturom mladih u odnosu na starije radnike koji su znatno disperzovaniji po ovom pitanju.

Drugi aspekt analize nejednakosti zarada koji je sproveden odnosi se na vremensku pokretljivost radnika. Posledice koje visoka nejednakost izaziva mogu barem na mikro nivou biti amortizovane postojanjem visoke pokretljivosti duž distribucije zarada, s obzirom na to da ona velikom broju

loše plaćenih radnika garantuje tranzitornost trenutnog statusa, odnosno da relativno brzo mogu napredovati na lestvici zarada. U poređenju sa relevantnim istraživanjima za zemlje EU i Tursku ispostavilo se da je stepen pokretljivosti zarada u Srbiji nešto ispod proseka zemalja EU, ali i da su zarade radnika u Srbiji znatno pokretljivije u poređenju sa rezultatima dobijenim za Tursku. O tome su saglasni svi indikatori mobilnosti, počevši od tranzicionih matrica, preko Dikensovog indeksa i indeksa Fildsa i Oka. Mereno istim pokazateljima dolazi se do zaključka da se mobilnost zarada tokom vremena povećala, kao i da su, za razliku od nejednakosti koja je prilično ujednačena po polovima, muškarci relativno pokretljiviji od žena. Ipak, prilikom tumačenja ovih rezultata treba biti obazriv, jer su na povećanje pokretljivosti koje je zabeleženo 2014. godine u određenoj meri uticale i mere fiskalne konsolidacije, te ove pozitivne tendencije treba uzeti sa rezervom.

Primena Fildsovog indeksa novije generacije omogućila je proveru karaktera mobilnosti zarada u Srbiji, tj. da li ona u dugom roku doprinosi smanjenju ili povećanju nejednakosti zarada. Ispostavilo se da su vrednosti Fildsovih indeksa računate za sve tri mere nejednakosti pozitivne i da se povećavaju tokom vremena, što implicira da je mobilnost zarada u Srbiji takva da ima uravnotežujući karakter. Analizirane su i karakteristike radnika koje doprinose njihovoj većoj mobilnosti duž distribucije zarada. I ovom prilikom ispostavilo se da muškarci imaju veće izgleda da se presele u viši kvintil/kvintile raspodele zarada od žena koje imaju relativno veće šanse da nakon godinu dana ostanu u istom, odnosno da se presele u niži kvintil/kvintile. Sudeći prema rezultatima komparativnih studija, žene u Srbiji se u ovom pogledu nalaze u nešto boljem relativnom položaju od žena iz Nemačke, ali i lošijem položaju od žena iz Turske (Tansel et al, 2014; Coban, 2017). Utvrđeno je i da obrazovanje pozitivno utiče na verovatnoću napredovanja, te da je prednost u napredovanju koju imaju visokoobrazovani radnici u Srbiji u skladu sa prednošću radnika u Nemačkoj, ali i da se niskoobrazovani radnici u Srbiji nalaze u nešto povoljnijem položaju od onih iz Nemačke. Do ovog zaključka dovodi niža relativna verovatnoća nazadovanja niskoobrazovanih radnika u Srbiji u poređenju sa verovatnoćom nazadovanja niskoobrazovanih radnika u Nemačkoj. Dodatno, kvalitetniji ugovori, rad u preduzećima sa više od 10 radnika i rukovodeći položaj na poslu su se pokazali kao važan preduslov za lakše napredovanje, ali i adekvatan štiti od nazadovanja na lestvici zarada.

Rezultati do kojih se došlo u radu biće iskorišćeni za trasiranje puta kojim treba ići da bi se prevazišao problem nejednakih zarada u Srbiji. Arsenal koji se predlaže sastoji se od tri oružja.

Prvo oružje predstavlja reforma poreske politike, odnosno reforma oporezivanja rada. Argument za kandidovanje reforme oporezivanja rada kao jednog od oružja zasniva se na postojanju neznatne razlike između bruto i neto vrednosti Ginija zarada - svega 0,3 Gini poena kada je reč o SES-u i 0,4 Gini poena kada je izvor SILC. Ova relativno mala razlika ukazuje na izrazito nisku redistributivnost poreza na rad. Oporezivanje rada u Srbiji se dominantno bazira na proporcionalnoj poreskoj stopi, te ono, kao takvo, nema potencijal da u velikoj meri utiče na smanjenje nejednakosti zarada. Navedenu tezu potvrđuju i rezultati jednog novijeg istraživanja prema kojima je redukcija vrednosti Ginija po odbitku poreza i doprinosa u Srbiji znatno manja nego u slučaju zemalja EU (Krstić & Žarković-Rakić, 2017).

Da bi se povećao redistributivni karakter oporezivanja zarada neophodno je sprovesti reforme u sledećim pravcima. Prvo, potrebno je povećati stepen progresivnosti koji je trenutno marginalan, s obzirom na to da se progresivnost prema sadašnjem sistemu ostvaruje isključivo na indirektan način – putem neoporezivog dela zarade. Umesto indirektne progresivnosti potrebno je preći na direktnu progresivnost uvođenjem različitih (viših) marginalnih poreskih stopa. Još jedan potencijalni pravac bio bi uvođenje tzv. beneficija uz rad kojima bi se omogućila novčana pomoć radnicima sa niskim zaradama. Da bi se zaposleni kvalifikovao za ovu vrstu specifične pomoći neophodno je da ima primanja koja su niža od unapred definisanog praga, ali i, kao što sama reč kaže, da pre svega bude zaposlen. Na ovaj način se podstiče aktivacija stanovništva i prevazilazi problem neaktivnosti usled previsokih rezervacionih nadnica (Immervoll & Pearson, 2009). Oba pravca reforme imala bi za rezultat relativno više iznose zarada koje niskoplaćeni radnici „nose kući“, što bi posledično uticalo na smanjenje nejednakosti zarada. Štaviše, potonja reforma bi bila delotvorna i u smanjenju dohodne nejednakosti iz razloga što bi povećala intenzitet rada domaćinstava, koji je identifikovan kao jedan od važnijih uzročnika nejednakosti dohotka u Srbiji (Krstić, 2016).

Drugo oružje iz arsenala bi se odnosilo na promovisanje koncepta jednakih zarada za jednak rad. Značajan izvor nejednakosti zarada može da bude diskriminatorno ponašanje prema nekoj kategoriji radnika, kao što su recimo žene ili neka druga ranjiva grupa na tržištu rada. Istraživanja koja su se bavila rodnim jazom potvrdila su da je ovaj fenomen, pre svega prilagođeni rodni jaz, veoma izražen u Srbiji (Krstić, 2002; Avlijaš et al, 2013; Žarković-Rakić et al, 2018; Anić, 2019). Upravo iz ovog razloga neophodno je da institucije tržišta rada, ali i politike koje se donose, na

bilo koji način ne budu diskriminatornog karaktera, odnosno da direktno ili indirektno produbljuju već postojeći jaz u zaradama između muškaraca i žena. Primera radi, neželjeno povećanje nejednakosti moglo bi se dogoditi ukoliko bi se definisala niža sektorska minimalna zarada u onom sektoru (npr. tekstilna industrija) u kojem su žene relativno zastupljenije ili ukoliko bi kolektivni ugovori garantovali relativno više zarade u sektorima gde među zaposlenima dominira muška radna snaga (npr. rudarstvo). Prevazilaženje nejednakih zarada po polovima iziskuje velike napore i zasniva se na širem spektru političkih pristupa kojima se promoviše rodna ravnopravnost i bori protiv rodnih stereotipa.

Pored preduzimanja aktivnosti u cilju smanjenja rodnog jaza, u Srbiji, kao i većini zemalja u tranziciji, neophodno je raditi i na smanjenju jaza u zaradama između javnog i privatnog sektora. Kao i u slučaju muško-ženskog jaza, i ovaj sektorski jaz može da produbi postojeću nejednakost zarada. O visini javno-privatnog jaza svedoče i rezultati brojnih istraživanja. Tako je premija zarada u javnom sektoru bila u konstantnom porastu u periodu između 2004. i 2008. godine (Laušev, 2012). Ona je ostala visoka i u 2015. godini, ali je ipak bila nešto niža nego u 2014. godini što se pripisuje uticaju mera fiskalne konsolidacije (Vladislavljević, 2017). Rezultati naše hipotetičke simulacije u skladu su sa nalazima navedenih studija. Usled nešto više zarade u javnom sektoru, ispostavlja se da bi hipotetičko povećanje zarada od 10% u javnom sektoru povećalo nejednakost zarada (mereno Gini koeficijentom) u Srbija za 1,3% odnosno 3,1% u zavisnosti od posmatranog scenarija. Rezultate do kojih smo došli treba imati u vidu prilikom određivanja povećanja zarada u pojedinim segmentima javnog sektora, kao i u javnom sektoru u celini. Drugim rečima, ukoliko privatni sektor ne bude u stanju da prati/nadmaši najavljena povećanja zarada u javnom sektoru, moguće je da će u budućnosti doći do produbljivanja ukupne nejednakosti zarada. Ovo je još jedan argument zbog kojeg bi Vlada svoje napore trebalo da usmeri u kreiranje povoljnog tržišnog ambijenta kako bi omogućila što efikasniji razvoj privatnog sektora, umesto da veštački naduvanim zaradama zadržava radnike, odnosno stimuliše ih da se zaposle u javnom sektoru.

Treći pravac reformi koji se predlaže tiče se aktivne politike tržišta rada (APTR). Da bi rešenje nejednakosti zarada u Srbiji bilo dugoročno održivo, neophodno je raditi na povećanju zarađivačkog potencijala osoba koje se nalaze u levom delu raspodele zarada. Nažalost, resursi namenjeni za mere APTR veoma su oskudni i stoga se uglavnom kanališu ka nezaposlenim

osobama. Potrebno je, dakle, omogućiti i osobama sa niskim zaradama da se uključe kako u „meke“ (programe savetovanja, treninga za pronalaženje boljeg posla i sl.) tako i u „tvrde“ (programe obuka, prekvalifikacija, dokvalifikacija, subvencija i sl.) mere aktivne politike tržišta rada. Ovakav pristup imaće za rezultat podizanje praga na levom repu raspodele zarada što će indirektno uticati na smanjenje nejednakosti.

Iako novčana sredstva, o čijoj je oskudnosti govoreno, sama po sebi ne garantuju efikasnost APTR, ona su važan preduslov. Međutim, izdvajanja za ove svrhe u Srbiji su tokom tekuće decenije bila izuzetno niska. Podsetićemo da je Nacionalnom strategijom zapošljavanja 2011-2020. predviđeno da se novčana sredstva namenjena APTR povećaju najpre na 0,4% BDP u 2014, a zatim i na 0,5% BDP u 2020. godini. Kako stvari stoje, realizovane vrednosti su daleko od projektovanog cilja, pošto suma novca potrošena na aktivne programe tržišta rada u 2018. ne prelazi 0,09% BDP (Arandarenko & Aleksić, 2019b).

Pored navedenih preporuka, poželjno bi bilo detaljnije empirijski ispitati ovaj nedovoljno istražen teren u Srbiji. Jedan od potencijalnih pravaca istraživanja u budućnosti mogao bi da se nadoveže na analizu sprovedenu u ovom radu. On bi podrazumevao modifikaciju postojećeg logit modela na način da obuhvata duži vremenski period. Drugim rečima, zavisna varijabla bi se konstruisala na osnovu višegodišnjih tranzicija, za razliku od jednogodišnjih koje su korišćene. Time bi se moglo ispitati da li i u kojoj meri određene personalne karakteristike radnika drugačije utiču na prohodnost na lestvici zarada kada je vremenski period njihove tranzicije duži od jedne godine. Ovako dobijeni rezultati bi ukazali da li npr. prednost koju imaju muškarci iščezava tokom vremena ili možda postaje još izraženija. Komparacija dugoročnih prepreka mobilnosti sa preprekama u kratkom roku koje su identifikovane ukazaće na dugoročni značaj pojedinih karakteristika i sugerisati segmente u kojima treba intervenirati da bi se mobilnost zarada povećala.

Drugi pravac koji se predlaže naslanja se na debatu o faktorima koji su doprineli porastu nejednakosti zarada na globalnom nivou nakon 80-ih godina XX veka. Evolucija sindikata bila je jedan od faktora koji je u ovoj debati apostrofirao kao vodeći uzročnik porasta nejednakosti zarada. U opštem slučaju, zemlje/grane koje su u velikoj meri pokrivene kolektivnim ugovorima teže da imaju relativno niži stepen nejednakosti zarada. Nivo nejednakosti zarada takođe zavisi i od tipa kolektivnog pregovaranja, odnosno da li je ono usko ili široko definisano. Zemlje u kojima je u većoj meri zastupljeno decentralizovano kolektivno pregovaranja (na nivou preduzeća) teže da

imaju veću nejednakost zarada od zemalja u kojima je kolektivno pregovaranje inkluzivnije (na nivou grane ili na nacionalnom nivou) (Visser & Checchi, 2009).

Premda se o ulozi sindikata detaljno raspravljalo na globalnom nivou, u Srbiji nije bilo pokušaja da se ispita veza između njih i stepena nejednakosti zarada. Upravo zbog toga predlaže se razmatranje uticaja sindikata na nivo nejednakosti zarada po granama. Prethodno bi moglo proveriti ili na osnovu stope sindikalizacije po granama ili na osnovu broja sklopljenih kolektivnih ugovora po granama. Svojim karakteristikama SES istraživanje samo sebe nameće kao primarni izvor podataka za ovakav tip istraživanja. Njegov izuzetno veliki uzorak, koji sa ponderima pokriva više od 1,3 miliona formalno zaposlenih radnika, i precizne informacije o delatnostima u kojima ti radnici rade, obezbeđuju osnovne preduslove za kvalitetno istraživanje. Štaviše, u samom upitniku postoji i pitanje koje se odnosi na to da li je zarada zaposlenog uređena opštim, posebnim ili pojedinačnim kolektivnim ugovorom ili pak ona nije uređena na ovaj način. Korišćenje SES istraživanja u ove svrhe bilo bi značajno i zbog činjenice da u skorije vreme treba očekivati da podaci za 2018. godinu postanu javno dostupni, te se dobijeni rezultati za Srbiju mogu porediti i kroz vreme, ali i sa drugim zemljama.

Treći pravac istraživanja mogao bi da se odnosi na nastavak simulacione analize koja je sprovedena. Tom prilikom bi se u određenoj meri izašlo iz postojećih okvira pa bi se simulacionom metodom ispitivali efekti promene minimalne zarade na nivo siromaštva u Srbiji. Dakle, umesto testiranja veze između minimalne zarade i nejednakosti zarada (ili indirektno radnog siromaštva), ispitivala bi se korelacija između minimalne zarade i siromaštva u opštem obliku. Na ovaj način bi se u obzir uzela i kompozicija domaćinstva, kao i radna intenzivnost članova domaćinstva. Krajni cilj ovakvog istraživanja bio bi testiranje hipoteze o tome da li je na tržištu rada u Srbiji minimalna zarada efikasna u borbi protiv siromaštva, ili pre svega protiv radnog siromaštva.

Rezultate iz svih predloženih tipova istraživanja potom bi trebalo nadovezati na postojeća saznanja o nejednakosti zarada i nalaze do kojih se u ovom radu došlo i iskoristiti ih kao inpute za oblikovanje politika u budućnosti.

5. ZAKLJUČAK

Zaposlenost je višedimenzionalna promenljiva i na taj način je treba i razumeti. Iako zgodan i veoma zastupljen makroekonomski pokazatelj, posmatranjem isključivo odnosa broja zaposlenih i ukupnog stanovništva dobija se samo deo slike. Stopa zaposlenosti pokazuje koji procenat stanovništva radi, ali ne govori ništa o dinamici i fluktuaciji konkretnih pojedinaca, uslovima rada, sigurnosti zaposlenja, časovima rada, kompenzaciji radnika i sl. Upravo iz tog razloga je pored kvantitativnog aspekta zaposlenosti za potpunije razumevanje ove oblasti neophodno posmatrati i kvalitet zaposlenosti. Iz prethodnog se vidi da je i kvalitet zaposlenosti sam po sebi veoma kompleksan pojam i da se sastoji od velikog broja elemenata. Ova disertacija je pionirski pokušaj detaljnije analize jednog od elemenata kvaliteta zaposlenosti – kompenzacije radnika. Istraživanja ovog tipa u Srbiji nisu se mogla ni zamisliti pre samo dvadesetak godina. Napori Republičkog zavoda za statistiku da implementira veliki broj međunarodno uporedivih anketa domaćinstava omogućili su da se zaposlenost osim iz makroekonomskog ugla detaljnije ispita i iz mikroekonomske perspektive.

Opredelili smo se da u disertaciji pažnju u najvećoj meri posvetimo segmentu tržišta rada na kojem se nalaze radnici čija su primanja među najnižima, tako da smo se detaljnije bavili minimalnom zaradom, niskim zaradama i problemom nejednakosti zarada u Srbiji. Svaka od ovih tema je prilično aktuelna bilo na globalnom nivou ili na nivou naše zemlje, što je bio motiv više za sprovođenje ovakvog istraživanja.

U prvom delu disertacije pokazali smo polarizovanost stručne javnosti kroz istoriju kada su u pitanju efekti promene minimalne zarade. Nalazi najnovijih studija pokazuju da se do univerzalne istine i dalje nije došlo i da neslaganja u određenoj meri još uvek postoje. Ambicija ovog dela rada nije bila da jednom za svagda razreši enigmu uticaja minimalne zarade, već da po prvi put na podacima za Srbiju detaljnije istraži ovaj fenomen, kako bi se dobijeni rezultati barem delimično mogli iskoristiti u budućim pregovorima o stepenu povećanja minimalne zarade. U prethodnom periodu praksa oktroisanog određivanja minimalne zarade nije bila strana, te se nadamo da bi rezultati ovog i sličnih istraživanja u narednom periodu mogli da podstaknu raspravu koja se u većoj meri zasniva na empirijskim podacima.

Pokazali smo da je određivanje adekvatnog nivoa minimalne zarade od izuzetne važnosti, s obzirom na to da danas u Srbiji minimalnu zaradu prima između 350.000 i 400.000 radnika. Rezultati sugerišu da je učešće radnika koji primaju minimalnu zaradu u Srbiji znatno veće od odgovarajućeg učešća u zemljama EU. Pored toga, relativni nivo (u odnosu na prosečnu zaradu) minimalne zarade u Srbiji je umereno visok u odnosu na nivo minimalne zarade u EU. Posledično, kombinacija prethodna dva pokazatelja daje umereno visoke vrednosti prilagođenog Kaitzovog indeksa u Srbiji, što je još jedan pokazatelj koji treba imati u vidu prilikom tumačenja rezultata i formulisanja preporuka o promenama minimalne zarade u budućnosti.

Korišćenjem eksperimentalne i kontrolne grupe, detaljnija ekonometrijska analiza pokazala je da minimalna zarada potencijalno može predstavljati ograničavajući faktor za dalji rast zaposlenosti u Srbiji. Preciznije, uz sve ostale nepromenjene uslove, smanjenje realne minimalne zarade od 1% u proseku povećava verovatnoću pronalaska posla za 3,1% osobama koje nisu bile zaposlene u periodu pre smanjenja realne minimalne zarade. Prethodni nalaz predstavlja osnov za potvrdu polazne hipoteze H1 – Smanjenje realne minimalne zarade povećava verovatnoću licima koja su se u prethodnoj godini nalazila izvan zaposlenosti da se zaposle za primanja oko minimalne zarade. Ukoliko prihvatimo dvosmernost uticaja minimalne zarade, to bi značilo da povećanje realne minimalne zarade od 10% povećava rizik od gubitka posla za 31% osobi koja radi za minimalnu zaradu. Pored osnovnih ocena, ustanovili smo da je responzivnost muškaraca na promenu realne minimalne zarade nešto veća nego responzivnost žena, ali i da postoje grupe koje su višestruko ranjive po ovom osnovu. Ispostavlja se da su u ovom kontekstu najosetljiviji na promenu realne minimalne zarade niskoobrazovani muškarci i žene iz Vojvodine.

Shodno relativno visokom broju radnika koji primaju minimalnu zaradu, nije iznenađujuće da Srbija spada u grupu zemalja sa najvećim učešćem radnika koji primaju niske zarade u Evropi. Sudeći prema međunarodno uporedivim podacima, učestalost niskih zarada od 23% koje je zabeleženo u Srbiji, za oko 1,3 puta je veće od proseka EU28. Zbog toga smo se u drugom delu disertacije posebno bavili analizom ovog segmenta distribucije zarada. Tom prilikom smo identifikovali profil tipičnog radnika koji u Srbiji radi za nisku zaradu, onako kako je definiše OECD. Najčešće su to žene niskog obrazovnog nivoa, sa relativno malim radnim iskustvom, angažovane na određeno ili na osnovu ugovora koje odlikuje niska zakonodavna zaštita zaposlenja, zaposlene u privatnom sektoru i to u preduzećima sa malim brojem radnika. Pokazali smo da se

dualnost tržišta rada ispoljava i u ovom smislu, s obzirom na to da različite karakteristike radnika različito utiču na verovatnoću rada za niske zarade na primarnom i sekundarnom tržištu rada.

Drugi deo analize u okviru ovog segmenta disertacije bavio se volumenom i karakterom perzistentnosti niskih zarada. Rezultati do kojih smo došli sugerišu da je u Srbiji oko 65% niskoplaćenih radnika primalo niske zarade i u prethodnoj godini, što je, sudeći prema komparativnom istraživanju koje smo razmatrali, znatno iznad proseka zemalja EU. Međutim, perzistentnost sama po sebi ne mora da bude toliko štetna ukoliko je tranzitornog karaktera, što bi značilo da radnici primaju niske zarade do onog momenta dok ne unaprede svoje karakteristike koje utiču na produktivnost. Znatno nepovoljnija situacija javlja se ukoliko je karakter perzistentnosti permanentan prilikom čega bi se radnici mogli trajno naći u tzv. „klopki niskih zarada“. Kontrolisanjem opaženih (obrazovanje, radno iskustvo i sl.) i neopaženih karakteristika radnika (kreativnost, urođene sposobnosti i sl.), ali i inicijalnih uslova, ustanovili smo da istinska zavisnost od prethodnog položaja u Srbiji nije zanemarljiva. Efekat „lepljivog poda“ nešto je izraženiji kod radnika sa niskim zaradama u Srbiji nego u slučaju proseka odabranih evropskih zemalja za koje postoje rezultati, ali i manje izražen nego u slučaju niskoplaćenih radnika u Portugalu i Irskoj.

Ipak, poređenjem neprilagođene i prilagođene ocene zavisnosti od prethodnog položaja ustanovili smo da se perzistentnost niskih zarada u Srbiji u većoj meri može objasniti heterogenošću radnika nego istinskom zavisnošću od prethodnog položaja. Na osnovu dobijenog rezultata primorani smo da odbacimo polaznu hipotezu H2 - Zavisnost od prethodnog položaja predstavlja dominantan uzrok primanja niskih zarada u povezanim vremenskim periodima u Srbiji. Iako primanje niskih zarada u prethodnom periodu nije dominantan uzrok primanja niskih zarada u sadašnjosti, ne znači da ne postoji. Štaviše, posebno je izraženo u slučaju određenih grupa radnika kao što su niskoobrazovani i neformalni radnici. Zbog toga, da bi se problem perzistentnih niskih zarada redukovao u što većoj meri, potrebna je visoka koordinacija na više različitih nivoa. Neke od mera koje bi mogle da daju pozitivne rezultate bile bi (1) formulisanje politika usmerenih na uvećanje ljudskog kapitala ovih radnika, (2) veće uključivanje radnika sa niskim zaradama u mere APTR koje imaju mogućnost da uvećaju zarađivački potencijal ovih lica, (3) optimalno podešavanje institucija tržišta rada, (4) promovisanje tzv. preduzeća sa dobrom poslovnom kulturom i sl.

U poslednjem delu disertacije razmatramo nejednakost i mobilnost zarada. U ovom segmentu namera nam je bila da temu nejednakosti zarada u Srbiji učinimo vidljivijom. Da bismo stekli detaljniji uvid o tome koliko je raspodela zarada zapravo nejednaka u Srbiji, izračunali smo niz komplementarnih mera nejednakosti iz različitih izvora podataka. Nasuprot nejednakosti dohotka prema kojoj Srbija spada među zemlje sa najvećom nejednakošću, analizirani pokazatelji uniformno ukazuju na to da je nejednakost zarada u Srbiji umerena u poređenju sa zemljama EU. Međutim, poređenjem bruto i neto zarada ustanovili smo da je redistributivnost oporezivanja rada u Srbiji znatno ispod proseka zemalja EU, s obzirom na to da se dva Ginija razlikuju za svega 0,3-0,4 poena. Slično tome, ocene proistekle iz simulacionog modela pokazuju da je i minimalna zarada izuzetno limitirana u pogledu mogućnosti smanjenja nejednakosti zarada. Pod ostalim nepromenjenim uslovima, procenili smo da bi povećanje minimalne zarade od 10% bilo u stanju da redukuje Gini za 0,36-0,45 poena, u zavisnosti od posmatrane godine. Što se tiče rodnog aspekta, rezultati pokazuju da je nejednakost prilično ravnomerno rasprostranjena unutar polova.

Pored nejednakosti u ovom delu disertacije bavili smo se i pokretljivošću unutra distribucije zarada. Različiti indeksi mobilnosti, ali i tranzicione matrice sugerišu da se mobilnost zarada u Srbiji blago povećala u toku posmatranog perioda. Ipak, ovo treba uzeti sa dozom rezerve, jer su određene mere osjetljive na moguće implikacije fiskalne konsolidacije, tako da bi porast mobilnosti delimično mogao biti i veštački indukovano. Dilema ne postoji kada je u pitanju indeks koji utvrđuje karakter mobilnosti jer je on invarijantan na posledice fiskalne konsolidacije. Prema dobijenim vrednostima ovog indeksa, ustanovili smo da je mobilnost zarada u Srbiji takva da teži da u dugom roku smanji nivo nejednakosti. Time smo i formalno potvrdili polaznu hipotezu H3 - Mobilnost zarada utiče na smanjenje nejednakosti unutar distribucije zarada u Srbiji. Takođe, model koji smo ocenjivali pokazao je da postoje određene karakteristike koje značajno utiču na napredovanje/nazadovanje na lestvici zarada. Tako na primer veće izgleda za napredovanje imaju muškarci u odnosu na žene, ali i oni sa boljim obrazovanjem i kvalitetnijim ugovorima u odnosu na njima odgovarajuće referentne kategorije.

Evidentno je da zbog značaja koji imaju nejednakost dohotka i nejednakost zarada, ove teme moraju dobiti veću pažnju u javno-političkom diskursu Srbije. Kako je na globalnom nivou veći medijski publicitet i porast stručne literature iz ove oblasti pisan na način koji je razumljiv „običnim“ građanima doprineo da nejednakost dospe u sferu interesovanja kreatora politika, na

tome treba insistirati i u Srbiji. Stiče se utisak da je stručna javnost sposobna da dà svoj sud o ovoj tematici, ali i da ima kapacitete da u budućnosti sprovede iscrpnija istraživanja koja će dati precizniji uvid u to šta su uzroci visoke nejednakosti i na koji način je treba prevazići. Zbog toga je od velikog značaja da kreatori politika odustanu od traženja univerzalnog leka protiv nejednakosti, što je do sada uglavnom bio slučaj. Populističke mere poput povećanja minimalne zarade ne moraju nužno dati suštinske rezultate. Pojednostavljeni test efikasnosti korišćenja minimalne zarade kao instrumenta za smanjenje nejednakosti zarada koji je sproveden u radu govori u prilog ovoj tezi, kao i izuzetno blagi pozitivni efekti koji su pronađeni u studijama različitih zemalja (Autor et al, 2010; Lukyanova, 2011; Keifman & Maurizio, 2012; Lin & Yun, 2016). Da bi se izborilo sa problemom nejednakosti, umesto jedinstvenog rešenja, adekvatnije bi bilo primeniti set različitih mera. U taj kompleks mera može da spada i minimalna zarada, ali njena povećanja moraju da budu praćena adekvatnim izmenama u obrazovnoj, poreskoj, socijalnoj i politici tržišta rada, ali i istovremenim promovisanjem koncepta „jednakih zarada za jednake poslove“, odnosno „jednakih zarada za različite podgrupe radnika“. Samo ovakav multidisciplinarni pristup može doprineti tome da Srbija i u narednim godinama ne bude jedan od lidera po visini nejednakosti.

Sumarno posmatrano, doktorska disertacija je imala za cilj da doprinese naučnoj i stručnoj literaturi koja se bavi tržištem rada u Srbiji, posebno segmentom tržišta rada na kojem se nalaze najniže plaćeni radnici. Ona predstavlja pionirsko empirijsko istraživanje problematike niskih zarada i nejednakosti na tržištu rada u Srbiji u okviru kojeg je korišćen veliki broj kako statističkih, tako i ekonometrijskih metoda. Rezultati istraživanja treba da omoguće bolje razumevanje ovog segmenta tržišta rada, koji je posebno bitan za zemlje u razvoju, ali i zemlje sa relativno visokim nivoom siromaštva i niskim životnim standardom. Oblasti koje su obrađene do sada u Srbiji nisu uopšte istraživane ili su istraživane korišćenjem drugačijih izvora podataka i/ili metodologije. Namera nam je bila da disertacija postavi solidan teorijsko-metodološki temelj za buduća istraživanja u navedenim oblastima. Takođe, pretpostavljamo da će glavni nalazi ove disertacije kreatorima ekonomske, socijalne i politike tržišta rada pružiti dublji uvid u trenutno stanje razmatranih oblasti kao i dati im smernice za poboljšanje postojećeg položaja.

LITERATURA

Abowd, J, Kramarz, F. & Margolis, D. (1999), "Minimum Wages and Employment in France and the United States." *Working Paper 6996*, National Bureau of Economic Research.

Abowd, J, Kramarz, F, Lemieux, T. & Margolis, D. (2000a), "Minimum Wages and Youth Employment in France and the United States." In David Blanchflower and Richard Freeman, eds. *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*. pp. 427-72. Chicago: University of Chicago Press.

Abowd, J, Kramarz, F, Margolis, D. & Phillipon, T. (2000b), "The Tail of Two Countries: Minimum Wages and Employment in France and the United States." *Discussion Paper No. 203*. Institute for the Study of Labor (IZA).

Acemoglu, D. & Pischke, J. (1999), „Beyond Becker: Training in Imperfect Labour Markets“, *Economic Journal* 109 (453), pp. 112-142.

Adams, S, Blackburn, L. & Cotti, D. (2012), "Minimum wages and alcohol-related traffic fatalities among teens", *Review of Economics and Statistics*, 94(3), p.p. 828-840.

Aleksić, D. (2015), „Položaj mladih na tržištu rada Srbije – Uticaj ekonomske krize i odgovor aktivne politike tržišta rada“, u Živković, B, Cerović, B, ed. *Ekonomska politika u 2015. godini*, u organizaciji Naučnog društva ekonomista Srbije, Ekonomskog fakulteta i Privredne komore Srbije.

Aleksić, D, (2015), "Minimalna zarada na tržištu rada – Analiza njenog uticaja na agregatnu zaposlenost u Srbiji" *Ekonomske ideje i praksa*, Broj 19, p.p. 87-103, 2217-6217.

Aleksić, D. (2018). "Nismo svi jednaki: Doprinis ekonomske krize produbljivanju razlika unutar kontingenta radne snage" u Živković, A. Molnar, D. Janković, I ed. *Ekonomska politika i razvoj*, Ekonomski fakultet, Univerzitet u Beogradu.

Andriopoulou, E. & Tsakloglou, P. (2015), „Once poor, always poor? Do initial conditions matter? Evidence from the ECHP“, In Thesia G, Kathleen S, (ed.) *Measurement of Poverty, Deprivation, and Economic Mobility*. Emerald Group Publishing Limited, p.p. 23-70.

Anić, A. (2019), „Aktivnost žena, rodni jaz u zaradama i zamka neaktivnosti i nezaposlenosti: ekonometrijska analiza za Srbiju“, Doktorska disertacija.

Arandarenko, M. & Stanić, K. (2006), „Labor Costs in Serbia 2000-2005“, Serbia: Labor Market Assessment: World Bank Report No. 36576-YU.

Arandarenko, M. & Vukojević, V. (2008), „Labor Costs and Labor Taxes in the Western Balkans“, World Bank.

Arandarenko, M. (2010), „Politička ekonomija nezaposlenosti“, u Arandarenko, M, Prašević, A, Cvejić, S. eds, *Ekonomsko-socijalna struktura Srbije: Učinak prve decenije tranzicije*, Naučno društvo ekonomista Srbije sa Akademijom ekonomskih nauka i Ekonomskim fakultetom u Beogradu, Beograd.

Arandarenko, M. (2011), *Tržište rada u Srbiji: Trendovi, institucije, politike*, Ekonomski fakultet u Beogradu.

Arandarenko, M. & Aleksić, D. (2016), „Not all jobs are created equal: How not to misread the labour force statistics in Serbia“, *Ekonomika preduzeća*, 65 (3-4), p.p. 211-224.

Arandarenko, M. (2017), „Nejednaki dohoci, nejednaka potrošnja“, *Odgovor Bošku Mijatoviću i Mijatu Lakićeviću*, MONS.

Arandarenko, M, Krstić, G. & Žarković Rakić, J. (2017), „Dohodna nejednakost u Srbiji: Od podataka do politike“, Friedrich Ebert Stiftung, Beograd.

Arandarenko, M. & Aleksić, D. (2018), „Western Balkans Labor Market Trends 2018 - Special topic: Wage data and wage statistics in the Western Balkans“, World Bank report, World Bank and wiiw.

Arandarenko, M. & Aleksić, D. (2019a), „Western Balkans Labor Market Trends 2019 - Special topic: Labor costs, labor taxes and low-wage earners in the Western Balkans“, World Bank report, World Bank and wiiw.

Arandarenko, M & Aleksić, D. (2019b), „Nacionalna strategija zapošljavanja 2011-2020: Zamisli i ostvarenja“, *Perspektive dugoročnog makroekonomskog razvoja Srbije*, Ekonomski fakultet u Beogradu.

Arandarenko, M, Krstić, G. & Žarković Rakić, J. (2019), „Nejednakost u Srbiji: Da li je problem u merenju ili u politikama?“, *Ekonomске ideje i praksa* 32, pp. 89-96.

Arulampalam, W, Booth, L. & Taylor, P. (2000), „Unemployment persistence“, *Oxford economic papers*, 52(1), p.p. 24-50.

Arulampalam, W. & Bhalotra, S. (2006), „Sibling death clustering in India: state dependence versus unobserved heterogeneity“, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 169(4), p.p. 829-848.

Arulampalam, W. & Stewart, B. (2009) „Simplified Implementation of the Heckman Estimator of the Dynamic Probit Model and a Comparison with Alternative Estimators“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 71, Issue 5, pp. 659-681.

Ayllón, S. (2013), „Unemployment persistence: Not only stigma but discouragement too“, *Applied Economics Letters*, 20(1), p.p. 67-71.

Atkinson, J, Rick, J, Morris, S. & Williams, M. (1996), „Temporary Work and the Labour Market“, The Institute for Employment Study, University of Sussex.

Autor, D, Manning, A. & Smith, C. (2010), „The Contribution of the Minimum Wage to U.S. Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment“, *Working Paper No. 16533*, NBER.

Avlijaš, S, Ivanović, N, Vladisavljević, M. & Vujić, S. (2013), „Gender Pay Gap in the Western Balkan Countries: Evidence From Serbia, Montenegro and Macedonia“, FREN.

Bachmann, R, Bechara, P. & Schaffner, S. (2016), „Wage Inequality and Wage Mobility in Europe“, *Review of Income and Wealth*, Vol. 62(1), p.p. 181-197.

Bazen, S. & Martin, P. (1991), “The impact of the minimum wage on earnings and employment in France”, *OECD Economic Studies*, 16, p.p. 199-221.

Bell, A. (1995), “The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia”, *World Bank Publications*, No. 1514, World Bank.

Benedek, D, Elek, P & Köllő, J. (2013), „A Tax avoidance, tax evasion, black and grey employment“ In: Fazekas, K., Benczúr, P. and Teledgy, Á. eds, *The Hungarian Labour Market*, CERS, HAS, Budapest. pp. 161-178.

- Benhayoun, G. (1994), "The impact of minimum wages on youth employment in France revisited: A note on the robustness of the relationship", *International Journal of Manpower*, 15(2/3), 82-85.
- Berman E, Bound J. & Griliches Z. (1994), „Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufactures“, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109(2), p.p. 367-97.
- Bishop, J. & Salas, R. (Eds.) (2012), *Inequality, Mobility, and Segregation: Essays in Honor of Jacques Silber*, Emerald Group Publishing.
- Blau, F. & Kahn, L. (1994), „International differences in male wage inequality: Institutions versus market forces“, *Working Paper No. 4678*, NBER.
- Bossler, M. & Gerner, D. (2016), "Employment effects of the new German minimum wage", *Discussion Paper 10/2016*, IAB.
- Booth, L, Jenkins, P. & Serrano, G. (1999), „New men and new women? a comparison of paid work propensities from a panel data perspective“, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(2), p.p. 167-197.
- Bound J. & Johnson, G. (1992), „Changes in the Structure of Wages in the 1980s: An Evaluation of Alternative Explanations“, *American Economic Review* 82, p.p. 371-92.
- Brown, C, Gilroy, C. & Kohen A. (1982), "The Effect of The Minimum Wage on Employment and Unemployment," *Journal of Economic Literature*, Vol. 20 (2), p.p. 487-528.
- Brown, C, (1999), „Minimum Wages, Employment, and The Distribution of Income“, *Handbook of Labor Economics*, Volume 3, Part B, pp. 2101–2163.
- Burkhauser, V, Couch, A. & Wittenburg, C. (2000), "Who minimum wage increases bite: An analysis using monthly data from the SIPP and the CPS", *Southern Economic Journal*, p.p. 16-40.
- Buddelmeyer, H, Lee, S. & Wooden, M. (2010), „Low-paid employment and unemployment dynamics in Australia“, *Economic Record*, 86(272), p.p. 28-48.
- Breau, S. & Rigby, D. (2010), „International trade and wage inequality in Canada“, *Journal of Economic Geography*, Volume 10, Issue 1, p.p. 55–86.

- Buchinsky, M, Fields, S, Fougère, D. & Kramarz, F. (2003), "Francs or Ranks? Earnings Mobility in France, 1967-1999," *Discussion Papers No. 3937*, CEPR
- Cai, L. (2015), „The dynamics of low pay employment in Australia“, *International Journal of Manpower*, 36(7), p.p. 1095-1123.
- Cai, L, Mavromaras, K. & Sloane, P. (2018), “Low Paid Employment in Britain: Estimating State-Dependence and Stepping Stone Effects”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 80(2), p.p. 283-326.
- Caliendo, M, Fedorets, A, Preuss, M, Schröder, C, & Wittbrodt, L. (2018), “The short-run employment effects of the German minimum wage reform”, *Labour Economics*, Vol. 53, p.p. 46-62.
- Cappellari, L. (2000), „Low-wage mobility in the Italian labour market“, *International Journal of Manpower*, 21(3/4), 264-290.
- Cappellari, L. & Jenkins, P. (2002), „Who stays poor? Who becomes poor? Evidence from the British household panel survey“, *The Economic Journal*, 112(478), C60-C67.
- Cappellari, L. & Jenkins, P. (2008), “Transitions between unemployment and low pay”, In Polachek, S. & Konstantinos, T. (ed.), *Work, Earnings and Other Aspects of the Employment Relation*, Emerald Group Publishing Limited.
- Card, A. & Krueger, B. (1994) “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast Food Industry in New Jersey and Pennsylvania”, *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 84(4), p.p. 772-793.
- Card, A. & Krueger, B. (1998) “A Reanalysis of the Effect of the New Jersey Minimum Wage Increase on the Fast-Food Industry with Representative Payroll Data”, *Working Paper No. 6386*, NBER.
- Card, D. & DiNardo, J. (2002), “Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles“, *Journal of Labor Economics*.
- Card, D, Lemieux, T & Riddell, F. (2004), „Unions and Wage Inequality“, *Journal of Labor Research* 25, p.p. 519-562.

- Card, A. & Krueger, B. (2016), *Myth and Measurement: The New Economics of the Minimum Wage Twentieth-Anniversary Edition*, 2 ed., Princeton University Press.
- Cahuc, P. & Michel, P. (1996), "Minimum wage unemployment and growth", *European Economic Review*, Volume 40, Issue 7, pp. 1463-1482.
- Chamberlain, G. (1984), "Panel data", *Handbook of econometrics*, 2, p.p. 1247-1318.
- Cengiz, D, Dube, A, Lindner, A. & Zipperer, B. (2019), "The effect of minimum wages on low-wage jobs: Evidence from the United States using a bunching estimator" *Working Paper No. 25434*, NBER.
- Clark, A, Georgellis, Y. & Sanfey, P. (2001), „Scarring: The psychological impact of past unemployment“. *Economica*, 68(270), p.p. 221-241.
- Clark, E. & Etilé, F. (2006), „Don't give up on me baby: Spousal correlation in smoking behaviour“, *Journal of health economics*, 25(5), p.p. 958-978.
- Clark, K. & Kanellopoulos, N. (2009), „Low Pay Persistence in European Countries“, *Discussion Paper No. 4183*, IZA, Bonn.
- Coban, M. (2017), „Wage Mobility, Wage Inequality, and Tasks: Empirical Evidence from Germany, 1984-2014“, *Working Paper No. 139*, Chair of Economic Order and Social Policy, Universität Würzburg.
- Corvers, F, Euwals, R. & Grip, A. (2012), „Flexibility of the labour market“, *De Economist*, Vol. 160(2), p.p. 83–87.
- Cowell, F. A. (2000), „Measurement of inequality“, *Handbook of income distribution 1*, p.p. 87-166.
- Crettaz, E. & Bonoli, G. (2010), „Why are Some Workers Poor? The Mechanisms that produce Working Poverty in a Comparative Perspective“, *Working Papers on the Reconciliation of Work and Welfare in Europe*, REC-WP 12/2010.
- Currie, J. & Fallick, B. (1996), "The Minimum Wage and The Employment Of Youth: Evidence From The NLSY," *Journal of Human Resources*, V 31, p.p. 404-428.

David, H, Manning, A. & Smith, L. (2016), "The contribution of the minimum wage to US wage inequality over three decades: a reassessment". *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(1), p.p. 58-99.

Dickens, R. (2000), "Caught in a Trap? Wage Mobility in Great Britain: 1975-1994", *Economica*, 67, p.p.477-97.

Dickens, R. & Manning, A. (2004), „Has the National Minimum Wage Reduced UK Wage Inequality?“, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (Statistics in Society)*, Vol. 167(4), p.p. 613-626.

DiNardo, J, Fortin, N. & Lemieux, T. (1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach", *Econometrica*, Vol.64, No.5, pp.1001-1044.

Dolado, J, Kramarz, F, Machin, S, Maninig, A, Margolis, D. & Teulings, C. (1996): "The Economic Impact of Minimum Wages in Europe," *Economic Policy: A European Forum*, Vol. 23, p.p. 317-357.

Dreger, C, López-Bazo, E, Ramos, R, Royuela, V. & Surinach, J. (2015), „Wage and Income Inequality in the European Union“, Directorate General For Internal Policies, European Parliament.

Dube, A. (2018), „Using wage boards to raise pay“, *Research brief*, Economists for Inclusive

Dube, A. (2019), "Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes." *American Economic Journal: Applied Economics*, 11 (4): p.p. 268-304.

Dustmann C, Ludsteck J. & Schnberg, U. (2007), „Revisiting the German Wage Structure“, *Discussion Paper No. 2685*, IZA.

Eurofound (2018), „Statutory minimum wages 2018“, Publications Office of the European Union, Luxembourg.

European Commission, (2004), „Employment in Europe 2004: Recent Trends and Prospects“, Directorate-General for Employment and Social Affairs.

European Commission (2014), „Special Eurobarometer 402: Undeclared work in the European Union“, Directorate-General for Employment, Social Affairs and Inclusion.

- Feenstra, R. & Hanson, G. (1999), „The Impact of Outsourcing and High-Technology Capital on Wages: Estimates for the United States, 1979-1990“, *Quarterly Journal of Economics* 114, p.p. 907-940.
- Fields, S. & Ok, A. (1996), “The Meaning and Measurement of Income Mobility”, *Journal of Economic Theory*, 71, p.p. 349-377.
- Fields, S. & Ok, A. (1999), “Measuring Movement of Incomes”, *Economica*, 66, p.p. 455-472.
- Fields, S. (2010), “Does Income Mobility Equalize Longer-term Incomes? New Measures of an Old Concept”, *Journal of Economic Inequality*, 8, p.p. 409-427.
- Flaig, G, Licht, G. & Steiner, V. (1993), „Testing for state dependence effects in a dynamic model of male unemployment behaviour“ *Discussion Papers No. 93-07*, ZEW.
- Francesconi, M. (2002), „A joint dynamic model of fertility and work of married women“, *Journal of Labor Economics*, 20(2), p.p. 336-380.
- G20 (2012), “Boosting Jobs and Living Standards in G20 Countries”, A Joint Report by the ILO, OECD, IMF and the World Bank.
- Gabe, M, Abel, R. & Florida, R. (2018), „Can low-wage workers find better jobs?," *Staff Reports 846*, Federal Reserve Bank of New York.
- Garloff, A. (2016), “Side effects of the new German minimum wage on (un-)employment. First evidence from regional data”, *Discussion Paper 31/2016*, IAB.
- Gramlich, E. (1976), „Impact of Minimum Wages on Other Wages, Employment and Family Incomes“, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2 (76), pp. 409 – 451
- Gregg, P. (2001), „The impact of youth unemployment on adult unemployment in the NCDS“ *Economic Journal* 111, p.p. 626 – 653.
- Gregg, P. & Tominey, E. (2005), „The wage scar from male youth unemployment“, *Labour Economics*, 12(4), pp.487-509.
- Gregory, M. & Elias, P. (1994), “Earnings transitions of the low-paid in Britain, 1976-91: a longitudinal study”, *International Journal of Manpower*, 15(2/3), p.p. 170-188.

Grotti, R. & Cutuli, G. (2018), "XTPDYN: Stata module to estimate dynamic random effects probit model with unobserved heterogeneity," , *Statistical Software Components S458465*, Boston College Department of Economics.

Hanson, G. & Harrison, A. (1999), „Trade liberalization and wage inequality in Mexico“, *Industrial and Labour Relations Review*, Vol. 52(2), p.p. 271-288.

Harasztosi, P. & Lindner, A. (2015), “Who Pays for the minimum Wage?” , UC Berkeley.

Haughton, J. & Khandker, S. (2009), „Handbook on poverty and inequality“, World Bank, Washington, DC.

Heckman, J. (1981a), „The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time - discrete data stochastic process“, In Manski, C. & McFadden, D, *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Application*, Cambridge, MIT Press.

Heckman, J. (1981b), „Heterogeneity and state dependence“, In Rosen, S. (ed.) *Studies in Labor Markets*, Chicago, IL, Chicago Press.

Henley, A. (2004), „Self-employment status: The role of state dependence and initial circumstances“, *Small Business Economics*, 22(1), p.p. 67-82.

Hofer, H. & Weber, A. (2001), „Wage mobility in Austria 1986 – 1996“, *Reihe Okonomie / Economics Series, No. 108*, Institute for Advanced Studies (IHS), Vienna.

Holtemöller, O. & Pohle, F. (2017), “Employment effects of introducing a minimum wage: The case of Germany”, *Discussion Papers No. 28/2017*, IWH.

Hyslop, D.E. (1999). „State dependence, serial correlation and heterogeneity in intertemporal labor force participation of married women“, *Econometrica*, Vol. 67, pp. 1255-1294.

IMF (2016), “Cross-Country Report on Minimum Wages: Selected Issues”, IMF Country Report No. 16/151, IMF.

International Labour Organization (2014) “Minimum wage systems”, International Labour Conference, 103rd Session, ILO.

International Labour Organization (2015) “The Minimum Wage Act in detail - Questions regarding Germany’s statutory minimum wage”, ILO.

International Labour Organization (2016), „Global Wage Report 2016/17: Wage inequality in the workplace“, International Labour Organization, Geneva.

Immervoll, H. & Pearson, M. (2009), „A Good Time for Making Work Pay? Taking Stock of In-Work Benefits and Related Measures across the OECD“, *Policy Paper No. 3*, IZA.

Islam, N. (2007), „A Dynamic Tobit Model of Female Labor Supply“, *Working Papers in Economics* 259, School of Business, Economics and Law, Goteborg.

Jandrić, M. & Aleksić, D. (2018), „Institucije i politike tržišta rada“, u Kostić, A. ed. *Ekonomija: Zaposlenost i rad u Srbiji u XXI veku*, zbornik radova sa simpozijuma u organizaciji Srpske akademije nauka i umetnosti, Ekonomskog fakulteta u Beogradu i Komisije za demografiju i populaciona pitanja Vlade Republike Srbije, pp 191-226, ISBN 978-86-7025-786-3, ISSN 0354-4850.

Jardim, E. Long, M. Plotnick, R. Inwegen, E. Vigdor, J. & Wething, H. (2017), “Minimum Wage Increases, Wages, and Low-Wage Employment: Evidence from Seattle”, *Working Papers No 23532*, NBER.

Jardim, E. Long, M. Plotnick, R. Inwegen, E. Vigdor, J. & Wething, H. (2017a), “Minimum Wage Increases, Wages, and Low-Wage Employment: Evidence from Seattle”, The minimum wage study, The University of Washington.

Jardim, E. Long, M. Plotnick, R. Inwegen, E. Vigdor, J. & Wething, H. (2018), “Minimum Wage Increases and Individual Employment Trajectories”, *Working Paper No. 25182*. NBER.

Jehoel-Gijsbers, G. & Groot, W. (1989), „Unemployed youth: a lost generation?“, *Work, employment and society*, 3(4), p.p. 491-508.

Juhn, C, Murphy, K. & Pierce, B. (1993), “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill“, *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 3, pp. 410-442.

Kaitz, H. (1970), "Experience of the Past: The National Minimum, Youth Unemployment and Minimum Wages", US Bureau of Labor Statistics Bulletin, 1657, p.p. 30-54.

- Keifman, N. & Maurizio, R. (2012), „Changes in labour market conditions and policies: Their impact on wage inequality during the last decade“, United Nations University World Institute for Development Economics Research. (UNU-WIDER), Working Paper 2012/14 (Helsinki).
- Kertesi, G. & Köllő, J. (2003a), “Fighting “Low Equilibria” by Doubling the Minimum Wage? Hungary’s Experiment”, *Discussion Paper No. 970*, IZA.
- Kertesi, G. & Kollo, J. (2003b), ”The Employment Effects of Nearly Doubling the Minimum Wage - The Case of Hungary”, *Budapest Working Papers on the Labour Market*, No. BWP - 2003/6.
- King, L. (2012), “The Code of Hammurabi”, CreateSpace Independent Publishing Platform.
- Kiersztyn, A. (2015), „Solidarity Lost? Low Pay Persistent During the Post-Communist Transition in Poland“, *Polish Sociological Review*, 192(4), p.p. 493-509.
- Klein, M, Moser, C. & Urban, D. (2010), „The contribution of trade to wage inequality: the role of skill, gender, and nationality“, *Working Paper 15985*, NBER.
- Krueger, A. (1993), „How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata 1984–1989“, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, (1), p.p. 33-60.
- Krstić, G. (2002), „An Empirical Analysis of the Formal and Informal Labour Markets in FR Yugoslavia (1995-2000)“, University of Sussex.
- Krstić, G, Litchfield, J. & Reilly, B. (2007), „An Anatomy of Male Labour Market Earnings Inequality in Serbia – 1996 to 2003“, *Economic Systems*, Vol. 31, Issue 1.
- Krstić, G. & Sanfey, P. (2011), „Earnings inequality and the informal economy: evidence from Serbia“, *Economics of transition*, Vol. 19(1), p.p. 179-199.
- Krstić, G. (2016). “Why income inequality is so high in Serbia: empirical evidence and a measurement of key factors”, *Economic Annals*, Volume LXI, No. 210 / July – September, pp.23-46.
- Krstić, G. (2017), „Would an increase in low work intensity contribute to reducing poverty and inequality in Serbia?“, *Ekonomске ideje i praksa* 24, pp. 37-52.

Krstić G. & Žarković-Rakić J. (2017), "Dohodna nejednakost u Srbiji: uzroci i preporuke za politiku", u *Ekonomska politika Srbije u 2017*, Zbornik radova sa Naučne konferencije Naučnog društva ekonomista Srbije i Ekonomskog fakulteta u Beogradu.

Krstić, G. i Radulović, B. (2018), „Siva ekonomija u Srbiji 2017“, Nacionalna alijansa za lokalni ekonomski razvoj (NALED).

Kondo, A. (2007), „Does the first job really matter? State dependency in employment status in Japan“, *Journal of the Japanese and International Economies*, 21(3), p.p. 379-402.

Koutsogeorgopoulou V. (1994), "The Impact of Minimum Wages in Greece", *International Journal of Manpower*, Vol: 15, No. 2-3, pp.86-99.

Kovačević, M, Pantelić, V. & Aleksić, D. (2017), „Trends and challenges in Serbian labour market: Change in the nature of jobs and labour underutilization“, *Ekonomika preduzeća*, 65(5-6), p.p. 341-354.

Laušev, J. (2012), „Public Sector Pay Gap in Serbia During Large-Scale Privatisation, By Educational Qualification“, *Economic Annals*, Volume LVII, No. 192.

Lawrence, R. & Slaughter, M. (1993), „International Trade and American Wages in the 1980s: Giant Sucking Sound or Small Hiccup?“, *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 24(2), p.p. 161-226.

Lee, D, Lee, H. & Choe, I. (2018), „State dependence, individual heterogeneity, and the choice of employment status: evidence from Korea“, *Applied Economics*, 50(8), p.p. 824-837.

Lemieux, T, MacLeod, B. & Parent, D. (2007), „Performance Pay and Wage Inequality“, *Working Paper No. 13128*, NBER.

Leonard, C. (2005), „Retrospectives: Eugenics and economics in the progressive era“, *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 207-224.

Lin, C. & Yun, M. (2016), „The Effects of the Minimum Wage on Earnings Inequality: Evidence from China“, *Discussion Paper No. 9715*, IZA.

Lordan, G. & Neumark, D. (2018), "People versus machines: The impact of minimum wages on automatable jobs", *Labour Economics*, 52, p.p. 40-53.

- Loudermilk, S. (2007), „Estimation of fractional dependent variables in dynamic panel data models with an application to firm dividend policy“, *Journal of Business & Economic Statistics*, 25(4), p.p. 462-472.
- Lukyanova, A. (2011), „Effects of minimum wages on the Russian wage distribution“, *Working Paper WP BRP*, National Research University Higher School of Economics, Moscow.
- Levy F. & Murnane, J. (1992), „U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations“, *Journal of Economic Literature*, Vol 30(3).
- Lynch, M. (1985), „State dependency in youth unemployment: A lost generation?“, *Journal of Econometrics*, 28(1), p.p. 71-84.
- Machin, S. & Manning, A. (1994), “Minimum Wages, Wage Dispersion and Employment: Evidence from the UK Wages Councils” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol 47, No. 2, p.p. 319–29.
- Maloney, T. (1995), “Does the adult minimum wage affect employment and unemployment in New Zealand?”, *New Zealand Economic Papers*, 29(1), 1-19.
- Manning, A. (2003), *Monopsony in Motion*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Mare, D. (1995), “Comments on Maloney’s “Does the Adult Minimum Wage Affect Employment and Unemployment in New Zealand”, New Zealand Department of Labour.
- Matković, G, Krstić, G. & Mijatović, B. (2015), „Srbija: prihodi i uslovi života 2013“, Republički zavod za statistiku.
- Madžar, Lj. (2017), „Aporetika minimalne nadnice i njeni dugoročni učinci“, u Ostojčić, I. (ed.) *Problemi na tržištu rada, siromaštvo i ekonomske nejednakosti*, Institut društvenih nauka, Beograd.
- McGovern, P, Smeaton, D. & Hill, S. (2004), „Bad Jobs in Britain: Nonstandard Employment and Job Quality“, *Work and Occupations*, Vol. 31 (2), p.p. 225–249.
- Mijatović, B. (2014). „Siromaštvo u Srbiji 2011, 2012. i 2013. godine“, Tim za socijalno uključivanje i smanjenje siromaštva Vlade RS.

Milanović, B. (2016), *Global Inequality A New Approach for the Age of Globalization*, Harvard University Press, Cambridge.

Mijatović, B. (2017), „Eh ta ideologija“, *Reagovanje na blog Mihaila Arandarenka "Ekonomska nejednakost u Srbiji između ideologije i činjenica"*, MONS.

Mincer, J. (1976), „Unemployment Effects of Minimum Wages“, *Journal of Political Economy*, 84 (4), Part 2, pp. S87-S104.

Müller, K. & Steiner, V. (2008), “Would a Legal Minimum Wage Reduce Poverty? A Microsimulation Study for Germany”, *Discussion Paper No. 791*, DIW Berlin.

Mühleisen, M. & Zimmermann, F. (1994), „A panel analysis of job changes and unemployment“, *European Economic Review*, 38(3-4), p.p. 793-801.

Neumark, D. & Wascher, W. (1995) "The Effect of New Jersey's Minimum Wage Increase on Fast-Food Employment: A Re-Evaluation Using Payroll Records", *Working Paper No. 5224*, NBER.

Neumark, D. & Wascher, W. (2002), "Do Minimum Wages Fight Poverty?" *Economic Inquiry*, 2002, V.40, p.p. 315-333.

Neumark, D. & Wascher, W. (2008). *Minimum wages*, MIT Press Cambridge, Massachusetts.

Neyman, J. & Scott, E. (1948), “Consistent estimates based on partially consistent observations”, *Econometrica* 16: p.p. 1-32.

Nogueira, M. & Afonso, O. (2018), „Intra-Country Wage Inequality in the OECD Countries“ *Panaeconomicus*, Vol. 65, Issue 3 (Special Issue), pp. 339-362.

Orme, D. (1996), “The initial conditions problem and two-step estimation in discrete panel data models”, *Discussion Paper Series No 9633*, The University of Manchester.

Organization for Economic Co-operation and Development, (1998), “Employment Outlook”, OECD, Paris.

Organization for Economic Co-operation and Development, (2002), "Taking the Measure of Temporary Employment", in *OECD Employment Outlook 2002*, OECD Publishing, Paris.

- Organization for Economic Co-operation and Development, (2015), „Employment Outlook 2015“, The Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Pena-Casas, R. & Latta, M. (2004), „Working Poor in the European Union“, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Dublin.
- Pena-Casas, R, Ghailani, D, Spasova, S. & Vanhercke, B. (2019), „In-work poverty in Europe: A study of national policies“, European Social Policy Network (ESPN).
- Petreski, M. & Mojsoska-Blazevski, N. “The effects of the 2017 minimum wage increase in Macedonia: Econometric and field evidence”, *Unpublished paper*.
- Piketty, T. (2013), *Capital in the 21st century*, The Belknap Press of Harvard University Press.
- Prowse, V. (2012), „Modeling employment dynamics with state dependence and unobserved heterogeneity“, *Journal of Business & Economic Statistics*, 30(3), p.p. 411-431.
- Putnam, B. (2002). *The Enforcement of the Statutes of Labourers During the First Decade after the Black Death 1349 – 1359*, University Press of the Pacific.
- Rabe-Hesketh, S. & Skrondal, A. (2013), „Avoiding biased versions of Wooldridge’s simple solution to the initial conditions problem“, *Economics Letters* 120: 2, p.p. 346–349.
- Randelović, S. & Žarković-Rakić, J. (2011), „Addressing Inequality and Poverty with Tax Instruments“, *Economic Annals*, Vol. LVI, No.190.
- Rebitzer, J. & Taylor, L. (1995), “The Consequences of Minimum Wage Laws: Some New Theoretical Ideas”, *Journal of Public Economics*, pp. 245-255.
- Reich, M. Allegretto, S. & Godoey, A. (2017), “Seattle’s Minimum Wage Experience 2015-16”, Institute for Research on Labor and Employment, UC Berkeley.
- Riener, G. (2006), „Inequality and mobility of household incomes in Europe: Evidence from the ECHP“, *Reihe Okonomie / Economics Series*, Institut für Höhere Studien (IHS), Wien.
- Republički zavod za statistiku (2006), „Zarade u Republici Srbiji 1965-2005.“, RZS.
- Republički zavod za statistiku (2017), „Pilot istraživanje o strukturi zarada za 2014. godinu“, RZS.

Republički zavod za statistiku „Anketa o radnoj snazi“, *različite godine*, RZS.

Requena-Silvente, F. (2005), „The decision to enter and exit foreign markets: Evidence from U.K. SMEs“, *Small Business Economics*, Vol. 25, pp. 237-53.

Reynolds, L. & Gregory, P. (1965) „Wages, Productivity and Industrialization in Puerto Rico“, Irwin, New York.

Robinson, J. (1969), *The Economics of Imperfect Competition*, 2nd ed. London, Macmillan.

Rutkowski, J. (2003), “The Minimum Wage: Cure or Curse?”, Human Development Economics, Europe and Central Asia Region, The World Bank.

Schnabel, C. (2016), „Low-wage employment“, *IZA World of Labor*, Institute for the Study of Labor, Bonn.

Schmitz, S. (2017), “The effects of Germany's new minimum wage on employment and welfare dependency”, *Discussion Paper 2017/21*, Free University Berlin, School of Business & Economics.

Shorrocks, A. F. (1978), „Income Inequality and Income Mobility“, *Journal of Economic Theory* 19, p.p. 376-393.

Shorrocks, A. F. (1982), „Inequality decomposition by factor components“, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p.p. 193-211.

Simón, H. (2010), „International differences in wage inequality: a new glance with European matched employer–employee data“, *British Journal of Industrial Relations*, 48(2), p.p. 310-346.

Skrondal, A. & Rabe-Hesketh, S. (2014), „Handling initial conditions and endogenous covariates in dynamic/transition models for binary data with unobserved heterogeneity“, *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 63(2), p.p. 211-237.

Sologon, D. & O’Donoghue, C. (2009), “Equalizing or Desequalizing Lifetime Earnings Differentials? Earnings Mobility in the EU: 1994-2001”, *Discussion Paper, No. 4642*, IZA.

Sologon, D. & O’Donoghue, C. (2010), „Earnings Mobility in the EU: 1994-2001“, *Working Paper No 2010-36*, CEPS/INSTEAD.

- Solow, R. (2008), „The German Story“ in Bosch, G & Weinkopf, C. (ed.) „Low-Wage Work in Germany“, *A Volume in the Case Studies of Job Quality in Advanced Economies*, Russell Sage Foundation.
- Starr, G. (1993), „Minimum wage fixing - An international review of practices and problems”, ILO.
- Stewart, B. & Swaffield, K. (1999), „Low pay dynamics and transition probabilities“, *Economica*, 66(261), p.p. 23-42.
- Stewart, B. (2007), „The Inter-related Dynamics of Unemployment and Low Pay“, *Journal of Applied Econometrics* 22, p.p. 511-531.
- Stojanović, B. (2006), „Ekonomске posledice minimalnih nadnica“, *Biznis i država*, Institut društvenih nauka – Centar za ekonomska istraživanja, Beograd.
- Stojanović, B. (2009), *Osnove austrijske teorije*, Ekonomski fakultet, Beograd.
- Tansel, A, Dalgıç, B. & Guven, A. (2014), „Wage Inequality and Wage Mobility in Turkey“, *Discussion Paper No. 8669*, IZA.
- Tonin, M. (2011), „Minimum wage and tax evasion: Theory and evidence”, *Journal of Public Economics*, 95(11-12), p.p. 1635-1651.
- Tyrowicz, J. & Smyk, M. (2017), „Wage Inequality and Structural Change“, *Discussion paper No. 11250*, IZA.
- Vlada RS (1992), „Zakon o Fondu sredstava za isplatu najnižih zarada i naknada“, *Službeni glasnik RS*, broj 46/92.
- Vlada RS (1994), „Uredba o zaradama za vreme primene sankcija međunarodnih organizacija“, *Službeni glasnik RS*, broj 10/94.
- Vlada RS (1996), „Zakon o radnim odnosima“, *Službeni glasnik RS*, broj 55/96.
- Vlada RS (2003), „Zakon o penzijskom i invalidskom osiguranju“, *Službeni glasnik RS*, broj 34/2003.
- Vlada RS (2005), „Zakon o radu“, *Službeni glasnik RS*, broj 24/05.

Vlada RS (2005a), „Nacionalni akcioni plan zapošljavanja za 2015. godinu“, Ministarstvo za rad, zapošljavanje, boračka i socijalna pitanja.

Vladislavljević, M. (2017), „The Public Sector Wage Premium and Fiscal Consolidation in Serbia“, *Economic Annals*, Volume LXII, No. 215.

Vergil, H. (2012), „Income Mobility, Income Distribution and Economic Growth in Turkey“, *Paper Prepared for the 32nd General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth*, Boston, USA.

Visser, J. & Checchi, D. (2009), „Inequality and the labour market: Unions“, *Oxford Handbook on Economic Inequality*, Oxford: OUP.

Webb, S. & Webb, B. (1897), *Industrial democracy: New edition in two volumes bound in one*. Longmans, Green and Company.

Welch, F. (1974), „Minimum Wage Legislation in the United States“, *Economic Inquiry*, 12(3), p.p. 285-318.

Wooldridge, J. (2005), „Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity“, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 20, pp. 39-54.

Weel, B. (2018), „The Rise of Temporary Work in Europe“, *De Economist*, Vol. 166, Issue 4, p.p. 397–401.

Žarković-Rakić, J. (2017), „Rastuća nejednakost: podaci i percepcije“, MONS.

Žarković-Rakić, J, Vladislavljević, M, Prokić, I. & Poljak, I. (2018), „Gender pay gap in times of austerity“, Partnership for economic policy (PEP).

Internet izvori:

https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---ed_protect/---protrav/---travail/documents/genericdocument/wcms_508527.pdf

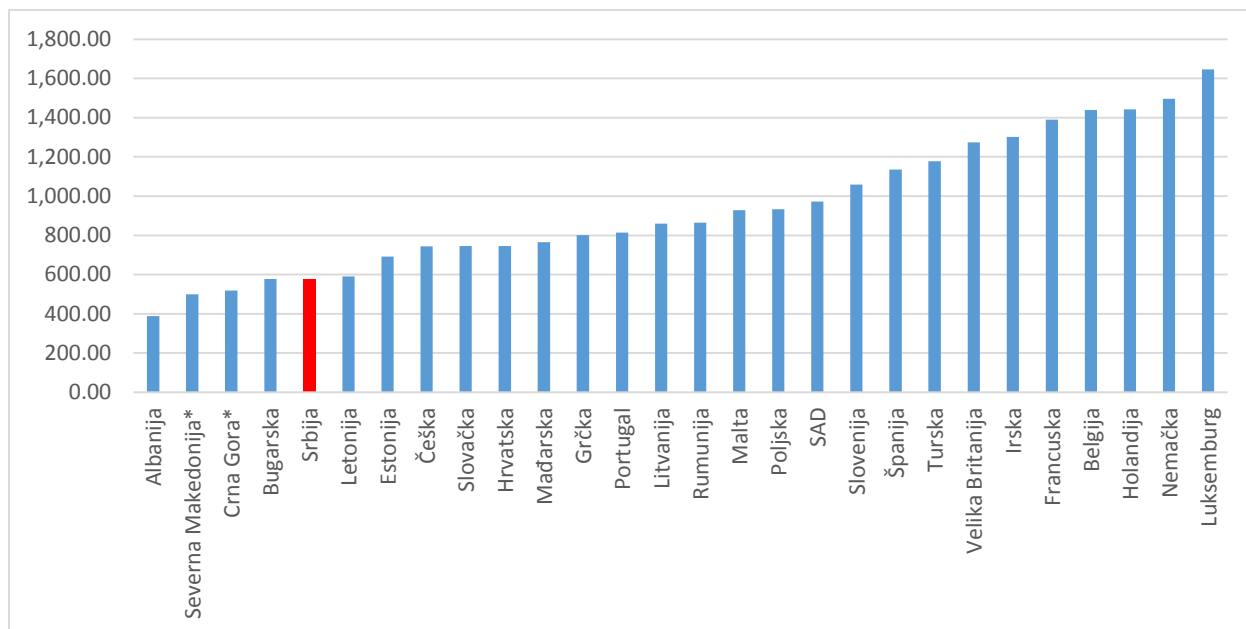
https://ec.europa.eu/eurostat/cache/metadata/Annexes/earn_minw_esms_an2.doc

<http://www.oecd.org/employment/emp/Minimum%20wages.pdf>

<https://www.aeaweb.org/about-aea/honors-awards/bates-clark>

Dodatak drugom poglavlju

Grafikon D2.1 – Apsolutni bruto iznosi mesečne minimalne zarade (PPP) u različitim zemljama, Januar 2019



* Podatak za 2017.

Izvor: Evrostat

Tabela D2.1 - Tranzicione matrice za zaposlene radnike u 2013, 2014 i 2016. godini (u %), prema različitim nivoima zarade i obrazovanju

t = 1		Minimalna	Marginalno iznad	Značajno iznad	
t = 0	Nisko	Zaposlen	89.2	91.0	90.8
		Nezaposlen	9.4	7.6	7.3
		Neaktivan	1.4	1.3	1.9
	Srednje	Zaposlen	86.5	92.2	96.3
		Nezaposlen	11.4	6.1	2.7
		Neaktivan	2.1	1.8	1.0
	Visoko	Zaposlen	75.1	86.3	96.5
		Nezaposlen	18.2	10.0	2.1
		Neaktivan	6.7	3.7	1.4

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

Tabela D2.2 - Tranzicione matrice za zaposlene radnike u 2013, 2014 i 2016. godini (u %), prema različitim nivoima zarade i regionima

t = 1		Minimalna	Marginalno iznad	Značajno iznad	
t = 0	Beogradski region	Zaposlen	84.7	90.3	96.2
		Nezaposlen	12.4	6.9	2.4
		Neaktivan	2.9	2.8	1.5
		Total	100.0	100.0	100.0
	Vojvodina	Zaposlen	84.8	90.1	96.0
		Nezaposlen	12.4	7.2	2.8
		Neaktivan	2.8	2.6	1.2
		Total	100.0	100.0	100.0
	Region Šumadije i Zapadne Srbije	Zaposlen	87.2	93.1	96.4
		Nezaposlen	10.9	5.6	2.7
		Neaktivan	1.9	1.3	.9
		Total	100.0	100.0	100.0
	Region Južne i Istočne Srbije	Zaposlen	87.5	91.6	96.6
		Nezaposlen	10.8	7.1	2.4
		Neaktivan	1.8	1.3	1.0
		Total	100.0	100.0	100.0

Izvor: Obrada autora na osnovu mikro podataka ARS 2012-2016, RZS.

Dodatak trećem poglavlju

Tabela D3.1 – Učešće (u %) radnika sa niskim zaradama za odabrane zemlje (prema delatnosti), 2014

	EU 28	Crna Gora	Severna Makedonija	Srbija
Rudarstvo	3.7	17.3	10.9	1.8
Prerađivačka industrija	12.3	59.4	36.0	28.4
Snabdev. električnom energijom, gasom i parom	1.9	0.2	0.4	0.7
Snabdev. vodom i upravljanje otpadnim vodama	10.5	9.1	17.3	18.6
Građevinarstvo	11.6	40.8	25.8	32.8
Trgovina na veliko i malo i popravka mot. vozila	25.7	40.3	31.3	48.0
Saobraćaj i skladištenje	16.5	25.0	44.0	15.4
Usluge smeštaja i ishrane	47.3	45.2	50.0	41.8
Informisanje i komunikacije	6.4	2.0	12.8	6.3
Finansijske delatnosti i delatnost osiguranja	2.9	1.7	9.8	5.9
Poslovanje nekretninama	14.6	25.1	17.9	7.1
Stručne, naučne i tehničke delatnosti	8.7	47.0	13.9	16.3
Administrativne i pomoćne uslužne delatnosti	36.9	48.5	38.1	26.3
Obrazovanje	9.5	11.9	3.2	15.6
Zdravstvena i socijalna zaštita	13.6	9.4	4.9	12.5
Umetnost; zabava i rekreacija	28.3	48.2	14.5	28.6
Ostale uslužne delatnosti	23.7	34.8	17.6	27.4

Izvor: SES, Evrostat.

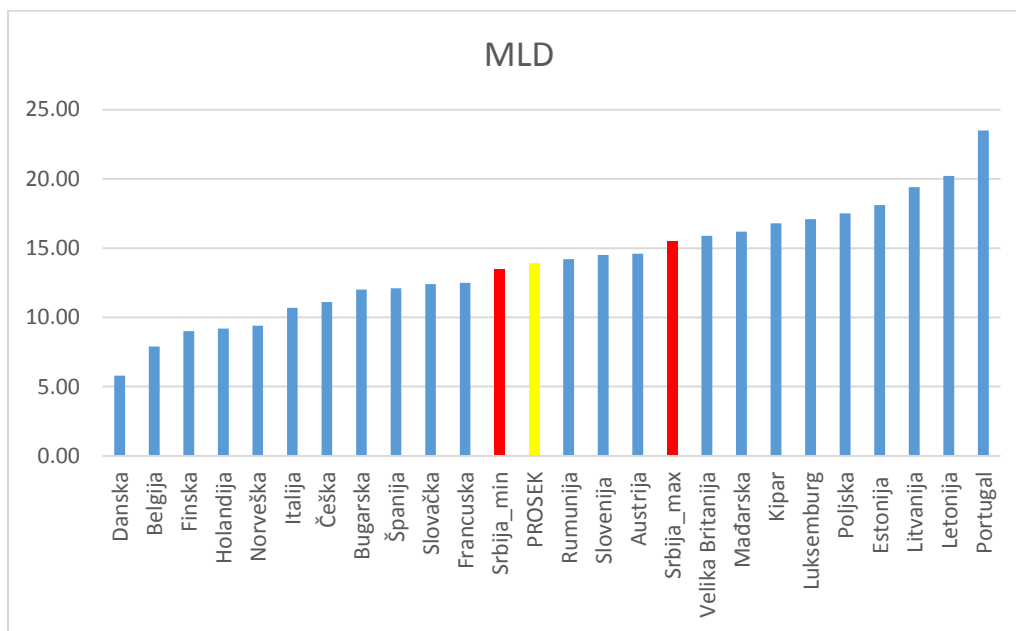
Tabela D3.2 – Učešće (u %) radnika sa niskim zaradama u Srbiji i Severnoj Makedoniji (prema zanimanjima), 2014

	Srbija	Severna Makedonija
Rukovodioci (direktori), funkcioneri i zakonodavci	10.1	4.6
Stručnjaci i umetnici	2.6	6.2
Inženjeri, stručni saradnici i tehničari	6.8	12.1
Administrativni službenici	16.0	20.8
Uslužna i trgovačka zanimanja	52.3	45.7
Zanatlije i srodni	34.1	48.7
Rukovaoci mašinama i postrojenjima, monter i vozači	23.2	48.3
Jednostavna zanimanja	47.7	55.2

Izvor: SES mikro podaci za Srbiju i Severnu Makedonija

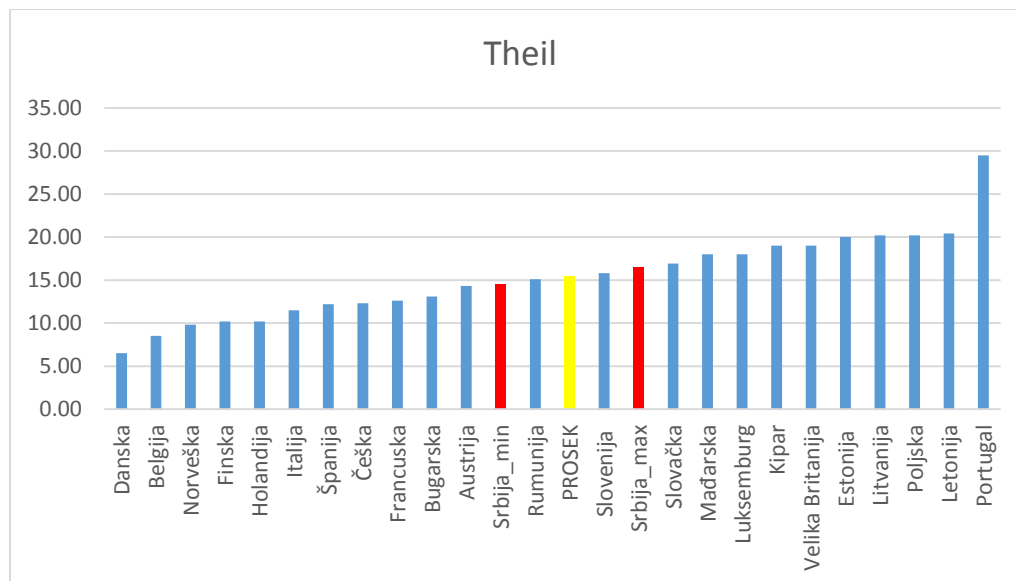
Dodatak četvrtom poglavlju

Grafikon D4.1 – MLD za odabrane zemlje – EU prosek 2004-2010; Srbija min/max 2013-2016



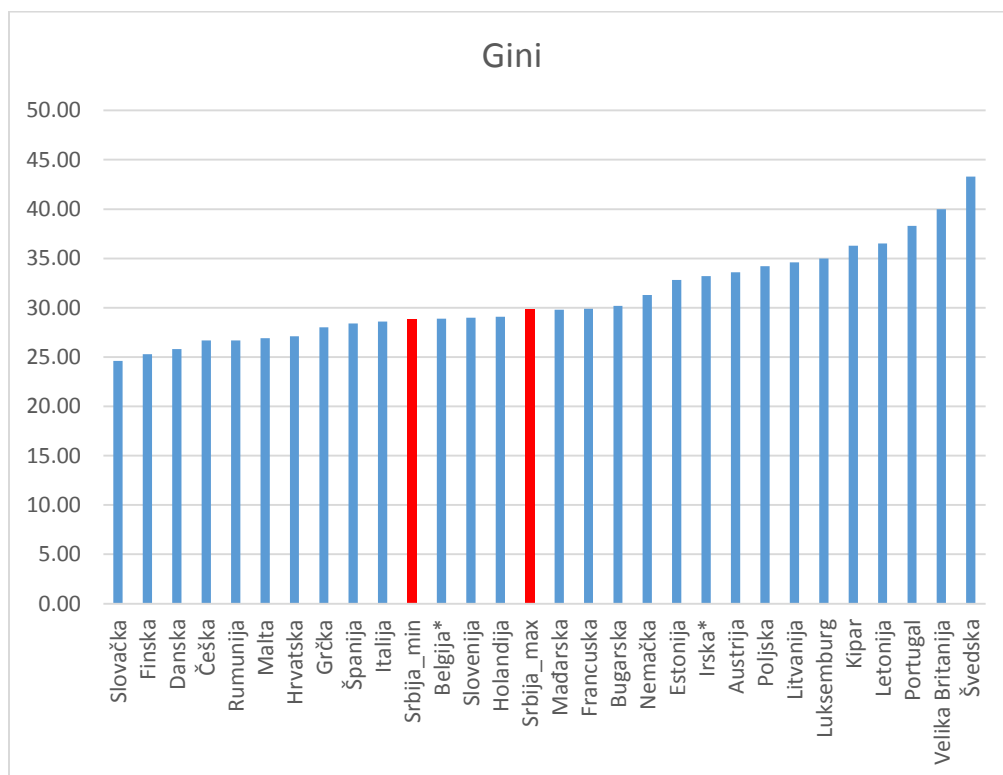
Izvor: Bachmann et al, 2012 i obrada autora na osnovu SILC (ARS) za Srbiju

Grafikon D4.2 – Theil za odabrane zemlje – EU prosek 2004-2010; Srbija min/max 2013-2016



Izvor: Bachmann et al, 2012 i obrada autora na osnovu SILC (ARS) za Srbiju

Grafikon D4.3 – Gini za odabrane zemlje – EU prosek 2011 (*2010); Srbija min/max 2013-2016



Izvor: Dreger et al, 2015 i obrada autora na osnovu SILC (RZS) za Srbiju

Tabela D4.1 – Nejednakost zarada u Srbiji za različite kategorije zaposlenih (2013-2016)

(a) Uзраст

	2013	2014	2015	2016
16-29				
Gini	25.25	29.24	26.15	27.97
MLD (GE0)	10.37	15.65	13.08	13.64
Theil (GE1)	10.93	17.71	13.3	16.14
p90/p10	3.07	3.23	2.89	3
p90/p50	1.92	1.99	1.79	1.87
30-39				
Gini	28.15	27.97	27.16	27.93
MLD (GE0)	12.85	14.18	12.69	13.22
Theil (GE1)	14.02	14.07	12.83	14.26
p90/p10	3.33	3.37	3.12	3.27
p90/p50	2	1.85	1.87	1.9

(b) Pol

	2013	2014	2015	2016
Muškarci				
Gini	28.92	29.61	30.05	30.07
MLD (GE0)	13.64	15.07	15.68	15.06
Theil (GE1)	14.8	16.06	16.43	17.12
p90/p10	3.33	3.49	3.31	3.53
p90/p50	2	2.05	1.95	2.03
Žene				
Gini	28.68	29.95	28.96	28.49
MLD (GE0)	13.28	15.92	15.13	13.89
Theil (GE1)	14.06	15.75	16.4	15.12
p90/p10	3.58	3.53	3.14	3.13
p90/p50	2	1.94	1.83	1.85

40-49				
Gini	28.67	30.04	31.71	30.56
MLD (GE0)	13.32	15.49	17.75	15.74
Theil (GE1)	14.13	16.42	20.28	18.32
p90/p10	3.41	3.34	3.41	3.44
p90/p50	2	1.98	2.02	1.97
50-59				
Gini	29.35	30.02	29.95	28.87
MLD (GE0)	14.06	15.1	15.84	13.94
Theil (GE1)	14.89	15.2	15.74	14.76
p90/p10	3.89	3.81	3.49	3.2
p90/p50	2	2.06	2	1.98
60-64				
Gini	30.91	28.51	29.21	30.83
MLD (GE0)	16.15	16.22	14.59	15.44
Theil (GE1)	16.33	13.39	16.14	16.94
p90/p10	4.25	3.68	3.55	4
p90/p50	2.12	1.75	1.99	2.27

(v) *Obrazovanje*

	2013	2014	2015	2016
Nisko				
Gini	24.05	19.38	26.86	29.89
MLD (GE0)	10.9	7.47	14.5	16.7
Theil (GE1)	14.83	6.58	18.27	25.36
p90/p10	2.45	2.42	2.58	2.56
p90/p50	1.59	1.48	1.64	1.7
Srednje				
Gini	23.56	24.6	24.68	24.2
MLD (GE0)	9.23	10.91	11.3	10.16
Theil (GE1)	10.07	10.72	11.35	10.88
p90/p10	2.7	2.81	2.83	2.73
p90/p50	1.69	1.7	1.71	1.78
Visoko				
Gini	25.2	28.39	28.42	27.46
MLD (GE0)	10.86	15.19	14.54	13.2
Theil (GE1)	10.88	14.88	15.33	14.21
p90/p10	3.2	3.58	3.44	3.29
p90/p50	1.74	1.74	1.79	1.83

(g) *Sektor*

	2013	2014	2015	2016
Poljoprivreda				
Gini	24.39	29.08	32.79	30.02
MLD (GE0)	10.54	15.7	21.14	15.35
Theil (GE1)	9.83	15.92	21.53	17.51
p90/p10	2.48	14.12	3.95	3.33
p90/p50	1.63	2.06	2.1	1.79
Industrija				
Gini	28.72	31.15	29.18	30.56
MLD (GE0)	13.42	16.9	14.84	15.57
Theil (GE1)	15.01	18.99	15.87	17.9
p90/p10	3.53	3.64	3.49	3.36
p90/p50	2.07	2.17	2.12	2.12
Usluge				
Gini	28.73	28.85	29.38	28.64
MLD (GE0)	13.41	14.62	15.34	13.91
Theil (GE1)	14.18	14.49	16.37	15.46
p90/p10	3.41	3.49	3.3	3.3
p90/p50	1.87	1.86	1.87	1.83

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC podataka, RZS.

Tabela D4.2 – Dvogodišnje tranzicione matrice zasnovane na promeni kvintila, prema polu, uzrastu, obrazovanju i sektoru (2013-2016)

	2013-2015			2014-2016		
	Niži	Isti	Viši	Niži	Isti	Viši
Ukupno	24.95	50.04	25	28.03	45.12	26.85
Pol						
Muškarci	27.8	47.48	24.72	28.18	42.93	28.9
Žene	21.54	53.11	25.35	27.86	47.55	24.59
Uzrast						
16-29	25.93	41.73	32.35	23.06	34.83	42.11
30-39	22.59	50.23	27.18	29.73	44.28	25.99
40-49	27.03	47.95	25.03	28.99	46.46	24.55
50-59	25.85	57.2	16.95	28.2	50.27	21.54
60-64	6.9	73.49	19.62	20.59	56.98	22.43
Obrazovanje						
Nisko	21.13	49.1	29.77	33.31	38.37	28.32
Srednje	27.39	44.04	28.58	29.44	42.93	27.63
Visoko	21.49	61.45	17.06	24.05	50.9	25.05
Sektor						
Poljoprivreda	24.25	54.87	20.88	25.19	39.03	35.79
Industrija	28.31	43.17	28.52	24.73	46.51	28.76
Usluge	23.42	53.1	23.49	29.63	44.8	25.57

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC podataka, RZS.

Tabela D4.3 -Trogodišnje tranzicione matrice zasnovane na promeni kvintila, prema polu, uzrastu, obrazovanju i sektoru (2013-2016)

	2013-2016		
	Niži	Isti	Viši
Ukupno	29.32	43.45	27.23
Pol			
Muškarci	28.63	40.98	30.38
Žene	30.18	46.49	23.33
Uzrast			
16-29	37.4	34.29	28.31
30-39	28.42	43.67	27.92
40-49	29.43	39.7	30.87
50-59	25.39	53.53	21.07
60-64	38.36	61.64	*
Obrazovanje			
Nisko	23.81	43.03	33.16
Srednje	30.55	39.8	29.65
Visoko	28.74	50.37	20.9
Sektor			
Poljoprivreda	20.04	38.46	41.5
Industrija	30.46	35.63	33.92
Usluge	29.08	47.27	23.66

* Nedovoljan broj podataka

Izvor: Obrada autora na osnovu SILC podataka, RZS.

Biografija

Dragan Aleksić rođen je 4. februara 1989. godine u Pančevu. Osnovnu i srednju školu završio je u opštini Alibunar kao nosilac Vukove diplome. Osnovne studije na Ekonomskom fakultetu u Beogradu upisuje jula 2008. godine na kojem polaže poslednji ispit juna 2012. godine. Iste godine diplomira na smeru Ekonomska analiza i politika sa prosečnom ocenom 9,17. U decembru 2012. godine upisuje master studije na Ekonomskom fakultetu na kojima polože sve ispite sa prosečnom ocenom 10. Master tezu pod nazivom *Položaj ranjivih grupa na tržištu rada Srbije: Uticaj ekonomske krize i odgovor aktivne politike tržišta rada* odbranio je u julu 2014. godine. Doktorske akademske studije na Ekonomskom fakultetu u Beogradu upisuje u jesen 2014. godine. Doktorand je položio sve ispite na smeru Ekonomija sa prosečnom ocenom 9,89. Dobitnik je brojnih nagrada i stipendija, kao što su Nagrada za najboljeg studenta Ekonomskog fakulteta u Beogradu generacije upisane 2008. godine na smeru Ekonomska analiza i politika, stipendija Ministarstva prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije, Nagrada za rad na konkursu koji su zajednički organizovali Ekonomski fakultet u Beogradu i kompanija Lukoil Srbija.

Dragan svoju naučnu karijeru započinje 2013. godine angažmanom u Naučnom društvu ekonomista Srbije (NDES). Od septembra 2013. godine angažovan je kao demonstrator na predmetu Osnovi ekonomije, na Ekonomskom fakultetu u Beogradu. Aprila 2014. godine, na istom fakultetu, primljen je u svojstvu saradnika u nastavi na predmetima Ekonomija rada i Osnovi ekonomije. U zvanje asistenta izabran je u maju 2015. godine. Dragan je autor velikog broja radova različitih kategorija koji su objavljeni u časopisima, kao poglavlja u domaćim i međunarodnim monografijama, zbornicima radova i sl. Učesnik je brojnih domaćih i međunarodnih konferencija. Dragan Aleksić je učestvovao i na brojnim naučno-istraživačkim projektima. Takođe, Dragan je angažovan kao konsultant Svetske banke, istraživač je pri Fondaciji za razvoj ekonomske nauke (FREN) i aktivni je član Eurasia Business and Economics Society (EBES).

Прилог 1.

Изјава о ауторству

Потписани Драган Алексић

број индекса 3004/14

Изјављујем

да је докторска дисертација под насловом

Тржиште рада ниских зарада – Ефекти промене минималне зараде и неједнакост зарада
у Србији

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

Потпис докторанда

У Београду, 22.01.2020.



Прилог 2.

Изјава о истоветности штампане и електронске верзије докторског рада

Име и презиме аутора Драган Алексић

Број индекса 3004/14

Студијски програм Економија

Наслов рада Тржиште рада ниских зарада – Ефекти промене минималне зараде
и неједнакост зарада у Србији

Ментор проф. др Михаил Арандаренко

Потписани Драган Алексић

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

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

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

Потпис докторанда

У Београду, 22.01.2020.



Прилог 3.

Изјава о коришћењу

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

Тржиште рада ниских зарада – Ефекти промене минималне зараде и неједнакост зарада у Србији

која је моје ауторско дело.

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

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

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

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

У Београду, 22.01.2020.

Потпис докторанда

