

UNIVERZITET U BEOGRADU
EKONOMSKI FAKULTET

KOSOVKA Đ. OGNJENović

**ANALIZA RAZLIKA U ZARADAMA I
VIŠESTRUKOG IZBORA ZAPOSLENJA
PRIMENOM PARAMETARSKIH I
POLUPARAMETARSKIH
EKONOMETRIJSKIH METODA PANELA**

DOKTORSKA DISERTACIJA

BEOGRAD • 2018

**UNIVERSITY OF BELGRADE
FACULTY OF ECONOMICS**

KOSOVKA Đ. OGNJENović

**AN ANALYSIS OF WAGE DIFFERENCES
AND MULTIPLE JOB HOLDING BY
USING PARAMETRIC AND
SEMIPARAMETRIC ECONOMETRIC
METHODS FOR PANEL DATA**

DOCTORAL DISERTATION

BELGRADE • 2018

MENTOR:

prof. dr Radmila Dragutinović Mitrović, redovni profesor
Univerzitet u Beogradu, Ekonomski fakultet

ČLANOVI KOMISJE:

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

prof. dr Slobodan Cvejić, redovni profesor,
Univerzitet u Beogradu, Filozofski fakultet

Datum odbrane: _____

Datum promocije: _____

Zahvalnost

Mojim roditeljima

Analiza razlika u zaradama i višestrukog izbora zaposlenja primenom parametarskih i poluparametarskih ekonometrijskih metoda panela

Rezime

Predmet razmatranja u doktorskoj disertaciji jesu rodne razlike u zaradama i sklonost izbora više od jednog posla, kao prakse tržišta rada koje postaju naročito vidljive u prvim godinama tranzicije. Ove prakse su karakteristične za sve privredne sisteme, a ne samo za zemlje u tranziciji. Međutim, njihov obim i struktura variraju u zavisnosti od dinamike prilagođavanja faktora koji utiču na funkcionisanje tržišta rada. Stoga je praćenje ovih praksi važno, budući da mogu imati šire implikacije na socijalnu i ekonomsku politiku zemalja u tranziciji. Njihova analiza u doktorskoj disertaciji odnosi se na period intenziviranja procesa privatizacije u Srbiji sa početka 2000-ih godina i završava se periodom kada su počeli da se uočavaju prvi pozitivni efekti strukturnih reformi koji su zatim usporeni ekonomskom krizom iz 2008. godine.

Testirane su dve osnovne istraživačke hipoteze: (i) da li postoje statistički značajne razlike u zaradama između muškaraca i žena i da li se te razlike jednim delom mogu objasniti uticajem diskriminacione prakse u određivanju zarada, (ii) kao i da li sklonost izbora više od jednog posla zavisi od zarade i časova rada na osnovnom poslu, očekivane zarade od dodatnog zaposlenja, te od ostalih determinanti koje utiču na odluku pojedinca da se istovremeno angažuje na više poslova. Obe hipoteze su empirijski potvrđene. Informacionu osnovu čine podaci Ankete o životnom standardu na bazi koje je formirana serija panel podataka za 2002. i 2003. godinu, kao i serija uporednih podataka za 2007. godinu. Polazeći od činjenice da se stope aktivnosti i zaposlenosti muškaraca i žena značajno razlikuju, rodni jaz u zaradama je posmatran uzimajući u obzir selekciju zaposlenih u sektor zarada.

Rodni jaz je najpre izračunat na bazi modela izbora podataka za uporedne podatke ocenjenog metodom maksimalne verodostojnosti. Prema ovom metodu, ocenjeni rodni jaz se smanjio sa 10,96% na 5,97% tokom posmatranog perioda. U drugom koraku, rodni jaz je ocenjen na bazi poluparametarskog modela izbora podataka sa neparametarskom korekcijom pristrasnosti usled neslučajnog izbora pojedinca da radi za platu. Testirane su razlike u strukturi zarada ocenjene primenom parametarskog i poluparametarskog modela izbora podataka i zaključeno je da parametarska specifikacija odgovara modelu zarada. Treći metod koristi kovarijacioni metod ocenjivanja funkcije zarada u formi modela fiksnih efekata. Ovaj metod je potvrdio prisustvo statističke diskriminacije u određivanju zarada žena. Četvrti metod koristi kvantilne regresije u dekompoziciji rodni razlika duž raspodele zarada. Primena ovog metoda dala je za rezultat veće rodne razlike na donjem levom delu raspodele (17,44%) a manje na desnom gornjem delu raspodele (9,12%), potvrđujući prisustvo efekta klizavog poda. Na kraju je ocenjen probit model sa slučajnim efektima, čije ocene su pokazale da je odluka da se neko opredeli za dodatni posao snažno finansijski motivisana, tj. da zarada od osnovnog posla smanjuje verovatnoću izbora za 20,8%, a očekivana zarada od dodatnog posla je povećala za 0,6%.

Doprinos doktorske disertacije ogleda se u tome što se u njoj prvi put celovito analiziraju rodne razlike u zaradama u srednjoj vrednosti i na različitim kvantilima raspodele zarada svih zaposlenih u Srbiji tokom perioda intenzivnih strukturnih reformi. U analizi ovih praksi korišćeni su parametarski i poluparametarski modeli i ekonometrijske tehnike ocenjivanja za uporedne podatke i podatke panela. U disertaciji se razmatraju karakteristike zaposlenih koji pored osnovnog imaju i dodatno zaposlenje, i ocenjuju determinante koje utiču na verovatnoću istovremenog izbora više od jednog posla. Rezultati ove analize su dobijeni primenom nekoliko uporednih metodoloških pristupa i ukazuju na značajno prisustvo neobjašnjenog rodnog jaza u zaradama koji sadrži i skrivenu komponentu diskriminacije, kao i na značajnost faktora koji utiču na verovatnoću izbora dodatnog posla, pre svega, u neformalnom sektoru. Ključni nalazi analize sugerišu da fokus javnih politika treba usmeriti na one institucije koje mogu da osnaže pregovaračku poziciju žena i doprinesu suzbijanju neformalnih praksi na tržištu rada Srbije.

Ključne reči: ekonometrijski metodi, funkcija zarada, izbor dodatnog posla, mikro panel, model izbora podataka, poluparametarsko ocenjivanje, probit model sa slučajnim efektima, rodne razlike u zaradama.

Naučna oblast: Društvene nauke, ekonomija

Uža naučna oblast: Ekonomija rada i primenjena ekonometrija

JEL Klasifikacija: C33, C34, J22, J24, J31, J71

UDK: 331.5:519.862(043.3); 005.337:519.862(043.3)

An analysis of wage differences and multiple job holding by using parametric and semiparametric econometric methods for panel data

Abstract

Doctoral dissertation considers gender wage differences and the propensity to hold multiple jobs as practices of the labour market that become especially visible during the first years of the transition to a market economy. These practices are characteristic of all the economic systems not only in transition economies. However, their scope and structure vary depending on the dynamics of adjustment of the factors influencing the functioning of the labour market. These practices may affect the social and economic policies of the transition countries and therefore monitoring them becomes important. Their analysis in this doctoral dissertation refers to the period of intensification of the privatization process of the early 2000s in Serbia and ends with a period when the first positive effects of structural reforms began to be perceived, which were then slowed down by the economic crisis of 2008.

Two principal research hypotheses are examined: (i) are there statistically significant wage differences between men and women and can this difference be partly explained by an influence of discriminatory practice in wage determination; (ii) does the propensity to hold more than one job depend on primary job wages and hours of work, expected wages from a second job, as well as on other determinants that may affect individuals' decisions to be engaged in more than one job simultaneously. Both hypotheses are empirically confirmed. The data are taken from the Living standards measurement survey, based on which a panel sample for 2002 and 2003, as well as a cross-section data set for 2007 were created. Since both the employment and participation rates of men and women differ substantially, the gender wage gap is examined taking into account the correction for sample selection bias of those who choose the employment in the wage sector.

The gender wage gap is initially computed by using the maximum likelihood estimation of the sample selection model for cross-section data. According to this method, the gender wage gap has declined from 10.96 to 5.97 percent over the observed period. In a second step, the gender wage gap was estimated based on a semiparametric model of sample selection with nonparametric correction for potential bias due to non-random selection into the employment. The differences in the wage structure obtained by the parametric and semiparametric models of sample selection were tested and it is concluded that the parametric specification is the better fit for the wage function. The third method uses the within estimator of fixed effects model to estimate the wage functions. This method confirms the potential influence of statistical discrimination on the determination of women's wages. The fourth method uses the quantile regression approach to decompose the gender wage gap along the wage distribution. This method yields a larger wage gap (17.44 percent) in the lower part and a smaller wage gap (9.12 percent) in the upper part of the wage distribution, indicating the existence of a sticky floor effect. The fifth method estimates the probit model with random effects and confirms the assumption that the decision to choose an additional job is strongly financially motivated, e.g. primary job wages reduce the probability of multiple job holding by 20.8 percent, while the second job reservation wage increases this probability by 0.6 percent.

This doctoral dissertation contributes to the literature by providing a comprehensive analysis of the gender wage gap at both the mean and along the wage distributions of all employees in Serbia during the period of intensive structural reforms. In the analysis of these practices, parametric and semiparametric models are used together with the econometric methods of estimation of the cross-section and panel data. The dissertation examines the characteristics of those employees who have more than one job and the determinants that simultaneously affect the probability of multiple job holding. The main results of this analysis are obtained by using several comparative methodological approaches and they indicate the existence of a significant unexplained gender wage gap capturing wage discrimination and the significance of the factors affecting the probability of choosing more than one job, primarily in the informal sector. The findings suggest that the focus of the public policies should be directed towards those institutions that may strengthen the bargaining position of women and contribute to combating informal practices in the Serbian labour market.

Key words: econometric methods, gender wage gap, micro panel, multiple job holding, probit model with random effects, sample selection model, semiparametric estimation, wage function.

Scientific field: Social Sciences, Economics

Specific scientific field: Labour Economics and Applied Econometrics

JEL Classification: C33, C34, J22, J24, J31, J71

UDC: 331.5:519.862(043.3); 005.337:519.862(043.3)

SADRŽAJ

<i>Rezime</i>	v
<i>Abstract</i>	vi
<i>Pregled simbola</i>	ix
<i>Pregled skraćenica</i>	x
<i>Pregled tabela</i>	xi
<i>Pregled slika</i>	xii
1. UVOD	1
2. EKONOMETRIJSKI MODELI ZA MIKRO PODATKE PANELA I METODI OCENJIVANJA	9
2.1 Izabrani modeli zavisne promenljive sa ograničenjem u podacima panela	11
2.1.1 Modeli binarnog izbora.....	12
2.1.1.1 Prikaz osnovnih modela.....	12
2.1.1.2 Model binarnog izbora sa fiksnim efektima.....	15
2.1.1.3 Model binarnog izbora sa slučajnim efektima.....	17
2.1.2 Parametarski metodi ocenjivanja	19
2.1.2.1 Osnove metoda maksimalne verodostojnosti.....	19
2.1.2.2 Metodi ocenjivanja modela binarnog izbora.....	21
2.1.3 Poluparametarski metodi ocenjivanja	28
2.2 Modeli za odsečene i cenzurisane podatke panela.....	32
2.2.1 Model izbora podataka.....	33
2.2.2 Tobit modeli.....	37
2.2.3 Parametarski metodi ocenjivanja modela izbora – uporedni podaci.....	40
2.2.4 Poluparametarski metodi ocenjivanja modela izbora i Tobit modela – uporedni podaci	44
2.2.4.1 Metodi ocenjivanja modela izbora podataka.....	44
2.2.4.2 Metodi ocenjivanja Tobit modela	48
2.2.5 Metodi ocenjivanja modela izbora – podaci panela.....	53
2.2.5.1 Metodi ocenjivanja modela izbora podataka sa fiksnim efektima	53
2.2.5.2 Metodi ocenjivanja modela izbora podataka sa slučajnim efektima	58
2.3 Kvantilne regresije u podacima panela.....	62
2.3.1 Specifikacija modela	63
2.3.2 Metodi ocenjivanja.....	64
3. TESTOVI I POSLEDICE POGREŠNE SPECIFIKACIJE U MODELIMA PANELA	68
3.1 Testovi heteroskedastičnosti, autokorelacije i odsustva normalnosti	69
3.1.1 Heteroskedastičnost	69
3.1.2 Autokorelacija.....	71
3.1.3 Odsustvo normalnosti	73
3.2 Hausman-ov test specifikacije	75
3.3 Pristrasnost usled neslučajnog izbora podataka u panelu	77
4. EKONOMSKI MODELI FUNKCIJE ZARADA.....	83
4.1 Klasični modeli vrednovanja ljudskog kapitala.....	86
4.1.1 Ulaganje u ljudski kapital – teorijski pristup	86
4.1.2 Funkcija zarada zasnovana na vrednovanju ljudskog kapitala.....	89
4.1.3 Proširena funkcija zarada.....	95
4.2 Modeli izbora dodatnog zaposlenja	96
4.2.1 Funkcija ponude dodatnog rada	96
4.2.2 Dinamički model ponude dodatnog rada	103
5. STATISTIČKI METODI MERENJA RAZLIKA U ZARADAMA	107

5.1	Standardni metodi dekompozicije razlika u zaradama Blinder-a i Oaxaca-e	111
5.1.1	Metodi dekompozicije razlika u zaradama	111
5.1.2	Metodi detaljne dekompozicije razlika u zaradama	119
5.2	Proširenje standardnog obrasca dekompozicije razlika u zaradama nakon izbora metoda ocenjivanja.....	123
5.2.1	Metod dekompozicije u modelima sa korekcijom za neslučajan izbor podataka ..	123
5.2.2	Metod dekompozicije u modelima panela	126
5.2.3	Metod dekompozicije u kvantilnim regresijama	132
6.	DOSADAŠNJA ISKUSTVA U OCENI RODNIH RAZLIKA U ZARADAMA I VIŠESTRUKOG IZBORA ZAPOSLENJA	138
6.1	Rezultati empirijskih studija za tranzicione zemlje i razvijene zemlje	139
6.1.1	Analiza razlika u zaradama u izabranim zemljama.....	139
6.1.2	Analiza višestrukog izbora zaposlenja u izabranim zemljama.....	154
6.2	Raniji doprinosi empirijskih studija u analizi nacionalnih mikro podataka.....	156
6.2.1	Analiza razlika u zaradama u Srbiji	156
6.2.2	Analiza višestrukog izbora zaposlenja u Srbiji	160
7.	EMPIRIJSKA ANALIZA RAZLIKA U ZARADAMA I VIŠESTRUKOG IZBORA ZAPOSLENJA U SRBIJI EKONOMETRIJSKIM METODIMA PANELA.....	161
7.1	Tržište rada u Srbiji	161
7.2	Mikro podaci panela kao osnova za ekonometrijsko istraživanje.....	165
7.3	Polazne istraživačke hipoteze	166
7.4	Merenje diskriminacije i rezultati ocenjivanja rodni razlika u zaradama	169
7.4.1	Opis podataka	169
7.4.1.1	Uporedni podaci	170
7.4.1.2	Podaci panela	175
7.4.2	Analiza rodni razlika u zaradama	178
7.4.2.1	Ocenjivanje modela izbora podataka	181
7.4.2.2	Blinder-Oaxaca dekompozicija rodni razlika u zaradama	191
7.4.2.3	Izbor između parametarske i poluparametarske specifikacije	198
7.4.3	Ispitivanje prisustva statističke diskriminacije	204
7.4.4	Razlike u zaradama duž raspodele zarada muškaraca i žena	213
7.4.4.1	Ocenjivanje kvantilni regresija	214
7.4.4.2	Machado-Mata dekompozicija rodni razlika u zaradama	219
7.5	Ocenjivanje modela višestrukog izbora zaposlenja	224
7.5.1	Karakteristike lica koja imaju više od jednog zaposlenja	224
7.5.2	Ocena funkcije zarada od dodatnog rada	227
7.5.3	Ocena modela ponude dodatnog rada	232
8.	ZAKLJUČAK	235
8.1	Teorijske i praktične implikacije	236
8.2	Doprinos rada i predlozi za buduća istraživanja	240
	LITERATURA.....	242
	PRILOZI	256
	<i>Prilog 1: Prilog uz poglavlje 6</i>	<i>256</i>
	<i>Prilog 2: Prilog uz poglavlje 7</i>	<i>259</i>
	<i>Prilog 3: Biografija autora.....</i>	<i>292</i>
	<i>Prilog 4: Izjava o autorstvu</i>	<i>293</i>
	<i>Prilog 5: Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada.....</i>	<i>294</i>
	<i>Prilog 6: Izjava o korišćenju.....</i>	<i>295</i>

Pregled simbola

$Cov(.)$	Kovarijansa
$Corr(.)$	Korelacija
$E(.)$	Očekivana vrednost
$F(.)$	Funkcija raspodele
F	F-statistika testa
$f(.)$	Funkcija gustine
$\Phi(.)$	Standardizovana normalna raspodela
$\phi(.)$	Funkcija gustine standardizovane normalne raspodele
$H(.)$	Hesijan (Hessian) matrica
$L(.)$	Logistička raspodela
$l(.)$	Funkcija verodostojnosti
Ln	Prirodni logaritam
$N(.)$	Normalna raspodela
N	Veličina uzorka
$O_p(\frac{1}{\sqrt{N}})$	Red u verovatnoći, gde je N veličina uzorka
P	Verovatnoća
$sgn(.)$	Funkcija znak
T	Vreme
t	t-statistika testa
$U[0,1]$	Uniformna raspodela
$Var(.)$	Varijansa
$\in$	Element skupa
$\otimes$	Kronekerov proizvod
$\Re$	Skup realnih brojeva
$\prod_{i=1}^N p_i$	Operator za umnožak
$\sum_{i=1}^N p_i$	Operator za sumiranje
Σ	Matrica varijanse i kovarijanse
$\subset$	Podskup
π	Proporcija
$\Leftrightarrow$	Ekvivalentno
$\approx$	Približno
$\equiv$	Približno jednako
$\equiv$	Definicija, promenljiva reprezentovana (sa)
$\chi^2(.)$	Test statistika χ^2 raspodele
$\forall$	Za svako
$\rightarrow$	Teži
$\xrightarrow{D}$	Teži u raspodeli
$\xrightarrow{P}$	Teži u verovatnoći
$\ \cdot \ $	Norma
Δ	Razlika

Pregled skraćenica

AIK	Akaikov informacijski kriterijum
AR(n)	Autoregresijski model (proces) n-tog reda
ARS	Anketa o radnoj snazi
AŽS	Anketa o životnom standardu
BFN	Bhargava, Franzini i Narendranathan statistika testa
BIK	Bajesov informacijski kriterijum
BL	Baltagi i Li statistika testa
BO	Blinder-Oaxaca dekompozicija razlika u zaradama
CLM	Metod uslovne maksimalne verodostojnosti
Const	Konstanta
EU	Evropska unija
EU- SILC	European Union – Statistics on Income and Living Conditions
FE-2SLS	Dvostepeni metod najmanjih kvadrata sa fiksnim efektima
GLS	Metod uopštenih najmanjih kvadrata
H	Hausman-ova statistika testa
IID	Oznaka za raspodelu slučajne promenljive (nezavisne i identično rasporedene)
ISCED	International Standard Classification of Education
IV	Metod instrumentalnih promenljivih
KS	Kolmogorov-Smirnov test
LAD	Metod najmanjih apsolutnih odstupanja
LM	Test Lagrange-ovog multiplikatora
LPM	Linearni model verovatnoće
LR	Test količnika verodostojnosti
LSDV	Model panela sa veštačkim promenljivim
MA(n)	Proces pokretnih proseka n-tog reda
ML	Metod maksimalne verodostojnosti
MM	Metod momenata
MSL	Metod simulacije maksimalne verodostojnosti
OLS	Metod običnih najmanjih kvadrata
Q	Kvantil
RS	Republika Srbija
SAD	Sjedinjene Američke Države
SCLS	Metod simetrično cenzurisanih najmanjih kvadrata
STLS	Metod simetrično skraćenih najmanjih kvadrata
WLS	Metod ponderisanih najmanjih kvadrata

Pregled tabela

Tabela 1: Deskriptivne statistike promjenljivih, muškarci	171
Tabela 2: Deskriptivne statistike promjenljivih, žene	173
Tabela 3: Deskriptivne statistike promjenljivih, podaci panela	176
Tabela 4: Jednačina zarada ocenjena metodom OLS na združenom uzorku, 2002-2007. god.	179
Tabela 5: Kolmogorov-Smirnov test jednakosti raspodela zarada muškaraca i žena.....	181
Tabela 6: ML i OLS ocene modela izbora podataka za žene – jednačina zarada, 2002.....	183
Tabela 7: ML i OLS ocene modela izbora podataka za muškarce – jednačina zarada, 2002.....	185
Tabela 8: ML i OLS ocene modela izbora podataka za žene – jednačina zarada, 2003.....	186
Tabela 9: ML i OLS ocene modela izbora podataka za muškarce – jednačina zarada, 2003.....	187
Tabela 10: ML i OLS ocene modela izbora podataka za žene – jednačina zarada, 2007.....	188
Tabela 11: ML i OLS ocene modela izbora podataka za muškarce – jednačina zarada, 2007.....	190
Tabela 12: Rodne razlike u zaradama	191
Tabela 13: Detaljna dvočlana Blinder-Oaxaca dekompozicija rodni razlika u zaradama	193
Tabela 14: Detaljna tročlana Blinder-Oaxaca dekompozicija rodni razlika u zaradama	196
Tabela 15: Hausman-ov test – parametarska vs. poluparametarska specifikacija.....	201
Tabela 16: Uporedni prikaz razlaganja ukupnog jaza u zaradama po parametarskom ML i poluparametarskom dvostemenom metodu	202
Tabela 17: Testiranje razlika u zaradama, radnom iskustvu i starosti prema nivou obrazovanja zaposlenih muškaraca i žena.....	206
Tabela 18: Ocenjene jednačine zarada – zaposlene žene	208
Tabela 19: Testiranje hipoteze o statističkoj diskriminaciji	210
Tabela 20: Provera robustnosti hipoteze o statističkoj diskriminaciji	211
Tabela 21: Machado-Mata dekompozicija rodni razlika po kvantilima raspodele zarada	221
Tabela 22: Ispitivanje prisustva efekata klizavog poda i staklenog plafona na bazi ocena kvantilnih regresija zarada.....	223
Tabela 23: Distribucija zaposlenih prema radnom mestu na osnovnom i dodatnom poslu, u %	226
Tabela 24: Distribucija zaposlenih prema ekonomskom sektoru na osnovnom i dodatnom poslu, u %..	226
Tabela 25: Distribucija zaposlenih prema sektoru vlasništva na osnovnom i dodatnom poslu, u %	227
Tabela 26: Ocene jednačine zarada od dodatnog posla.....	230
Tabela 27: Ocene i marginalni efekti probit modela sa slučajnim efektima - model izbora dodatnog posla.....	233
Tabela P6.1: Uporedni pregled literature o rodni razlikama u zaradama za Srbiju i izabrane zemlje ..	256
Tabela P6.2: Uporedni pregled literature o izboru dodatnog zaposlenja za Srbiju i izabrane zemlje	258
Tabela P7.1: Izbor uzorka	259
Tabela P7.2: Opis promjenljivih: modeli zarada i jednačina izbora	260
Tabela P7.3: ML ocene modela izbora podataka za žene – jednačina izbora, 2002	262
Tabela P7.4: ML ocene modela izbora podataka za žene – jednačina izbora, 2003	263
Tabela P7.5: ML ocene modela izbora podataka za žene – jednačina izbora, 2007	264
Tabela P7.6: Detaljna tročlana Blinder-Oaxaca dekompozicija razlika u zaradama sa pojedinačnim doprinosima promjenljivih	265
Tabela P7.7: Ocene poluparametarskog jednoindeksnog modela binarnog izbora.....	267
Tabela P7.8: Ocene parametarskog probit modela binarnog izbora	269
Tabela P7.9: Ocene jednačine zarada poluparametarskim dvostepenim metodom	271
Tabela P7.10: Marginalni efekti probit modela i modela korigovanog za prisustvo heteroskedastičnosti – žene	273
Tabela P7.11: Marginalni efekti probit modela i modela korigovanog za prisustvo heteroskedastičnosti – svi.....	275
Tabela P7.12: Ocenjene jednačine zarada – zaposleni muškarci	277
Tabela P7.13: Ocenjene jednačine zarada – svi zaposleni muškarci i žene	278
Tabela P7.14: Ocenjene jednačine zarada muškaraca 2002-2003. god., OLS i kvantilne regresije	279
Tabela P7.15: Ocenjene jednačine zarada muškaraca 2002-2003. god., FE i kvantilne regresije sa FE ..	281
Tabela P7.16: Ocenjene jednačine zarada žena 2002-2003. god., OLS i kvantilne regresije	282
Tabela P7.17: Ocenjene jednačine zarada žena 2002-2003. god., FE i kvantilne regresije sa FE	284
Tabela P7.18: Ocenjene jednačine zarada muškaraca po godinama 2002., 2003. god., OLS i kvantilne regresije.....	285

Tabela P7.19: Ocenjene jednačine zarada žena po godinama 2002., 2003. god., OLS i kvantilne regresije.....	287
Tabela P7.20: Karakteristike lica koja imaju više od jednog zaposlenja, panel podaci.....	289
Tabela P7.21: Ocene i marginalni efekti probit modela sa slučajnim efektima	291

Pregled slika

Slika 1: Ocena funkcije gustine zarada muškaraca i žena metodom jezgra	181
Slika 2: Doprinosi razlikama u karakteristikama objašnjenom delu jaza	203
Slika 3: Doprinosi razlikama u prinosima na karakteristike neobjašnjenom delu jaza	203
Slika 4: Ocene kvantilne regresije sa fiksnim efektima zarada muškaraca	216
Slika 5: Ocene kvantilne regresije sa fiksnim efektima zarada žena	218
Slika 6: Machado-Mata dekompozicija rodni razlika u zaradama, 2002-2003. god.	219
Slika 7: Machado-Mata dekompozicija rodni razlika u zaradama, po godinama	220

1. UVOD

Pitanje obima i strukture rodni razlika u zaradama (en. *gender wage gap*) počelo je da zaokuplja pažnju ekonomista kako se povećavalo učešće žena u ukupnoj radnoj snazi (Mincer 1962a; Mroz 1987). Prve empirijske studije o rodni razlikama u zaradama koriste teorijski model zarada kojim se zarade prevashodno određuju kao rezultat uticaja koji na njihovo kretanje tokom životnog ciklusa imaju faktori ljudskog kapitala obrazovanje i radno iskustvo (Mincer 1958, 1974). Ovim modelom objašnjeno je kretanje dela ukupne razlike u zaradama muškaraca i žena koja se formira pod uticajem posmatranih karakteristika. Međutim, jedan deo ukupne razlike ne može da se objasni doprinosom posmatranih karakteristika i rezultat je mogućeg uticaja diskriminacije u određivanju zarada žena (Becker 1982). Becker-ova teorija o ekonomskoj diskriminaciji, koja je nastala 1957. godine, polazi od pretpostavke da preferencije diskriminacije nastaju kao rezultat želje pojedinca da zadrži distancu u odnosu na diskriminisanu grupu na tržištu rada. Prema primarnom konceptu (Blinder 1973; Oaxaca 1973), rodne razlike u zaradama se sagledavaju kroz uticaj koji nastaje usled razlika u posmatranim karakteristikama, kao i kroz uticaj koji je rezultat različitih struktura zarada i uključuje potencijalne efekte diskriminacije. Ovaj koncept merenja rodni razlika u zaradama je poslužio brojnim autorima za razvijanje modifikovanih metoda dekompozicije rodni jaz (Oaxaca i Ransom 1999; Neuman i Oaxaca 2004; Machado i Mata 2005; Melly 2005a; Albrecht et al. 2009 i dr.).

U post-socijalističkim zemljama centralne i istočne Evrope i bivšeg Sovjetskog Saveza, pitanje rodni razlika u zaradama postaje još značajnije, jer se polazi od pretpostavke da prelaz na tržišne uslove privređivanja utiče na lošiji položaj žena na tržištu rada i samim tim na produbljivanje rodni razlika u zaradama. Međutim, rezultati empirijskih studija ne dovode do jedinstvenog zaključka i razlikuju se po zemljama. U većini tranzicionih zemalja, ekonomski položaj žena je bio lošiji u prvim godinama tranzicije nego u prethodnom sistemu (Brainerd 2000; Newell i Reilly 2001). Potom, u jednom broju tranzicionih zemalja dolazi do poboljšanja relativnog položaja žena, i to ne samo zato što tržište destimuliše diskriminatorno ponašanje, već i zbog strukturnih promena koje su usledile sa privatizacijom i otvaranjem ekonomija (Orazem i Vodopivec 1995;

Paternostro i Sahn 1999; Grajek 2003; Jolliffe i Campos 2005). Iako je prisutan opšti trend konvergencije zarada zahvaljujući unapređenim posmatranim karakteristikama žena, rodne razlike u zaradama ostaju i dalje duboko ukorenjene u nekim tranzicionim ekonomijama (Brainerd 2000). U brojnim studijama koje su posvećene ovom problemu, izlažu se rezultati koji pokazuju da se kretanje rodni razlika u zaradama objašnjava većom zastupljenošću žena u određenim ekonomskim i vlasničkim sektorima (Adamchik i Bedi 2003; Jurajda 2003), njihovom segregacijom po zanimanjima (Ogloblin 1999; Jurajda i Harmgart 2007), ili pak izlaskom žena sa niskim kvalifikacijama sa tržišta rada (Hunt 2000). U većini tranzicionih zemalja struktura rodno razlika u zaradama postaje slična onoj koja postoji u razvijenim tržišnim ekonomijama, dok njegov obim varira kroz zemlje (Blau i Kahn 2006; Christofides et al. 2013 i dr.). Posvećenost pitanju rodni nejednakosti u oblasti zapošljavanja i socijalne politike je jedan od prioriteta koji se nameće zemljama koje teže ka punopravnom članstvu u EU. Od svih zemalja, uključujući i Srbiju, očekuje se usaglašenost sa *acquis communautaire* i potpuna primena propisa kojima se zabranjuje diskriminacija i sprečava produbljivanje rodni nejednakosti na tržištu rada.

Obim i struktura rodni razlika u zaradama posmatra se u svetlu plaćenog rada na osnovnom poslu, a analiza ove prakse je važna u savremenom organizacionom okruženju zato što može imati šire ekonomske i socijalne posledice na formiranje ukupne ponude rada. Tokom karijere, vodeći se različitim motivima, zaposleni mogu da pored osnovnog biraju i jedan ili više dodatnih poslova utičući na formiranje strukture i obima ponude dodatnog rada (Shishko i Rostker 1976; Paxson i Sicherman 1996). Praksa višestrukog izbora zaposlenja (en. *multiple job holding*) je prisutna u svim ekonomskim sistemima. U tranzicionim post-socijalističkim ekonomijama, međutim, naglašenost ove prakse najčešće ukazuje na postojanje paralelnih tržišta rada, odraz je duboke segmentiranosti i skromne ponude poslova u formalnom sektoru, odnosno slabosti u funkcionisanju tržišta rada (Foley 1997; Bedi 1998). Iz izloženog sledi da je praćenje ovih pojava važno kako za donosiocje javnih politika tako i za širu istraživačku zajednicu i druge učesnike na tržištu rada.

Obe analizirane prakse mogu da se posmatraju kao deo globalnih pojava, koje dele zajedničke karakteristike, bilo da se javljaju u tranzicionim zemljama, u zemljama u razvoju ili u razvijenim zemljama, s tim što njihov obim i struktura variraju kroz vreme i zemlje. Njihova analiza na tržištu rada Srbije, smeštena je u vremenski kontekst koji se, s jedne strane, odnosi na intenziviranje procesa privatizacije i njenog značajnijeg uticaja na tržište rada s početka 2000-tih, a s druge strane, na period kada su počeli da se uočavaju prvi pozitivni efekti strukturnih reformi na funkcionisanje tržišta rada koji su potom zaustavljeni i usporeni ekonomskom krizom iz 2008. godine. Teorijski osnov za analizu ovih praksi je dosta širok i ima ishodište u mnogim naučnim disciplinama, ali će fokus u doktorskoj disertaciji biti samo na ekonomskom pristupu. Prve studije o rodni razlikama u zaradama u nas posmatraju dinamiku jaza tokom 1990-ih godina i odnose se na SR Jugoslaviju (Krstić i Reilly 2000), dok je prva opsežna studija rodni razlika u zaradama za Srbiju urađena za period od 2008. do 2011. godine (FREN 2013). Jedina studija koja se bavi analizom višestrukog izbora zaposlenja u SR Jugoslaviji urađena je na podacima iz 1998. godine (Reilly i Krstić 2003).

Predmet istraživanja u doktorskoj disertaciji je dakle najmanje dvojak. Jedan deo istraživanja je posvećen analizi rodni razlika u zaradama u Srbiji, osvrtno na prethodne rezultate drugih autora dobijene na podacima za Srbiju, kao i poređenju sa rezultatima metodološki bliskih studija za druge zemlje. Drugi deo istraživanja se odnosi na analizu faktora koji doprinose tome da se zaposleni, pored osnovnog, opredeljuju za jedan ili više dodatnih poslova, najčešće, da bi izašli u susret osnovnim potrebama iz kojih nastaju očekivani obrasci potrošnje. Stoga je **primarni cilj istraživanja** u doktorskoj disertaciji da se pokaže koliki je bio i da li se menjao rodni jaz u zaradama tokom perioda kada su sprovedene značajne ekonomske reforme koje su imale svoj odraz na menjanje institucionalnog okruženja, pa samim tim i na promene tržišta rada, kao i na menjanje strukture vlasništva realnog sektora u Srbiji. S tim u vezi, posebna pažnja je posvećena interpretaciji uticaja produktivnih karakteristika na rodne razlike u zaradama, ali i sagledavanju značaja neopaženih karakteristika koje kriju uticaj diskriminacione prakse u određivanju zarada. **Drugi cilj** proizlazi iz značaja koji izbor dodatnog zaposlenja može da ima na ukupnu ponudu rada, imajući u vidu saznanje da je za većinu zanimanja dodatni posao najčešće izmešten iz formalnog u neformalni sektor. U tom

svetlu, zadatak je da se utvrdi u kojoj meri očekivana zarada na dodatnom poslu, odnosno ostvarena zarada na osnovnom poslu, utiču na izbor dodatnog zaposlenja, kao i da se identifikuju druge determinante i ocene efekti njihovog uticaja na odluke koje zaposleni donose kada se opredeljuju za dodatni posao.

U analizi se polazi od sledećih **istraživačkih hipoteza**:

- *Postojanje diskriminacije u određivanju zarada muškaraca i žena na tržištu rada Srbije tokom perioda strukturnih reformi.* Činioci koji su se nepovoljno odrazili na strukturu radne snage uzrokovani su promenama ekonomske strukture (potražnje za radom) usled gašenja preduzeća ili nestanka ekonomskih aktivnosti. Ove promene se ogledaju u snažnom padu radne aktivnosti muškaraca i žena (ponude rada). Međutim, pad učešća žena u radnoj snazi je bio oštiji, što je dobrim delom rezultat izlaska iz radne snage nisko kvalifikovanih žena. Pitanje od interesa za istraživanje jeste kako u uslovima nastajanja novih ekonomskih i društvenih struktura tržište i menadžeri u organizacijama nagrađuju karakteristike zaposlenih. Kao rezultat testiranja ove hipoteze očekuje se da postoji uticaj diskriminacije, i to kako u određivanju ukupnih zarada tako i u određivanju zarada žena sa kraćim radnim iskustvom u organizaciji, kao i da se rodni jaz širi duž raspodele zarada od najnižih ka najvišim. Saznanje o obimu i strukturi rodnog jaza u zaradama i uticaju diskriminacije nije važno samo zbog toga što može da se negativno odrazi na ekonomsko blagostanje zaposlenih žena i karijerno napredovanje, već i zbog toga što može da utiče na njihovu dalju odluku da se uključe u radnu snagu i da ima šire implikacije na socijalnu politiku. U okviru navedene hipoteze biće testirani i efekti eventualnih (makroekonomskih) šokova i neravnoteža kroz vreme, odnosno značajnost promena u dinamici rodnog jaza u zaradama tokom vremena.
- *Ponudena stopa zarada na drugom poslu utiče pozitivno, a stopa zarada na osnovnom poslu utiče negativno na verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja.* Sklonost ka izboru više od jednog posla, pre svega, u neformalnom sektoru, u tranzicionim post-socijalističkim ekonomijama se objašnjava strategijom preživljavanja u uslovima niskih i neredovnih zarada, nedovoljne zaposlenosti na osnovom poslu i izvesnosti gašenja tog posla. S druge strane, stopa dodatnog zaposlenja, samo je jedan u nizu pokazatelja obima neformalnog sektora, ukazuje na to sa kakvim ograničenjima se susreće privatni sektor u pogledu prilagođavanja stvarne ponuđenoj strukturi zanimanja, fleksibilnosti

radnog vremena kroz izbor časova rada i slično. Očekuje se da se testirana hipoteza potvrdi, ali da se identifikuju i ostali faktori, kao i da se utvrdi smer i jačina njihovog uticaja na verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja.

- *Postojanje prekomerne identifikovanosti, odsustvo normalnosti i heteroskedastičnost slučajne greške u modelima izbora podataka.* Problem identifikovanosti u modelu izbora podataka ogleda se u tome što nije moguće dobiti jedinstvene ocene regresionih parametara ukoliko nije zadovoljen uslov identifikacije. Stoga, specifikacija koja se sastoji od osnovne jednačine (model zarada) i jednačine izbora podataka (redukovana forma modela) zahteva testiranje hipoteze o prekomernoj identifikovanosti, što je učinjeno standardnim testom isključenosti promenljivih koje utiču na verovatnoću izbora iz osnovne jednačine. Potreban ali ne i dovoljan uslov identifikacije jeste da se u osnovnu jednačinu uključi nelinearni član u formi inverznog Mills-ovog količnika iz jednačine izbora. Modeliranje i priroda mikro podataka panela često uzrokuju i niz ekonometrijskih problema, kao što su heteroskedastičnost ili odsustvo normalnosti slučajne greške. Zato su ti problemi testirani u ocenjenim modelima primenom standardnih testova. Narušenost pretpostavke o normalnosti slučajne greške kod primene parametarskih metoda ima za rezultat nekonzistentne ocene regresionih parametara, te se predlaže primena poluparametarskih metoda.

Struktura doktorske disertacije po poglavljima je sledeća. Nakon *uvodnog dela*, u kojem su definisani predmet i ciljevi istraživanja, kao i polazne istraživačke hipoteze, naredna dva poglavlja se odnose na ekonometrijsku metodologiju. U *drugom poglavlju* je dat pregled izabranih modela zavisne promenljive sa ograničenjem za uporedne podatke i za podatke panela. Posebno se prikazuju metodi ocenjivanja za parametarske i poluparametarske modele, a potom sledi pregled modela i metoda za odsečene i cenzurisane podatke. Ovaj deo poglavlja se izdvaja i po prikazu metoda ocenjivanja iz novije literature, a posebna pažnja je posvećena parametarskim i poluparametarskim metodima za modele izbora podataka, Tobit modele, kao i modele panela sa fiksnim i slučajnim efektima. Na kraju poglavlja su dati specifikacija i metodi ocenjivanja kvantilnih regresija, kao i novija metodološka rešenja koja omogućuju primenu kvantilnih regresija u modeliranju mikro podataka panela. Značaj ovog poglavlja je u tome što daje detaljan pregled modela i metoda ocenjivanja, najpre u analizi uporednih

podataka, a zatim i u analizi podataka panela. U *trećem poglavlju* se razmatraju testovi heteroskedastičnosti, autokorelacije i odsustva normalnosti u podacima panela, kao i Hausman-ov (1978) test izbora specifikacije modela panela, koji se primenjuje i za poređenje parametarske i poluparametarske strukture modela. Posebna pažnja u ovom poglavlju je posvećena neslučajnom izboru, kao i odgovarajućim testovima za ispitivanje pristrasnosti usled neslučajnog izbora jedinica posmatranja u modelima panela koje su razvili Wooldridge (1995) i Semykina i Wooldridge (2010).

Predmet razmatranja u *četvrtom poglavlju* su klasični modeli vrednovanja ljudskog kapitala koji su osnov za razumevanje rodni razlika u zaradama i uopšte modeliranje funkcija zarada. Polazi se od klasičnog Mincer-ovog modela zarada (Mincer 1974) baziranog na ulaganju u ljudski kapital, koji se potom proširuje uvođenjem u analizu i drugih objašnjavajućih promenljivih. Drugi deo ovog poglavlja je posvećen modelima ponude dodatnog rada (Shishko i Rostker 1976; Paxson i Sicherman 1996). Polazi se od standardnog neoklasičnog pristupa koji izbor pojedinca da se uključi u sekundarno tržište rada bazira na ograničenju postavljenom na časove rada na osnovnom poslu. Prikazani su statički i dinamički modeli ponude dodatnog rada. U *petom poglavlju* su prikazani statistički metodi dekompozicije rodnog jaza Blinder-a (1973) i Oaxaca-e (1973). Predstavljani su metodi razlaganja ukupnog jaza, kao i metod detaljne dekompozicije kojom se meri uticaj pojedinačnih promenljivih na stvarni jaz (Oaxaca i Ransom 1999). Data je interpretacija za svaku od komponenti rodnog jaza i ukazano na deo koji se odnosi na uticaj diskriminacije. Zatim je standardni obrazac dekompozicije modifikovan za primenu u modelima zarada koji uzimaju u obzir korekciju za neslučajan izbor i prirodu podataka panela, kao i u kvantilnim regresijama.

Preostala dva poglavlja su posvećena empirijskoj analizi. *Šesto poglavlje* sadrži doprinose dosadašnje empirijske literature posvećene analizi rodni razlika u zaradama i višestrukog izbora zaposlenja. Prikazani su rezultati analiza domaćih mikro podataka, kao i izabranih empirijskih studija za tranzicione post-socijalističke zemlje i razvijene zemlje, radi poređenja sa rezultatima koji su dobijeni u doktorskoj disertaciji. U *sedmom poglavlju* je predstavljena empirijska analiza rodni razlika u zaradama i višestrukog izbora zaposlenja u Srbiji koja je dobijena primenom izloženih ekonometrijskih metoda.

Sistematizovani su rezultati ocenjivanja rodni razlika u zaradama i analize uticaja posmatranih faktora na izbor dodatnog zaposlenja. Doktorska disertacija se završava osnovnim zaključcima i predlozima mogućih pravaca narednih empirijskih istraživanja. Na posletku je dat pregled korišćene literature sa aneksom koji sadrži tabele.

Doprinos doktorske disertacije ogleda se u tome što se u njoj prvi put celovito analiziraju rodne razlike u zaradama u srednjoj vrednosti i na različitim kvantilima raspodele zarada svih zaposlenih u Srbiji tokom perioda intenzivnih strukturnih reformi. U analizi ovih praksi korišćeni su parametarski i poluparametarski modeli i ekonometrijske tehnike ocenjivanja za uporedne podatke i podatke panela. U disertaciji se takođe razmatraju karakteristike zaposlenih koji pored osnovnog imaju i dodatno zaposlenje, i ocenjuju determinante koje utiču na verovatnoću simultanog izbora više od jednog zaposlenja. Informacionu osnovu za empirijsku analizu čine podaci 'Ankete o životnom standardu' (AŽS) na bazi koje je formiran uzorak panel podataka za 2002-2003. godinu, kao i serija uporednih podataka za 2007. godinu.

Zaključci i rezultati empirijske analize izložene u doktorskoj disertaciji su sledeći:

- Na bazi ispitivanja prisustva rodnog jaza u srednjoj vrednosti zarada zaposlenih zaključeno je da je ukupan rodni jaz u zaradama po času, izraženim u logaritmima, bio najviši u 2002. godini, kada je iznosio 10,96%, kao i da se postepeno smanjivao i u 2007. godini opao na 5,97%. Pad ukupnog rodnog jaza rezultat je smanjenja komponente neobjašnjelog dela jaza, dok je doprinos razlike u posmatranim karakteristikama zaposlenih bio stabilan u posmatranom periodu.
- Rezultati testiranja hipoteze o jednakosti ocena dvaju modela izbora podataka, parametarskog koji podrazumeva da je ispunjena pretpostavka o normalnosti i poluparametarskog koji ne polazi od pretpostavke o normalnosti, potvrdili su, u svim slučajevima, da je izbor parametarske specifikacije modela zarada opravdan. U poređenju sa parametarskom, poluparametarska specifikacija modela zarada potcenjuje ukupan rodni jaz.
- Testirana je hipoteza o statističkoj diskriminaciji u determinisanju zarada žena i zaključeno je da, kada se posmatraju sve zaposlene žene, može da se zaključi da se zarade formiraju pod uticajem diskriminacije, ali taj zaključak ne može da se potvrdi i

kada se posmatraju samo žene nižeg nivoa obrazovanja na uzorku panel podataka. Međutim, kada se uticaj radnog iskustva u istoj organizaciji posmatra u interakciji sa veštačkom promenljivom koja je indikator da pojedinac nema formalno obrazovanje, ocena je pozitivna i statistički značajna, što je potvrda testirane hipoteze o statističkoj diskriminaciji.

- Ispitivana je značajnost efekta klizavog poda među primaocima najnižih zarada i staklenog plafona na drugom ekstremu raspodele zarada i zaključeno je da je prisustvo samo prvog efekta statistički značajno. Ocenjeni efekti klizavog poda i staklenog plafona iznose 17,44% i 9,12%, respektivno. Rezultati ove analize ukazuju na zaključak da su rodne razlike u zaradama najizraženije među primaocima najnižih zarada. Takođe, uočava se i blago kolebanje jaza na desnom kraku raspodele, tako da počinju da se naziru i efekti staklenog plafona koji sputavaju kretanje zarada žena na viši nivo i time doprinose širenju jaza.
- Ispitivan je uticaj ekonomski određenih faktora na sklonost pojedinca da se opredeli za dodatni posao. Ocenjeni efekat ponuđene zarade na verovatnoću izbora drugog posla je očekivano pozitivan, ali nije statistički značajan, dok su efekti stvarne zarade i časova rada na osnovnom poslu negativni i imaju statistički značajan uticaj. Očekivana zarada na dodatnom poslu povećava verovatnoću izbora drugog posla za 0,6%, a stvarna zarada i časovi rada na osnovnom poslu je smanjuju redom za 20,8% i 27,0%. Na bazi sprovedene analize se zaključuje da je izbor dodatnog, pored osnovnog posla, motivisan ekonomskim faktorima.

2. EKONOMETRIJSKI MODELI ZA MIKRO PODATKE PANELA I METODI OCENJIVANJA

U ovom poglavlju doktorske disertacije se razmatraju ekonometrijski modeli mikro podataka panela i metodi njihovog ocenjivanja (modeli zavisne promenljive sa ograničenjem u podacima, modeli zavisne promenljive kada su podaci odsečeni i cenzurisani, kao i kvantilne regresije).

Osnovne postavke ekonometrijskih modela mikro podataka, koji se razmatraju u doktorskoj disertaciji, zasnivaju se na primeni standardnih funkcija korisnosti koje služe za teorijsko uobličavanje mikroekonomskih problema. Iako su ovi modeli našli svoju inicijalnu primenu u biheviorističkim studijama vezanim za naučne oblasti medicine i psihologije, kasnije su se, uporedo sa razvojem statističkih programa, sve češće primenjivali i u užim oblastima društvenih nauka (na primer, u sociologiji, u političkim naukama i sl. (Aldrich i Nelson 1984)). U ekonomiji, a naročito u analizi fenomena vezanih za tržište rada i ponašanje potrošača i kompanija, popularnosti primene ovih metoda su doprineli Quandt i McFadden još sredinom prošlog veka (Quant 1954; McFadden 1974). Ovi metodi se primenjuju u cilju optimizacije funkcije korisnosti pojedinca ili maksimizacije profita kompanije koje su rezultat izbora najbolje alternative. Osamdesetih i devedesetih godina prošlog veka, uporedo sa povećanom dostupnošću mikro podataka prikupljenih na osnovu anketa, usledila je sve učestalija primena u empirijskim studijama modela binarnog izbora, modela za odsečene i cenzurisane podatke, kao i modela panela sa fiksnim i slučajnim efektima (Maddala 1987; Ichimura 1993; Powell 1994; Moffitt 1999 i dr.). To je dovelo i do prilagođavanja poluparametarskih i neparametarskih metoda ocenjivanja navedenim modelima, koji su fleksibilniji u pogledu definisanja funkcionalne forme u odnosu na parametarske metode.

U literaturi posvećenoj teorijskoj ekonometriji poluparametarski pristup (en. *semiparametric approach*) se dovodi u vezu sa poluparametarskim modelima u kojima se zavisnost y od skupa nezavisnih promenljivih x može izraziti funkcijom $y = f(x, \beta, \lambda(\cdot), \varepsilon)$ (videti npr. Powell 1994, 2008). Ova specifikacija uključuje vektor

strukturnih parametara β konačnih dimenzija ($\beta \in B, B \subset \mathfrak{R}^K$), tj. parametarski deo modela, kao i neku neparametarsku komponentu $\lambda(\cdot)$ i grešku modela ε koja nema raspodelu sa poznatim parametrima. Ova dva člana zajedno predstavljaju neparametarski deo modela. Pojam poluparametarski metodi ocenjivanja može biti pogrešno interpretiran, budući da isti metodi ocenjivanja mogu da se smatraju parametarskim, poluparametarskim ili neparametarskim, u zavisnosti od toga kakva ograničenja su data na ekonomsku specifikaciju modela (Powell 2008). Na primer, metod običnih najmanjih kvadrata može da se posmatra i kao poluparametarski metod ocenjivanja, ako je specifikacija modela ograničena samo uslovom o nezavisnosti regresora od greške modela, dok dalje pretpostavke o teorijskoj raspodeli greške modela nisu poznate. Dakle, poluparametarski metodi ocenjivanja se koriste za one ekonometrijske modele koji imaju mešovitu specifikaciju, u smislu da parametarski deo ove specifikacije predstavlja linearnu funkciju skupa posmatranih promenljivih, a ostatak čine neka nelinearna funkcija i greška modela na koje nisu eksplicitno postavljena ograničenja (Powell 2008).

Ukoliko se u ocenjivanju parametarskog modela primenjuju parametarski metodi ocenjivanja, polazi se od pretpostavke da je na raspodelu slučajne greške postavljeno ograničenje kojim se ta raspodela svodi na familiju raspodela konačnih dimenzija sa poznatim parametrima. U tom slučaju, ocene parametara teže stvarnim vrednostima po stopi $N^{1/2}$ i reda su u verovatnoći $O_p(1/N^{1/2})$. Neka je β stvarna vrednost ocenjenog parametra $\hat{\beta}$ koja u slučaju primene parametarskog modela leži u konačnom prostoru B , takvom da je $B \subset \mathfrak{R}^K$, tada u uslovima u kojima važe pretpostavke asimptotske teorije ili teorije velikih uzoraka, stopa konvergencije iznosi $N^{1/2}$. Ekonometrijski metodi koji se primenjuju u ocenjivanju parametarskih modela daju konzistentne ocene nepoznatih parametara, a raspodela ocena teži asimptotski normalnoj raspodeli sa poznatim parametrima, sredinom $\mu=0$ i matricom varijansi i kovarijansi $\Sigma = E\{f(y, x)[f(y, x)]'\}$, odnosno $\sqrt{N}(\hat{\beta} - \beta) \xrightarrow{D} N(0, \Sigma)$. S druge strane, suština primene ekonometrijskih metoda u ocenjivanju poluparametarskih modela jeste da se, i u uslovima kada jedan deo parametara modela ne leži u konačnom prostoru, odnosno

kada raspodela greške modela nije poznata,¹ pronađe konzistentan metod ocenjivanja parametara modela u uslovima čije primene će i dalje važiti najmanje stopa konvergencije koja važi i u parametarskim modelima. Za ocene koje su dobijene ocenjivanjem poluparametarskih modela važi da su $\sqrt{N}$ konzistentne, pri čemu je $N^{1/2}$ maksimalna stopa konvergencije.²

2.1 Izabrani modeli zavisne promenljive sa ograničenjem u podacima panela

U modelima zavisne promenljive sa ograničenjem (en. *limited dependent variable*), razlikujemo nekoliko načina kojima se postavljaju ograničenja u podacima zavisne promenljive (Griffiths et al. 1993; Hsiao 2003). Ograničenje na opservacije zavisne promenljive može biti postavljeno utvrđivanjem konačnog broja vrednosti, kada ovu promenljivu nazivamo diskretnom. Ukoliko su opservacije zavisne promenljive koja je po svojoj prirodi kontinuelna odnosno neprekidna, ograničene uslovom da ne mogu uzeti negativne vrednosti ili vrednosti veće od neke određene konstante, reč je o cenzurisanim podacima zavisne promenljive (en. *censored variable*), ili je pak reč o podacima zavisne promenljive koji su odsečeni u tački koja predstavlja ograničenje u funkciji raspodele slučajne promenljive (en. *truncated variable*). Drugim rečima, ako diskretna zavisna promenljiva uzima vrednost 1 ili 0 (binarna promenljiva), opservacije takve zavisne promenljive modeliraju se ekonometrijskim modelima binarnog izbora (en. *binary choice models*). Ukoliko su opservacije zavisne promenljive koje se nalaze izvan određenog intervala u potpunosti odstranjene, u modeliranju podataka te zavisne promenljive se koriste modeli za odsečene podatke. Nadalje, ako su opservacije zavisne promenljive koje leže izvan određenog intervala zamenjene nekom konstantnom vrednošću, koja u slučaju klase Tobit modela može biti 0, podaci takve zavisne promenljive se modeliraju ekonometrijskim modelima za cenzurisane podatke. Ovi modeli su poznati pod nazivom **modeli za odsečene i cenzurisane podatke** (en. *truncated and censored regression models*). U zavisnosti od tipa ograničenja u

¹ Za grešku modela tada važi širi skup pretpostavki kao što su, na primer, nezavisnost greške modela od regresora, simetrična raspodeljenost grešaka modela oko nule za dati skup regresora, sa ciljem da bi se identifikovali regresioni parametri β (Powell 2008). Ovi problemi su svojstveni ocenjivanju modela zavisne promenljive sa ograničenjem u podacima, kao što će se videti u nastavku ovog poglavlja.

² Detaljnije o osobinama poluparametarskih modela videti u Powell (1994).

opservacijama zavisne promenljive koriste se različiti modeli zavisne promenljive sa ograničenjem i shodno tome se biraju adekvatni metodi ocenjivanja tih modela (videti npr. Hsiao 2003).

U teorijskoj ekonometrijskoj literaturi broj modela iz klase modela zavisne promenljive sa ograničenjem je daleko širi od pregleda koji je dat u ovom poglavlju doktorske disertacije. Iako se, pored modela binarnog izbora, modeli za odsečene i cenzurisane podatke takođe ubrajaju u modele zavisne promenljive sa ograničenjem, u disertaciji im je posvećena veća pažnja, budući da se ovi modeli najčešće koriste u empirijskom modeliranju zarada i višestrukog izbora zaposlenja. Pregled ekonometrijskih modela zavisne promenljive sa ograničenjem koji se koriste u modeliranju uporednih podataka, kao i podataka panela su dali: Amemiya (1985), Maddala (1987), Mátyás i Sevestre (1996), Verbeek (2002), Hsiao (2003), Baltagi (2013), Cameron i Trivedi (2005), Wooldridge (2006), Greene (2012) i dr. U domaćoj literaturi, pregled ekonometrijskih modela diskretne zavisne promenljive za uporedne podatke je dat u Nojković (2007).

2.1.1 Modeli binarnog izbora

2.1.1.1 Prikaz osnovnih modela

Model binarnog izbora³ za uporedne podatke može da se izrazi u formi linearnog modela verovatnoće (en. *linear probability model* – LPM) na sledeći način:

$$P(y_i = 1) = F(x_i' \beta), \quad i=1,2,...,N, \quad (2.1)$$

gde y_i označava zavisnu binarnu promenljivu koja uzima vrednost 1 ili 0 za i -tu jedinicu posmatranja, x_i je $(1 \times K)$ skup objašnjavajućih promenljivih koji uključuje i vektor jedinica, β je $(K \times 1)$ vektor nepoznatih parametara, a $F(.)$ je odgovarajuća funkcija raspodele verovatnoće. $P(y_i = 1)$ je verovatnoća da binarna promenljiva y_i

³ O modelima višestrukog izbora, kada zavisna promenljiva y_i može uzeti vrednosti iz zatvorenog intervala $[0,1,..., m_i]$, pri čemu je m_i celi broj, videti više u Amemiya (1985: str. 286-311).

uzme vrednost 1; analogno tome, $1 - P(y_i = 1)$ je verovatnoća da y_i uzme vrednost 0. Na osnovu modela (2.1) se izračunava verovatnoća ishoda događaja kada y_i uzima vrednost 1, tj. $P(y_i = 1)$ i određuje se uticaj različitih faktora na tu verovatnoću.

Da bi se bolje razumeo LPM na kratko ćemo se osvrnuti na linearni regresioni model koji ima sledeći oblik:

$$y_i = x_i' \beta + \varepsilon_i, \quad i=1,2,\dots,N. \quad (2.1')$$

Ukoliko bi se model (2.1') koristio u modeliranju binarne zavisne promenljive y_i , to bi impliciralo da se $x_i' \beta$ interpretira kao verovatnoća koja je ograničena na vrednosti u intervalu $[0,1]$. Ovo bi nadalje značilo da se na vrednosti x_i i parametre β postavljaju proizvoljna ograničenja (Amemiya 1985). Takođe, ozbiljan problem sa primenom linearnog regresionog modela u modeliranju binarne zavisne promenljive jeste da slučajna greška ε_i nema normalnu raspodelu i da nije homoskedastična. Prvi problem proizlazi iz činjenice da je y_i Bernulijeva slučajna promenljiva koja uzima dve vrednosti 1 i 0 za date vrednosti x_i , tako da i slučajna greška ε_i može da uzme samo dve vrednosti, i to $1 - x_i' \beta$ ako je $y_i = 1$ i $-x_i' \beta$ u slučaju da je $y_i = 0$. Drugi problem se javlja zbog toga što je varijansa Bernulijeve slučajne promenljive y_i data sa $Var(y_i|x_i) = Var(\varepsilon_i|x_i)$, što implicira da je za $y_i = 1$ varijansa slučajne greške $Var(\varepsilon_i|x_i) = x_i' \beta (1 - x_i' \beta)$. Dakle, varijansa slučajne greške nije konstantna već zavisi od vektora objašnjavajućih promenljivih x_i' i parametara β , što znači da metod običnih najmanjih kvadrata (en. *ordinary least squares* – OLS) više ne daje najbolje linearne nepristrasne ocene parametara (Jovičić 1989).

Zbog gore navedenih ograničenja, vrednosti ispod odgovarajuće raspodele verovatnoće $F(x_i' \beta)$ ne leže u intervalu $[0,1]$.

Problemi sa primenom modela (2.1), zbog njegove linearnosti u parametrima, doveli su do korišćenja nelinearnih modela u analizi binarnog izbora. Dve osnovne nelinearne specifikacije su **probit i logit modeli** (en. *probit and logit models*), koji se koriste za modeliranje binarnog izbora. Transformacija opšteg modela binarnog izbora uvođenjem latentne zavisne promenljive, y_i^* (en. *latent dependent variable*),⁴ može da se izrazi na sledeći način:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i, \quad i=1,2,...,N, \quad (2.2)$$

gde se pretpostavlja da je slučajna greška modela ε_i nezavisna od objašnjavajućih promenljivih i da ima normalnu raspodelu: $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Pošto se y_i^* ne može opaziti, neophodno je izvršiti transformaciju modela (2.2) i tu promenljivu zameniti novom zavisnom promenljivom y_i koja se opaža i koja se naziva indikator ili indeks:

$$\begin{aligned} y_i &= 1 \quad \text{ako je } y_i^* > 0, \quad i=1,2,...,N, \\ &= 0 \quad \text{ako je } y_i^* \leq 0. \end{aligned} \quad (2.3)$$

Transformisana zavisna promenljiva y_i po definiciji može uzeti vrednost 1 ili 0. Primena ove specifikacije u modeliranju binarnog izbora omogućava da se u modelu (2.3) opaža znak, ali ne i numerička vrednost latentne zavisne promenljive y_i^* .⁵

Probit model proizlazi iz sledeće funkcije raspodele verovatnoće:

$$P(y_i = 1) = \int_{-\infty}^{x_i' \beta} (2\pi)^{-1/2} \exp\left[-(z^2 / 2)\right] dz = F(x_i' \beta), \quad i=1,2,...,N. \quad (2.4)$$

⁴ Statistički modeli binarnog izbora imaju svoje ishodište u ekonomskoj teoriji i funkcijama korisnosti (en. *utility functions*). Tako su ovi modeli, na primer, našli svoju primenu u modeliranju izbora koji određeni pojedinac čini kada donosi odluku o tome da li će učestvovati na tržištu rada ili ne (zavisna promenljiva od interesa) u zavisnosti od toga da li je ponuđena zarada veća od očekivane ili “rezervacione” zarade (tj. “cene u senci” vremena) koju je dati pojedinac spreman da prihvati (latentna zavisna promenljiva). Ekonomski modeli će biti detaljnije izloženi u poglavlju 4.

⁵ Vrednost 0 u modelu (2.3) može biti zamenjena bilo kojom drugom proizvoljnom vrednošću tako da se iz ove specifikacije mogu izvoditi i drugi modeli zavisne promenljive sa ograničenjem (Amemiya 1985).

U modelu (2.4), $F(\cdot)$ je funkcija raspodele verovatnoće u slučaju da y_i uzima vrednost 1, dok je z standardizovana normalno raspodeljena slučajna promenljiva. Pod pretpostavkom da slučajna greška modela verovatnoće, koja predstavlja razliku između ostvarivanja dve alternative binarnog izbora,⁶ ima standardizovanu normalnu raspodelu sa parametrima (0,1), specifikacija (2.4) odgovara probit modelu.

Logit model se izražava na sledeći način:

$$P(y_i = 1) = \exp(x_i' \beta) / [1 + \exp(x_i' \beta)] = F(x_i' \beta), \quad i=1,2,\dots,N. \quad (2.5)$$

Osnovna razlika u odnosu na probit model je u tome što slučajna greška umesto standardizovane normalne raspodele sa varijansom jednakom 1, sada ima logističku raspodelu sa parametrima $(0, \pi^2 / 3)$.

2.1.1.2 Model binarnog izbora sa fiksnim efektima

Model binarnog izbora sa fiksnim efektima (en. *binary choice fixed effects model*) se koristi za modeliranje podataka mikro panela. Mali broj vremenskih tačaka, tokom kojih se prate jedinice posmatranja u mikro panelima, predstavlja veliko ograničenje u primeni modela binarnog izbora, zbog problema u ocenjivanju poznatog pod nazivom “problem sporednih parametara” (en. *incidental-parameter problem*) (Neyman i Scott 1948). Pristup ovom problemu će u nastavku izlaganja biti ilustrovan na primeru modela binarnog izbora sa fiksnim efektima.

Polazeći od modela binarnog izbora za uporedne podatke (2.2) i (2.3), model binarnog izbora sa fiksnim efektima za podatke panela prikazuje se na sledeći način (Hsiao 2003):

⁶ Iz modela (2.2) i (2.3) proizlazi da će verovatnoća da je $y_i=1$ biti definisana na sledeći način: $P(y_i^*=1) = P(x_i' \beta + \varepsilon_i > 0) = P(\varepsilon_i > -x_i' \beta)$. Analogno tome, moguće je definisati verovatnoću da se ostvari suprotan događaj (Greene 2012).

$$y_{it}=1 \text{ ako je } y_{it}^* = x_{it}'\beta + \mu_i + \varepsilon_{it} > 0, \quad i=1,2,\dots,N, t=1,2,\dots,T, \quad (2.6)$$

$$=0 \text{ ako je } y_{it}^* \leq 0.$$

U specifikaciji (2.6), x_{it}' ($x_{it}' = (x_{i1}, \dots, x_{iT})$) je $(T \times K)$ skup objašnjavajućih promenljivih i -te jedinice posmatranja u periodu t , β predstavlja $(K \times 1)$ vektor nepoznatih parametara koji uključuje i zajedničku konstantu β_0 , μ_i ($\mu_i = (\mu_1, \dots, \mu_N)'$)⁷ predstavlja individualne efekte (ili efekte promenljivih čije se vrednosti menjaju po i , a konstantne su tokom vremena),⁸ dok je ε_{it} slučajna greška nezavisna od skupa objašnjavajućih promenljivih x_{it} ($\varepsilon_{it} \sim E(\varepsilon_{it}) = 0$; $E(\varepsilon_{it}^2) = V(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$). Model (2.6) može da sadrži i vremenske efekte γ_t (efekte iz modela izostavljenih vremenskih promenljivih). Osim modela (2.6) definisanog za balansirane podatke panela, postoje i njegove modifikacije za nebalansirane panele, u kojima broj jedinica posmatranja varira kroz vreme (Honoré 2002).

Vredno je osvrnuti se na klasični linearni model panela sa fiksnim efektima u kojem se ocenjivanje regresionih parametara β može sprovesti korišćenjem najmanje tri standardne procedure (videti npr. Dragutinović Mitrović 2002; Baltagi 2013). Prva se bazira na modelu panela sa veštačkim promenljivim (en. *least squares dummy variable model* – LSDV), gde se uticaj individualnih efekata modelira uključivanjem N konstanti (ili veštačkih promenljivih), a model sa fiksnim efektima se ocenjuje metodom OLS. Druga procedura se zasniva na modelu prvih diferenci koji se svodi na:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = (x_{it}' - x_{i,t-1}')\beta + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}, \quad (2.6')$$

⁷ Kada se u model binarnog izbora za podatke panela uvodi pretpostavka da su μ_i fiksni parametri, time se ne podrazumeva da ovi parametri mere odstupanja od zajedničke aritmetičke sredine, već je time moguće odvojeno posmatrati prosečno od individualnog ponašanja, dok se u modelima binarnog izbora sa slučajnim efektima pretpostavlja da je $E(\mu_i) = 0$ (Dragutinović Mitrović 2002; Hsiao 2003).

⁸ U nastavku izlaganja, ukoliko nije drugačije navedeno, μ_i će izražavati individualne efekte ili neopažene osobine, kao što su sposobnost ili predeterminisane karakteristike date jedinice posmatranja (en. *unobserved effects* ili *unobserved individuals' ability*) koje su uglavnom konstantne kroz vreme (Wooldridge 2006; Angrist i Pischke 2009).

gde se individualni efekti μ_i potiru uvođenjem operatora prvih diferenci ($\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$), tako da u modelu (2.6') ostaju samo regresioni parametri β koji se ocenjuju metodom OLS ili metodom uopštenih najmanjih kvadrata (en. *generalized least squares* – GLS). Kao alternativa pomenutim pristupima može da se primeni transformacija polaznog modela, uvođenjem odstupanja od individualnih proseka, tako da se dobija sledeći linearni panel model:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i), \quad (2.6'')$$

gde su $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$, $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$ i $\bar{\varepsilon}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}$, a rezultat su uprosečavanja skupa zavisnih i objašnjavajućih promenljivih i stohastičkog člana modela kroz vreme. Ovom transformacijom se takođe eliminišu individualni efekti μ_i . Primena metoda OLS u ocenjivanju transformisanog modela (2.6'') se naziva kovarijacionim metodom ocenjivanja (en. *covariance estimator*) ili metodom ocenjivanja unutar grupa (en. *within group estimator*), sa ocenama koje su dobijene na bazi varijabiliteta unutar jedinica posmatranja (en. *within group estimate*). Ovaj metod ocenjivanja se takođe naziva i metodom apsorpcije fiksnih efekata (Angrist i Pischke 2009).

2.1.1.3 Model binarnog izbora sa slučajnim efektima

Model binarnog izbora sa slučajnim efektima (en. *binary choice random effects model*) može da se izrazi sledećom notacijom:

$$y_{it}=1 \text{ ako je } y_{it}^* = x_{it}'\beta + u_{it} > 0, \quad i=1,2,...,N, t=1,2,...,T, \quad (2.7)$$

$$u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$=0 \text{ ako je } y_{it}^* \leq 0.$$

Osnovna razlika u odnosu na model binarnog izbora sa fiksnim efektima je da su u specifikaciji (2.7) individualni efekti μ_i obuhvaćeni kompozitnom slučajnom greškom

u_{it} . Dakle, kompozitna slučajna greška u_{it} u modelu (2.7) se dekomponuje na: (i) individualne efekte μ_i i (ii) na ostatak slučajne greške ε_{it} . Model (2.7) se zasniva na sledećem skupu osnovnih pretpostavki: (i) $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ i $\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$; (ii) $Cov(\mu_i, \varepsilon_{it}) = 0$ za $\forall (i, t)$; (iii) μ_i i ε_{it} su nezavisne od x_{it} ($E(\mu_i | x_{it}) = 0$ i $E(\varepsilon_{it} | x_{it}) = 0$ za $\forall t$).⁹ Međutim, pošto se varijansa kompozitne slučajne greške $Var(u_{it}) = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2$ u modelima binarnog izbora svodi na $E(u_{it}^2) = Var(u_{it}) = 1 + \sigma_\mu^2$, prisustvo varijanse individualnih efekata, σ_μ^2 , u varijansi kompozitne slučajne greške modela binarnog izbora, ne omogućava da se zajednička funkcija verodostojnosti latentne zavisne promenljive izrazi kao produkt marginalnih funkcija verodostojnosti od y_{it} i usložnjava primenu metoda maksimalne verodostojnosti u ocenjivanju modela binarnog izbora (Baltagi 2013).

Vredno je pomenuti da je u ekonometrijskoj literaturi razvijeno nekoliko standardnih metoda ocenjivanja klasičnog linearnog modela panela sa slučajnim efektima (videti npr. Dragutinović Mitrović 2002; Baltagi 2013). Najčešće korišćeni metod je metod uopštenih najmanjih kvadrata sa komponentama slučajnih grešaka (en. *error components generalised least squares*), po kojem se ocena regresionih parametara $\hat{\beta}$ dobija kao ponderisani prosek dveju ocena,¹⁰ jedne koja meri objašnjeni deo varijabiliteta unutar jedinica posmatranja (kovarijaciona ocena) i druge koja objašnjava varijabilitet između jedinica posmatranja (ocena između jedinica posmatranja (en. *between group estimate*)).

Maddala (1987) ukazuje na sledeće uslove u kojima se biraju modeli panela sa slučajnim efektima umesto modela panela sa fiksnim efektima: (i) ukoliko je N veliki broj, umesto ocenjivanja $(N-1)$ fiksnih parametara μ_i u modelu sa fiksnim efektima, u modelu sa slučajnim efektima se ocenjuju samo prosečna vrednost slobodnih članova i varijansa, što dovodi do značajne uštede u broju stepeni slobode i povećanja efikasnosti

⁹ Ova poslednja pretpostavka se smatra restriktivnom za primenu modela binarnog izbora sa slučajnim efektima u empirijskim studijama (Baltagi 2013), a posvećeno joj je više pažnje u tački 2.1.2.2.

¹⁰ Kao ponderi se koriste inverzne vrednosti odgovarajućih varijansi (Baltagi 2013).

ocena; (ii) ako se μ_i tretira kao slučajna promenljiva na osnovu koje se žele dobiti informacije o osnovnom skupu iz kojeg je izabran uzorak panela; (iii) pošto μ_i meri specifične efekte i -te jedinice posmatranja koji nisu obuhvaćeni skupom posmatranih nezavisnih promenljivih (i ne mogu se opaziti), opravdano je tretirati ih kao slučajne promenljive, tj. deo slučajne greške; (iv) u slučaju mikro panela koji, pored μ_i , sadrže i druge promenljive koje su vremenski invarijantne (na primer, nivo obrazovanja, zanimanje, region, pol i dr.; $y_{it} = z_i' \alpha + x_{it}' \beta + u_{it}$, $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$, $i=1,...,N$, $t=1,...,T$), primenom metoda za modele sa fiksnim efektima ne mogu da se ocene regresioni parametri α uz individualne promenljive z_i .

2.1.2 Parametarski metodi ocenjivanja

2.1.2.1 Osnove metoda maksimalne verodostojnosti

U ocenjivanju statističkih probit i logit modela za uporedne podatke koristi se metod maksimalne verodostojnosti (en. *maximum likelihood* – ML).¹¹ Funkcija gustine verovatnoće binarne slučajne promenljive se izražava na sledeći način:

$$f(y_i) = [P(y_i = 1|x_i)]^{y_i} [P(y_i = 0|x_i)]^{1-y_i}, \quad i=1,2,...,N. \quad (2.8)$$

Za slučajan uzorak od N jedinica posmatranja, $i=1,2,...,N$, moguće je definisati zajedničku funkciju verodostojnosti kao proizvod svih verovatnoća da se ostvari pozitivan ishod zavisne promenljive y_i za dati skup objašnjavajućih promenljivih x_i :

$$l(\beta; y_i, x_i) = \prod_{i=1}^N [F(x_i' \beta)]^{y_i} [1 - F(x_i' \beta)]^{1-y_i}. \quad (2.9)$$

Funkcija verodostojnosti, u logaritamskoj formi, definiše se na sledeći način:

¹¹ Više o statističkim svojstvima metoda maksimalne verodostojnosti videti npr. u Milošević (1990: str. 241-243).

$$\log l(\beta; y_i, x_i) = \sum_{i=1}^N \{y_i \log F(x_i' \beta) + (1 - y_i) \log [1 - F(x_i' \beta)]\}. \quad (2.10)$$

Na osnovu jednačine (2.10), a polazeći od utvrđenih funkcija raspodele verovatnoće, funkcija verodostojnosti za probit model glasi:

$$\log l(\beta; y_i, x_i) = \sum_{i=1}^N \{y_i \log \Phi(x_i' \beta) + (1 - y_i) \log [1 - \Phi(x_i' \beta)]\}, \quad (2.11)$$

dok je odgovarajuća funkcija verodostojnosti za logit model:

$$\log l(\beta; y_i, x_i) = \sum_{i=1}^N \{y_i \log \frac{\exp(x_i' \beta)}{1 + \exp(x_i' \beta)} + (1 - y_i) \log \frac{1}{1 + \exp(x_i' \beta)}\}. \quad (2.12)$$

Primena metoda ML u izračunavanju ocena nepoznatih parametara β se zasniva na iterativnoj proceduri primene Newton-Raphson-ovog metoda optimizacije. Ako je odgovarajuća logaritamska funkcija verodostojnosti konkavna, ovim metodom se izračunavaju vrednosti ocena nepoznatih parametara β koje maksimiziraju funkciju verodostojnosti. Primena ovog metoda konvergira maksimalnoj vrednosti date funkcije verodostojnosti nakon određenog broja iteracija. Ocene parametara i varijanse ocena dobijene po ovom metodu imaju poželjne asimptotske statističke osobine. Izračunata Hesijan matrica drugih izvoda, $\partial^2 \log l(\beta) / \partial \beta \partial \beta'$, uvek je negativno definitna, tako da primena ovog metoda optimizacije dovodi do globalne konkavnosti odgovarajuće funkcije verodostojnosti, za proizvoljne vrednosti početnih ocena parametara $\hat{\beta}_0$ (Hsiao 2003).

Ocene parametara u modelima binarnog izbora proizlaze iz prvog izvoda verovatnoće ostvarenja događaja da je $y_i = 1$ u odnosu na datu objašnjavajuću promenljivu iz skupa promenljivih x_i . Marginalni efekti, tj. efekti jedinične promene u objašnjavajućoj promenljivoj na ostvarenje pozitivnog ishoda događaja da je $y_i = 1$, ne mogu da se direktno interpretiraju iz ocenjenih probit i logit modela. U slučaju da se marginalni

efekti izračunavaju za neprekidne promenljive, ostale objašnjavajuće promenljive u modelu se fiksiraju u srednjoj vrednosti, a formule za izračunavanje marginalnih efekata za probit i logit modele su date: $\phi(x_i'\hat{\beta})\hat{\beta}_K$ i $[\exp(x_i'\hat{\beta})/(1+\exp(x_i'\hat{\beta}))^2]\hat{\beta}_K$, respektivno. U modelima sa diskretnim objašnjavajućim promenljivim, marginalni efekti se izračunavaju kao razlika između ocenjenih verovatnoća ostvarenja pozitivnog ishoda da je $y_i = 1$ za vrednost date diskretne promenljive 1 odnosno 0, pri čemu su ostale objašnjavajuće promenljive u modelu konstantne. Predviđene verovatnoće da zavisna promenljiva uzme vrednost 1, kao odgovor na promenu u objašnjavajućoj promenljivoj, u slučaju probit modela, ili u odnosu na količnik predviđenih verovatnoća ishoda dvaju suprotnih događaja $\log[P(y_i=1)/P(y_i=0)]$, u slučaju logit modela, mogu da se izračunaju u tipičnoj vrednosti ostalih diskretnih promenljivih u modelu.¹²

2.1.2.2 Metodi ocenjivanja modela binarnog izbora

U modelima binarnog izbora sa fiksnim efektima standardni metodi ocenjivanja (kao što su metod OLS sa veštačkim promenljivim za individualne efekte, kovarijacioni metod ili metod OLS sa prvim diferencama) ne mogu da se primene da bi se dobile ocene parametara β koje su nezavisne od fiksnih parametara μ_i . Hsiao (2003: str. 194-195) je na primeru primene metoda maksimalne verodostojnosti u ocenjivanju logit modela pokazao da se nekonzistentnost ocena $\hat{\mu}_i$ direktno odražava na nekonzistentnost ocenjenih parametara $\hat{\beta}$ u uzorcima podataka panela kada je T konačno i $N \rightarrow \infty$, pošto, za $\hat{\mu}_i = \beta/2$, ocena strukturnih parametara $\hat{\beta}$ postaje nekonzistentna, tj.

$$p \lim_{N \rightarrow \infty} \hat{\beta} = 2\beta.$$

Budući da porast broja fiksnih parametara sa povećanjem broja opservacija u modelima panela dovodi do narušavanja asimptotskih osobina ocena $\hat{\beta}$ po metodu ML, Andersen (1970) je predložio rešenje kojim se sporedni parametri, tj. individualni efekti μ_i eliminišu iz uslovne funkcije verodostojnosti, a umesto njih se uvodi uslov minimalno

¹² Pored metoda ML, razvijeni su i drugi metodi ocenjivanja modela binarnog izbora (videti npr. Berkson (1944, 1980) za logit model i Amemiya (1985) za probit model).

dovoljne statistike $\sum_{t=1}^T y_{it}$, $i=1,...,N$. Po definiciji minimalno dovoljne statistike, raspodela podataka od y_{it} ne zavisi od μ_i (Baltagi 2013). Metod ocenjivanja uslovne funkcije verodostojnosti, u tom slučaju, naziva se **metodom uslovne ML** (en. *conditional maximum likelihood* – CLM), koji pod strogim pretpostavkama: (i) da je uslovna funkcija verodostojnosti diferencijabilna u odnosu na regresioni parametar β i (ii) da postoji jedinstveno rešenje za ocenu regresionog parametra $\hat{\beta}$, daje asimptotski normalne i konzistentne ocene $\hat{\beta}$.

Polazeći od postavke koju su predložili Andersen (1970) i Chamberlain (1980), uslovna funkcija gustine **za logit model sa fiksnim efektima** (en. *fixed effects logit model*) glasi:

$$f(y_i | \sum_{t=1}^T y_{it}, x_i, \beta) = \frac{\exp \left[\beta' \sum_{t=1}^T x_{it} y_{it} \right]}{\sum_{d \in B_i} \exp \left[\beta' \sum_{t=1}^T x_{it} d_{it} \right]}, \quad i=1,...,N, t=1,...,T. \quad (2.13)$$

Iz uslovne funkcije gustine (2.13) se izvodi uslovna funkcija verodostojnosti

$l^c = \prod_{i=1}^N (y_{it} | \sum_{t=1}^T y_{it})$ na osnovu koje se primenom metoda CLM ocenjuju nepoznati parametri β . Suština definisanja funkcije gustine (2.13) leži u tome da ne sadrži fiksne efekte μ_i , čime je eliminisana heterogenost između jedinica posmatranja u panelu i što

je omogućeno uvođenjem uslova $\sum_{t=1}^T y_{it} = s$. Dakle, ako se pođe od pretpostavke da za

svaku i -tu opservaciju tokom perioda T postoji $\sum_{t=1}^T y_{it} = s$ ishoda u kojima ova

opservacija uzima vrednost 1, definisanjem skupa $B_i = \{d_i | \sum_{t=1}^T d_{it} = \sum_{t=1}^T y_{it} = s\}$, svih

moćućih ishoda čije su vrednosti 1 i 0 i za koje je suma T binarnih ishoda jednaka

$\sum_{t=1}^T y_{it} = s$, eliminiše se μ_i iz uslovne funkcije verodostojnosti, te se logit model može

konzistentno oceniti. Međutim, postoji i nekoliko ograničenja u primeni ovog pristupa. Funkciju verodostojnosti l^c nije moguće definisati za uslove: (i) $\sum_{t=1}^T y_{it} = 0$, pošto i -ta opservacija kroz svih $t=1, \dots, T$ vremenskih tačaka uzima vrednost nula, kao ni za (ii) $\sum_{t=1}^T y_{it} = T$ iz istog razloga, tj. ne razmatraju se i -te opservacije za koje vrednost ishoda ostaje nepromenjena tokom posmatranog vremenskog perioda T , pošto zajedničkoj funkciji verodostojnosti doprinose sa vrednošću nula. Dakle, razmatra se samo $s=1, 2, \dots, T-1$ skupova ishoda. Ukupan broj alternativa određuje se po principu $\frac{T!}{s!(T-s)!}$. Iz ovoga proizlazi i drugo ograničenje, a ono se ogleda u činjenici da za veliko T postoji veliki broj alternativa sa parovima ishoda $(1, 0)$. Na primer, za $T=2$ i $s=1$, moguća su dva ishoda za binarnu zavisnu promenljivu y_{it} , u odnosu na koje se definiše uslovna funkcija verovatnoće, dok se za $T=10$ i $s=1$ broj alternativa povećava na deset. Predloženo je nekoliko rešenja, od kojih se izdvajaju dva: (i) da se smanji broj ishoda isključivanjem opservacija sa velikim brojem alternativa, ili (ii) da se smanji dužina vremenskog perioda T . Međutim, Cameron i Trivedi (2005) navode da primena ovih rešenja može dovesti do gubitka značajnog broja opservacija i do smanjenja efikasnosti ocena $\hat{\beta}$.

U opštem slučaju kada je $T > 2$ i $\sum_{t=1}^T y_{it}$, $i=1, \dots, N$, uslovna funkcija verodostojnosti za logit model glasi:

$$\log l^c = \frac{\sum_{i=1}^N \log\{\exp[(\beta' \sum_{t=1}^T y_{it} x_{it})]\}}{\sum_{i=1}^N \sum_{d_i \in B_i} \log\{\exp[(\beta' \sum_{t=1}^T x_{it} d_{it})]\}}, \quad (2.14)$$

pri čemu se skup ishoda za i -tu opservaciju B sada definiše na sledeći način:

$$B_i = \{d_i = (d_{i1}, \dots, d_{iT}) \mid d_{it} = 0 \text{ ili } 1 \text{ i } \sum_{t=1}^T d_{it} = \sum_{t=1}^T y_{it}\}. \text{ Maksimizacijom funkcije (2.14)}$$

dobijaju se uslovne logit ocene regresionih parametara $\hat{\beta}$.

Chamberlain (1980: str. 229-230) je pokazao da u asiptotskom slučaju kada $N \rightarrow \infty$ postoji informaciona matrica $J_B = -E(\partial^2 \log l^c / \partial \beta \partial \beta' \mid B)$ koja, polazeći od uslovne funkcije verodostojnosti i primene metoda CLM u ocenjivanju nepoznatih parametara β , omogućava da se izračuna asimptotska matrica kovarijansi $J_B^{-1} = \partial^2 \log l^c / \partial \beta \partial \beta'$. Drugim rečima, primena metoda ocenjivanja CLM se sada svodi na primenu regularnog metoda ML u ocenjivanju logit modela za uporedne podatke koji je izložen u *tački* 2.1.2.1.

Kada je **model sa slučajnim efektima** racionalan izbor za modeliranje diskretne zavisne promenljive u podacima panela, tj. kada se efekti μ_i tretiraju kao slučajne promenljive, koriste se **probit modeli** (en. *random effects probit models*). Pošto je u modelu binarnog izbora sa slučajnim efektima (2.7), slučajna greška u_{it} dekomponovana na efekte μ_i i ostatak slučajne greške ε_{it} , ocenjivanje ovih modela zahteva ispunjenost pretpostavki o svakoj komponenti, kao i o kompozitnoj grešci u_{it} : (i) $E(\varepsilon_{it} \mid x_{it}) = 0$ i $Cov(\varepsilon_{it}, \varepsilon_{is} \mid x_{it}) = Var(\varepsilon_{it} \mid x_{it}) = 1$, ako je $i=j$ i $t=s$, i 0 inače; (ii) $E(\mu_i \mid x_{it}) = 0$ i $Cov(\mu_i, \mu_j \mid x_{it}) = Var(\mu_i \mid x_{it}) = \sigma_\mu^2$, ako je $i=j$, i 0 inače. Ove pretpostavke nadalje impliciraju nezavisnost između μ_i i x_{it} skupa objašnjavajućih promenljivih – što je osnovni uslov na kojem počiva specifikacija probit modela sa slučajnim efektima¹³ – kao i odsustvo korelisanosti između komponenti slučajne greške ($Cov(\varepsilon_{it}, \mu_j \mid x_{it}) = 0$ za $\forall (i, j \text{ i } t)$). Iz ovoga proizlazi sledeće: $E(u_{it} \mid x_{it}) = 0$,

¹³ Ovom pretpostavkom se uvodi osnovna razlika između logit modela sa fiksnim efektima i probit modela sa slučajnim efektima. Stroge pretpostavke o nezavisnosti μ_i i x_{it} , kao i pretpostavka da μ_i ima normalnu raspodelu sa očekivanom vrednošću $E(\mu_i) = 0$, impliciraju da skup promenljivih x_{it} sadrži i $(N \times 1)$ vektor jedinica, čime je omogućeno da se prosečna vrednost slobodnih članova populacije iz koje je biran uzorak jedinica posmatranja $N, i=1, \dots, N$, oceni nezavisno od μ_i (Hsiao 2003).

$Var(u_{it} | x_{it}) = 1 + \sigma_\mu^2$ i $Cov(u_{it}, u_{is} | x_{it}) = \rho = \frac{\sigma_\mu^2}{1 + \sigma_\mu^2}$ za $\forall i \text{ i } t \neq s$ (Baltagi 2013). Na osnovu koeficijenta korelacije ρ između uzastopnih grešaka za i -tu opservaciju, varijansa od μ_i se može izračunati kao količnik $\sigma_\mu^2 = \frac{\rho}{1 - \rho}$.

Polazeći od navedenih pretpostavki, funkciju uslovne raspodele verovatnoće je moguće izraziti na sledeći način (Butler i Moffitt 1982):

$$P(y_{it} = (0 \text{ ili } 1) | x_{it}) = \int_{D_{it}}^{G_{it}} f(u_{it}) du_{it}, \quad i=1,2,...,N, t=1,...,T, \quad (2.15)$$

gde su donja i gornja granica integrala određene u zavisnosti od toga da li ishod diskretne zavisne promenljive y_{it} uzima vrednost 0 ili 1: ako je $y_{it} = 0$ sledi $(D_{it}, G_{it}) = (-\infty, -x'_{it}\beta)$, a ako je $y_{it} = 1$ biće $(D_{it}, G_{it}) = (-x'_{it}\beta, +\infty)$. Stoga se, prema Butler-u i Moffitt-u (1982), odgovarajuća funkcija verodostojnosti i -te opservacije za ceo vremenski period T definiše kao što sledi:

$$l(y_{i1}, ..., y_{iT} | x_{it}) = \int_{D_{it}}^{G_{it}} \dots \int_{D_{i1}}^{G_{i1}} f(u_{i1}, ..., u_{iT}) du_{i1}, ..., du_{iT}. \quad (2.16)$$

Pod pretpostavkom da su u_{it} međusobno nezavisne u odnosu na μ_i sledi funkcija gustine verovatnoće za normalnu raspodelu slučajne greške:

$$f(u_{i1}, ..., u_{iT}) = \int_{-\infty}^{+\infty} \prod_{t=1}^T f(u_{it} | \mu_i) f(\mu_i) d\mu_i. \quad (2.17)$$

Uključivanjem (2.17) u (2.16) i promenom redosleda u funkciji višestrukog integrala reda T , dolazi se do funkcije verodostojnosti u sledećem obliku (Greene 2012):

$$l = P(y_{i1}, \dots, y_{iT} | x_{it}) = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\prod_{t=1}^T \left(\int_{D_t} f(u_{it} | \mu_i) du_{it} \right) \right] f(u_i) du_i. \quad (2.18)$$

Budući da vrednosti ispod integrala predstavljaju umnožak individualnih verovatnoća u opštem slučaju, ukoliko se funkcija verodostojnosti želi prikazati za odgovarajući model binarnog izbora, funkcije raspodele verovatnoće $P(y_{it} | \cdot)$ se izračunavaju za svako $t=1, \dots, T$ u $x'_{it}\beta + \mu_i$:

$$l = P(y_{i1}, \dots, y_{iT} | x_{it}) = \int_{-\infty}^{+\infty} \left[\prod_{t=1}^T P(y_{it} | x'_{it}\beta + \mu_i) \right] f(u_i) du_i. \quad (2.19)$$

Da bi maksimizacija funkcije verodostojnosti (2.19) bila računski izvodljiva potrebno je naći rešenje za sumu proizvoda unutar neodređenog integrala. Butler i Moffitt (1982) su predložili primenu Gauss-ove kvadrature, pošto slučajna promenljiva μ_i ima normalnu raspodelu, te se zadovoljavajuće rešenje integrala postiže primenom numeričke integracije pomoću Hermit-ove integracione formule. Ovaj metod je, dakle, komplikovan jer njegova primena zahteva izbor broja tačaka u kojima vrednosti integranda moraju da se izračunaju da bi se dobila tačna aproksimacija, a primena je ograničena ukoliko nisu ispunjene pretpostavke o normalnoj raspodeli μ_i i o konstantnoj korelisanosti grešaka u_{it} za jedinicu posmatranja i , u bilo koja dva vremenska perioda t i s ($t \neq s$). Zbog toga se u empirijskim studijama koriste i ekonometrijske specifikacije koje se baziraju na manje restriktivnim pretpostavkama o komponenti slučajne greške (Baltagi 2013).

U teorijskoj ekonometrijskoj literaturi se predlažu i drugi algoritmi maksimizacije funkcije verodostojnosti da bi se izbegao problem numeričke integracije i pronalaženja odgovarajuće aproksimacije bliskog integrala (videti npr. Gourieroux i Monfort 1991). Jedan metod sugerise da se maksimum date funkcije verodostojnosti traži simulacijom umesto numeričkom integracijom, za šta je potrebno funkciju verodostojnosti (2.19) iskazati u formi očekivanja za odgovarajuću funkciju raspodele verovatnoće $P(y_{it} | \cdot)$:

$$l = E \left[\prod_{t=1}^T P(y_{it} | x'_{it}\beta + \mu_i) \right], \quad (2.20)$$

a zatim primeniti **metod simulacije maksimalne verodostojnosti** (en. *maximum simulated likelihood* – MSL). Maksimizacija uslovne funkcije verodostojnosti za uzorak od N jedinica posmatranja, sprovodi se u odnosu na regresioni parametar β i varijansu σ_μ^2 za normalnu raspodelu (Greene 2012). Pod ovim uslovima, funkcija verodostojnosti (2.20) se svodi na izraz:

$$l = E \left[\prod_{t=1}^T F(y_{it}, x'_{it}\beta + \varpi\mu_i) \right] = E[g(\mu_i)], \quad (2.21)$$

gde je ϖ nepoznati parametar u funkciji raspodele slučajne promenljive μ_i . Metod simulacije podrazumeva da se koristi generator slučajnih brojeva koji omogućava da se iz populacije μ_i izvuče poduzorak opservacija veličine m_i , $m_i=1,...,M_i$, tako da za normalno raspodeljenu slučajnu promenljivu μ_i , funkcija verodostojnosti u logaritamskoj formi ima sledeći izraz:

$$\log l^s = \sum_{i=1}^N \log \left\{ \frac{1}{M_i} \sum_{m_i=1}^{M_i} \left(\prod_{t=1}^T F(2y_{it} - 1)(x'_{it}\beta + \sigma_\mu \mu_{im_i}) \right) \right\}, \quad (2.22)$$

$i=1,...,N, t=1,...,T, m_i=1,...,M_i.$

Dokazi na osnovu kojih su izvedene ocene regresionih parametara $\hat{\beta}$ i odgovarajuće ocene matrice varijansi i kovarijansi $\hat{\Sigma}$, detaljno su predstavljeni u Butler i Moffitt (1982) i Greene (2012) sa primerima ocenjivanja modela panela.

Pored gore navedenih metoda ocenjivanja probit modela sa slučajnim efektima, koriste se i drugi metodi. Na primer, Chamberlain (1980) je proširio prvobitni probit model sa slučajnim efektima uključivanjem člana $\bar{x}_i\gamma$ koji meri zavisnost između μ_i i x_{it} u specifikaciji binarne latentne zavisne promenljive: $y_{it}^* = \beta_0 + x'_{it}\beta + \bar{x}_i\gamma + \mu_i + \varepsilon_{it}$ [$y_{it}=1$

ako je $y_{it}^* > 0$]. Ovim uslovom se narušava stroga pretpostavka o nezavisnosti objašnjavajućih promenljivih od μ_i komponente slučajne greške. Na osnovu ocenjenog slobodnog člana $\hat{\beta}_0$ i ocena parametara $\hat{\gamma}$ uz prosečne vrednosti objašnjavajućih promenljivih moguće je oceniti i μ_i . Pošto je očekivana vrednost od μ_i data kao $E(\mu_i) = \beta_0 + E(\bar{x}_i)\gamma$, proizlazi da je ocena od μ jednaka $\hat{\mu} = \hat{\beta}_0 + \bar{x}\hat{\gamma}$, gde je $\bar{x}$ prosečna vrednost od $\bar{x}_i$ za ceo uzorak N .

2.1.3 Poluparametarski metodi ocenjivanja

U ovoj tački će biti prikazati poluparametarski metodi ocenjivanja modela binarnog izbora za uporedne i panel podatke. Jedan od **poluparametarskih metoda** ocenjivanja modela binarnog izbora **za uporedne podatke** koji daje konzistentne i efikasne ocene strukturnih parametara $\hat{\beta}$ pod pretpostavkama o asimptotskoj normalnosti (ocena $\hat{\beta}$ teži stvarnoj vrednosti nepoznatog parametra β po (bržoj) stopi konvergencije $N^{1/2}$, kada $N \rightarrow \infty$), zasniva se na primeni tzv. **metoda adaptivnog jezgra** (en. *adaptive kernel estimator*) i maksimizaciji kvazi funkcije verodostojnosti (Klein i Spady 1993). Pri definisanju osobina poluparametarskog metoda ocenjivanja modela binarnog izbora, Klein i Spady (1993) su pošli od tzv. jednoindeksnog modela (en. *single-index models*) koji, za razliku od standardnih modela binarnog izbora, ne zahteva da su unapred poznati parametri raspodele slučajne greške.¹⁴ Formalna procedura testiranja dveju specifikacija modela binarnog izbora, parametarske i poluparametarske, primenom testa koji su razvili Horowitz i Härdle (1994), potvrdila je superiornost poluparametarske specifikacije u smislu efikasnosti ocena u konačnim uzorcima sa dovoljnim brojem jedinica posmatranja (Martins 2001). Ovaj metod ocenjivanja će biti detaljnije prikazan u nastavku izlaganja. Alternativni poluparametarski metodi ocenjivanja jednoindeksnog regresionog modela razvijeni su u Ichimura (1993). Pregled poluparametarskih metoda ocenjivanja u modelima binarnog izbora za uporedne podatke je dat, na primer, u Hsiao (2003), Wooldridge (2006), Greene (2012) i dr.

¹⁴ Poluparametarski metod Klein-a i Spady-a (1993) primenjen je u ocenjivanju funkcija ponude rada žena (videti npr. Martins 2001; Ognjenović 2013).

Među **poluparametarske metode** ocenjivanja modela binarnog izbora za **podatke panela** ubrajaju se metodi maksimalnog broja pogodaka (en. *maximum score estimator*), izravnatog maksimalnog broja pogodaka (en. *smoothed maximum score estimator*) i $\sqrt{N}$ konzistentni metod ocenjivanja (en. *Root-N estimator*) koje su razvili Manski (1987), Horowitz (1992) i Lee (1999), respektivno, i drugi slični metodi za grupisane podatke (Collado 1998).

Poluparametarski pristup u tretiranju modela binarnog izbora uvodi fleksibilnost u definisanje raspodele slučajne greške, odnosno pogodnosti koje se ogledaju u činjenici da nije *a priori* potrebno specificovati teorijsku raspodelu slučajne greške ε_{it} modela, te da konzistentno ocenjivanje nepoznatih parametara β ne zavisi od toga da li se individualni efekti μ_i tretiraju kao fiksni ili slučajni efekti. Primena poluparametarskog **metoda maksimalnog broja pogodaka** zasniva se na sledećim pretpostavkama (Manski 1987): (i) slučajna greška ε_{it} je stacionarna (nezavisna i identična raspodela u bilo koje dve vremenske tačke t i s , ako je $t \neq s$) i nezavisna od (x_{it}, μ_i) ; (ii) u skupu objašnjavajućih promenljivih mora da bude najmanje jedna kontinuelna promenljiva sa parametrom različitim od 0 da bi vektor nepoznatih parametara β mogao da se identifikuje. Poslednja pretpostavka implicira da se vektor nepoznatih parametara β može identifikovati na bazi normalizacije $\|\beta^*\|=1$, pri čemu je β^* vektor normalizovanih parametara takav da je $\beta^* = \beta / \|\beta\|$. Uz ove dve pretpostavke, podrazumeva se i to da je slučajan uzorak od N' nezavisnih realizacija takav da se svakom članu od n' , $n'=1, \dots, N'$, pridružuju numerička obeležja koja čine skup promenljivih x_{it} posmatranih u određenom vremenskom intervalu.

U postavci poluparametarskog modela, Manski (1987) polazi od standardnog uslova kojim se promenljivoj y_{it} dodeljuje vrednost jedan, ako je latentna zavisna promenljiva $y_{it}^* > 0$ i vrednost nula nasuprot tome, što je slično postavci modela binarnog izbora sa slučajnim efektima (2.7), gde je slučajna greška $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$. Postupak ocenjivanja nepoznatih parametara β pomoću metoda maksimalnog broja pogodaka se zasniva na

primeni funkcije znaka, pri čemu se očekivana vrednost zavisne promenljive dobija pomoću znaka latentne promenljive i maksimizira se broj tačnih pogodaka. Dakle, ocenjivanje nepoznatih parametara β se zasniva na kombinovanju opservacija u posmatranom t i nekom ranijem $t-1$ periodu, tako da se može postaviti u formi prvih diferenci: $\Delta x_{it}'\beta \geq 0 \Leftrightarrow E(\Delta y_{it} | \Delta x_{it}) \geq 0$, u smislu da znak ($>$, $=$, $<$) u odnosu na 0 proizvodi ekvivalentnu relaciju uslovne očekivane vrednosti od Δy_{it} . Budući da poluparametarski pristup, kao što je već navedeno, ne podrazumeva stroge pretpostavke o slučajnom članu modela, kao u parametarskom pristupu, latentnu zavisnu promenljivu je moguće izraziti kao linearnu funkciju objašnjavajućih promenljivih, tako da se operatorom prvih diferenci mogu eliminisati individualni efekti iz početnog aditivnog modela, a da se ne naruši konzistentnost ocena nepoznatih parametara β . Za bilo koje $b \in \mathfrak{R}^K$, koje zadovoljava uslov normalizacije $b'b = 1$, takvo da je $b \neq \beta^*$, razmatra se sledeća funkcija: $g_b = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{sgn}[(\Delta x_{it}'b)(y_{it} - y_{it-1})]$. Dakle, b se bira na takav način da je znak od $(\Delta x_{it}'b)$ jednak znaku od $(y_{it} - y_{it-1})$ za što veći broj opservacija je moguće, tako da postoji jedinstveno rešenje za β^* . Iz procedure ocenjivanja se eliminišu one opservacije za koje je $y_{it} = y_{it-1}$, tj. opservacije koje ne menjaju stanje između dva posmatrana vremenska perioda i koje ne utiču na maksimizaciju funkcije g_b . Metod ocenjivanja kojim se maksimizira funkcija g_b rezultuje maksimalnim pogotkom primenjenim na one opservacije koje su promenile stanje prelaskom iz vremenske tačke $t-1$ u vremensku tačku t za dati skup objašnjavajućih promenljivih. Primenom ovog metoda dobijaju se konzistentne, ali ne i normalno raspodeljene i asimptotski efikasne ocene $\hat{\beta}$ (Hsiao 2003). Nasuprot tome, **metod izravnatog maksimalnog broja pogodaka** rezultuje konzistentnim i asimptotski normalnim ocenama, čija stopa konvergencije iznosi najmanje $N^{2/5}$, a u zavisnosti od izbora parametra izravnjanja h_N (en. *bandwidth parameter*) može se postići stopa konvergencije približna $N^{1/2}$ (Horowitz 1992). Metod je sličan metodu maksimalnog broja pogodaka, ali umesto funkcije znaka $\text{sgn}(\Delta x_{it}'b)$ koristi se kontinuelna funkcija izravnjanja $K(\Delta x_{it}'b/h_N)$, gde je h_N parametar izravnjanja. Od izbora vrednosti parametra h_N zavisice koliko su

raspodele slučajne greške ε_{it} i $\Delta x'_{it}b$ bliske normalnoj raspodeli. Lee (1999) je takođe razvio konzistentan poluparametarski metod ocenjivanja nepoznatih parametara β koji omogućava izračunavanje asimptotske matrice varijansi i kovarijansi pod uslovom da je izvršena normalizacija vektora parametara, takva da je $\beta_1 = 1$. Ovaj metod se bazira na stopi konvergencije parametara od $N^{1/2}$, te se stoga i naziva $\sqrt{N}$ **konzistentni metod ocenjivanja**. Međutim, nedostatak ovih metoda ocenjivanja je da se efekti uz individualne (vremenski invarijantne) promenljive ne mogu oceniti, kao ni vremenske (individualno invarijantne) nezavisne promenljive. Prvi skup nezavisnih promenljivih se eliminiše prvim diferencama između istih jedinica posmatranja $\Delta x_i, \forall i$, a drugi prvim diferencama između različitih jedinica posmatranja $\Delta x_i - \Delta x_j, i \neq j$, pri čemu Δ meri razliku u vrednosti date promenljive između dva vremenska perioda t_1 i t_2 .

Polazeći od specifikacije modela binarnog izbora sa slučajnim efektima, Collado (1998) pokazuje da primena metoda ocenjivanja koji se bazira na izračunavanju minimalne udaljenosti između grupa ili kohorti (en. *minimum distance estimator*),¹⁵ kao i metoda na bazi varijabiliteta unutar jedinica posmatranja ili grupa (en. *within group estimator*), daje konzistentne ocene regresionih parametara $\hat{\beta}$. Oba metoda ocenjivanja se primenjuju na podacima koji formiraju pseudo panele. U definisanju **metoda** ocenjivanja na bazi **minimalne udaljenosti**, Collado (1998) polazi od parametarizacije uslovne očekivane vrednosti individualnih efekata μ_i date u formi linearne funkcije objašnjavajućih promenljivih x_{it} , koju je predložio Chamberlain (1984), čime se u model uvodi korelisanost između μ_i i x_{it} . Međutim, primena ovog pristupa na pseudo panelima podrazumeva da se individualne opservacije objašnjavajućih promenljivih zamene grupnim prosecima $\bar{x}_{gt}$, tako što se fiksno pridruže datoj grupi (g) kroz vreme, $t=1,...,T$. Problem sa primenom standardnog pristupa u ocenjivanju modela binarnog

¹⁵ Collado (1998) je svoj metod ocenjivanja razvila za skup uporednih podataka za nezavisne uzorke koji se prate tokom određenog vremenskog perioda T (en. *time series of independent cross-section data*), tako da su jedinice posmatranja različite kroz periode. Ovaj skup podataka se naziva pseudo panelima. Suština je da se, u slučaju odsustva klasičnih serija panel podataka u kojima se iste jedinice posmatranja prate tokom vremena, na osnovu zajedničkih karakteristika obrazuju grupe ili kohorte jedinica posmatranja koje su fiksne kroz T i da se primene odgovarajući metodi ocenjivanja (videti npr. Deaton 1985; Verbeek 2008).

izbora jeste prisustvo korelisanosti između grešaka i grupnih proseka objašnjavajućih promenljivih. Uvođenjem pretpostavke o normalnoj raspodeli, varijansa grešaka može da se izračuna na bazi individualnih opservacija, čime je omogućeno da se koriguju parametri redukovane forme probit modela. U narednom koraku sledi ocenjivanje strukturnih parametara po metodu minimalne udaljenosti. Za oba metoda ocenjivanja su date asimptotske ocene strukturnih parametara $\hat{\beta}$ i asimptotske varijanse ocena. Međutim, Monte Carlo eksperiment je pokazalo da metod ocenjivanja na bazi minimalne udaljenosti između grupa ima manju standardnu grešku regresije nego metod na bazi varijabiliteta unutar grupa, ukazujući na to da se ovim metodom postiže veća asimptotska efikasnost ocena (Collado 1998).

2.2 Modeli za odsečene i cenzurisane podatke panela

Šira upotreba modela za odsečene i cenzurisane podatke počinje sa prvom empirijskom primenom modela zavisne promenljive sa ograničenjem u radu Tobin-a (1958), u kojem je korišćen model kojim se na zavisnu promenljivu postavlja takvo ograničenje da ne može uzeti vrednosti manje od nule. Daljom primenom sličnih modela u empirijskom izučavanju ekonomskih fenomena, usled potreba koje su se javljale uporedo sa raspoloživošću mikro podataka, razvijali su se i modeli za odsečene i cenzurisane podatke. Tako su modeli za odsečene podatke primenjivani u slučajevima kada su podaci, usled zadatih ograničenja na vrednosti opservacija zavisne promenljive, trajno izgubljeni, dok su, za razliku od njih, modeli za cenzurisane podatke primenjivani u slučajevima kada je izvan datih ograničenja moguće posmatrati barem opservacije nezavisnih slučajnih promenljivih. Ovi modeli se, dakle, ubrajaju u širu grupu Tobit modela. U ovom poglavlju, najpre će biti definisan **model izbora podataka** (en. *sample selection model*) koji takođe predstavlja oblik regresionih modela za odsečene i cenzurisane podatke, a potom će se šire razmatrati izabrani **Tobit modeli** i metodi ocenjivanja koji se najčešće primenjuju u modeliranju uporednih podataka i podataka panela. Detaljan pregled ovih modela i metoda njihovog ocenjivanja su dali npr. Amemiya (1984) i Vella (1998).

2.2.1 Model izbora podataka

Polazeći od teorijskih postavki Mincer-a (1962a) o ponudi radne snage u podskupu udatih žena u SAD-u sredinom dvadesetog veka, Mroz (1987) je dao značajan doprinos rasvetljavanju nedostataka i problema koji su se javljali u dotadašnjim empirijskim studijama koje su se bavile testiranjem ove teorije. Njegov doprinos se ogleda u preispitivanju specifikacije ekonometrijskih modela ponude rada kao funkcije časova rada i greške merenja, tretiranju problema pristrasnosti koji je posledica neslučajnog izbora podataka, testiranju egzogenosti objašnjavajućih promenljivih u modelima časova rada, kao i ispitivanju efekta poreza na zarade na ponudu rada žena, što je sve pomoglo realnijem sagledavanju teorijskih implikacija izbora između potrošnje i dokolice. U kasnijim empirijskim studijama, analiza ponude rada je proširena na čitavu populaciju žena u radnom uzrastu, što je bilo rezultat rastućih stopa učešća ženske radne snage na tržištu rada, a obrazovanje je postalo jedna od ključnih promenljivih pri donošenju odluke o uključivanju u ponudu rada, kao i u određivanju visine zarade (Mincer 1962a).¹⁶

Za empirijsku analizu koja je data u doktorskoj disertaciji od ključnog je značaja najpre ukazati na problem pristrasnosti u modelima zarada i ponude rada žena, koji je posledica neslučajnog izbora podataka, a koji su, među prvima, u mikroekonometrijska istraživanja uveli Heckman (1974), Gronau (1974) i Manski (1989).¹⁷ Pristrasnost usled neslučajnog izbora podataka u ocenjivanju ekonometrijskih modela se javlja kada neka od determinanti koje objašnjavaju odluku pojedinca da učestvuje na tržištu rada istovremeno utiče i na njegovu zaradu (Vella 1998). Ovaj problem se može rešiti posmatranjem odnosa između jednačine izbora podataka i jednačine zarada samo kroz opažene karakteristike pojedinaca, tako što se u jednačinu zarada uključuje jedna ili više uslovnih promenljivih kojima se obuhvata uticaj opaženih karakteristika. U ovom slučaju, pristrasnost usled neslučajnog izbora podataka ne javlja se samo zbog razlika u opaženim karakteristika pojedinaca. Stoga, ukoliko su neopažene karakteristike

¹⁶ Primenu Mincer-ovog pristupa u modeliranju ponude rada žena na početku tranzicionog perioda u Jugoslaviji uradio je Vujčić (1991) na podacima Hrvatske.

¹⁷ U domaćoj literaturi, problemi uzrokovani neslučajnim izborom podataka u analizi ponude rada žena razmatrani su u Nojković (2005).

pojedina te koje utiču na njihovu odluku da učestvuju na tržištu rada i ako su one korelisane sa neopaženim karakteristikama u jednačini zarada, tada ocenjivanje funkcije zarada sa samo opaženim karakteristikama nije dovoljno da bismo dobili nepristrasne ocene parametara ovih dveju jednačina. Štaviše, ako su neopažene karakteristike u jednačini izbora podataka korelisane sa posmatranim karakteristikama u jednačini zarada, izostanak ocene neopaženih karakteristika dovešće do nepreciznih zaključaka o uticaju posmatranih karakteristika na zarade. U ovom slučaju, pristrasnost je rezultat neslučajnog izbora podataka.

Iako model izbora podataka ima primenu u brojnim oblastima mikro i makroekonomije, u disertaciji će biti stavljen u kontekst analize koja je predmet istraživanja. Postavku teorijskih modela ponude rada žena, sledeći Mincer-a (1962a) i Heckman-a (1974), moguće je prikazati na sledeći način:

$$y^{*F} = f(h, y^M, p, a_0, z), \quad (2.23a)$$

$$y^F = f(e, s). \quad (2.23b)$$

Jednačina (2.23a) predstavlja “cenu u senci” vremena žena, rezervacionu ili željenu zaradu, kao funkciju časova rada ili vremena koje ženi ostaje raspoloživo za druge aktivnosti izvan tržišta rada (h), zarade muža (y^M), cene dobara (p), dohotka domaćinstva poreklom od kapitala i iz drugih izvora iz kojeg su isključene zarade (a_0) i ostalih objašnjavajućih promenljivih (z), kao što su broj dece u domaćinstvu, obrazovanje članova domaćinstva, opremljenost domaćinstva kućnim aparatima i sl., koje mogu da ograniče odluku žena da se uključe u tržište rada. Jednačinom (2.23b) se iskazuje zarada koju zaposlene žene mogu da ostvare na tržištu rada, kao funkcija njenog radnog iskustva (e) i stepena obrazovanja (s). Pošto je, na osnovu (2.23a) i (2.23b), ponuđena (ili tržišna) zarada nezavisna od časova rada, iz ovog sistema jednačina sledi da je neophodan uslov ravnoteže da za nula časova rada ponuđena zarada prevazilazi željenu (ili rezervacionu) zaradu ($y^F > y^{*F}|_{h=0}$). Na ovom uslovu se zasniva odluka žena da rade i ona služi za dalje razvijanje modela zarada.

Budući da zanemarivanje pristrasnosti zbog neslučajnog izbora podataka može da dovede do nekonzistentnih ocena regresionog modela, rešenje se nalazi u kontrolisanju procesa izbora (selekcije) podataka uvođenjem posebne jednačine u model izbora podataka. Model izbora podataka za uporedne podatke glasi:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i, \quad i=1,2,\dots,N, \quad (2.24a)$$

$$d_i^* = z_i' \lambda + \nu_i, \quad i=1,2,\dots,N, \quad (2.24b)$$

$$\begin{aligned} d_i &= 1 && \text{ako je } d_i^* > 0, \\ &= 0 && \text{ako je } d_i^* \leq 0, \end{aligned} \quad (2.24c)$$

$$\begin{aligned} y_i &= y_i^* && \text{ako je } d_i = 1, \\ &= 0 && \text{ako je } d_i = 0. \end{aligned} \quad (2.24d)$$

Jednačine (2.24a) i (2.24b) se odnose na osnovni regresioni model kojim se, na primer, u ekonomskom modelu ponude rada modeliraju zarade, dok se druga jednačina odnosi na jednačinu izbora (selekcije) podataka kojom se utvrđuje da li dati pojedinac radi ili ne. Jednačine (2.24c) i (2.24d) određuju mehanizam izbora uzorka za y_i i d_i na osnovu pravila datih za y_i^* i d_i^* . Ovako definisan sistem jednačina omogućava da se problem izbora uzorka, koji je uzrokovao cenzurisanje ili odsecanje podataka, posmatra kroz endogeno određenu jednačinu izbora podataka. Definisanje skupa promenljivih i nepoznatih parametara u gornjem sistemu jednačina je dato kako sledi: y_i^* je latentna zavisna promenljiva koja se ne opaža, dok je y_i zavisna promenljiva koja se opaža, d_i^* je latentna zavisna promenljiva koja je povezana sa funkcijom d_i , tj. sa promenljivom indikator koja određuje da li se osnovna zavisna promenljiva y_i opaža ili ne. Objašnjavajuće promenljive u osnovnom regresionom modelu i jednačini izbora podataka date su u formi vektora x_i i z_i , dok su β i λ pripadajući vektori nepoznatih parametara, respektivno; ε_i i ν_i su slučajne greške modela (2.24a) i (2.24b), za koje se pretpostavlja da su podjednako i nezavisno raspodeljene i da imaju normalnu raspodelu sa parametrima $(0, \sigma_\varepsilon^2)$, odnosno standardizovanu normalnu raspodelu sa parametrima $(0,1)$, respektivno.

Ukoliko se u istraživanjima koriste podaci panel serija, tada je model izbora podataka sledećeg oblika:

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,\dots,N, t=1,\dots,T, \quad (2.25a)$$

$$d_{it}^* = z_{it}'\lambda + \alpha_i + \varphi_t + v_{it}, \quad i=1,2,\dots,N, t=1,\dots,T, \quad (2.25b)$$

$$d_{it} = 1 \quad \text{ako je } d_{it}^* > 0, \quad (2.25c)$$

$$= 0 \quad \text{ako je } d_{it}^* \leq 0,$$

$$y_{it} = y_{it}^* \quad \text{ako je } d_{it} = 1, \quad (2.25d)$$

$$= 0 \quad \text{ako je } d_{it} = 0.$$

U sistemu jednačina od (2.25a) do (2.25d), pored oznake za i -tu jedinicu posmatranja, uvodi se oznaka t za vremensku dimenziju posmatranja. Kao i u modelu za uporedne podatke, ovde se zavisna promenljiva y_{it} posmatra samo za skup opservacija koje zadovoljavaju uslov izbora u uzorak, tj. za koje je indikator promenljiva $d_{it} = 1$ ako je $d_{it}^* > 0$. Novi članovi u skupu jednačina od (2.25a) do (2.25d) označavaju redom individualne efekte (μ_i i α_i), odnosno vremenske efekte (δ_t i φ_t). Sledeći analogiju definisanja modela izbora podataka kojim se u analizu uvodi problem koji nastaje usled neslučajnog izbora uzorka, slučajna greška u jednačinama (2.25a) i (2.25b) može da se obrazuje od sledeće tri komponente: individualnih efekata, vremenskih efekata, kao i od ostatka slučajne greške (ε_{it} i v_{it}). Komponente slučajnih grešaka počivaju na pretpostavkama o normalnoj raspodeli, pri čemu se dopušta korelisanost sa komponentama iste dimenzije u drugoj jednačini. Jednostavnost primene odgovarajućih procedura ocenjivanja ovih modela zahteva da se vremenski efekti (δ_t i φ_t) umesto kao slučajni tretiraju kao fiksni. Time je omogućeno da se kreirane veštačke promenljive za vreme uključe u skup koji sadrži objašnjavajuće promenljive x_{it} i z_{it} . Metodi ocenjivanja modela izbora podataka za podatke panela će biti razmatrani u narednim tačkama ovog poglavlja.

2.2.2 Tobit modeli

Klasifikaciju Tobit modela je prikazao Amemiya (1984). Prema ovoj klasifikaciji postoji najmanje pet tipova Tobit modela. Međutim, u empirijskim studijama prva tri modela su našla najveću primenu. U standardnom Tobit modelu (Tobit model I), vrednosti zavisne promenljive y_i se opažaju ako je $y_i^* > 0$, a ne opažaju se u slučaju da je $y_i^* \leq 0$ kod odsečenih podataka, odnosno za $y_i = 0$ kod cenzurisanih podataka. Ovo su klasični modeli zavisne promenljive sa ograničenjem u podacima kojima smo se bavili u prethodnom poglavlju. Model izbora podataka, koji je predstavljen u prethodnoj tački, poznat je i pod nazivom Tobit model tipa dva ili Tobit model II. U nastavku izlaganja u ovoj tački je predstavljen Tobit model III za cenzurisane podatke zavisne promenljive, najpre u slučaju uporednih podataka, a potom i podataka panela.¹⁸ Osnovna razlika u odnosu na Tobit model II u kojem je zavisna promenljiva u jednačini izbora podataka binarna promenljiva, jeste da je zavisna promenljiva u obe jednačine (i u osnovnoj regresionoj jednačini i u jednačini izbora (selekcije) podataka) kontinuelna promenljiva. Druga specifičnost ovog modela je i to što se vrednosti zavisne promenljive u jednačini izbora podataka parcijalno posmatraju. Dakle, Tobit model III se može izraziti sledećim skupom jednačina:

$$y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i, \quad i=1,2,...,N, \quad (2.26a)$$

$$d_i^* = z_i' \lambda + \nu_i, \quad i=1,2,...,N, \quad (2.26b)$$

$$d_i = d_i^* \quad \text{ako je } d_i^* > 0, \quad (2.26c)$$

$$= 0 \quad \text{ako je } d_i^* \leq 0,$$

$$y_i = y_i^* \quad \text{ako je } d_i = d_i^*, \quad (2.26d)$$

$$= 0 \quad \text{ako je } d_i = 0,$$

¹⁸ O preostalim specifikacijama Tobit modela videti više u Amemiya (1984, 1985). Vredno je pomenuti da se Tobit model (predstavljen tročlanim sistemom jednačina), koji Lee (1978) koristi u modeliranju zarada za članove i one koji nisu članovi sindikata sa korekcijom za sindikalno članstvo, ubraja u model tipa V prema ovoj klasifikaciji.

pri čemu jednačine (2.26c) i (2.26d) određuju mehanizam izbora podataka, što se može objasniti na primeru modela ponude rada na sledeći način. U prethodnom Tobit modelu II, jednačina izbora podataka otkriva da li dati pojedinac radi ili ne, a u Tobit modelu III, od značaja za analizu ponude rada može da bude i to koliko je časova dati pojedinac radio. Budući da je ovaj uslov sličan originalnom Tobin-ovom modelu u kojem su posmatrane samo pozitivne (nenegativne) vrednosti zavisne promenljive, ocenjivanje jednačine izbora za cenzurisane podatke može da se izvrši primenom Tobit analize (Amemiya 1984; Vella 1998). U sistemu jednačina od (2.26a) do (2.26d), d_i je funkcija koja determiniše izbor podataka u jednačini selekcije, uvodeći graničnu vrednost koja može biti nula ili neki drugi pozitivan broj. Ako je $d_i^* \leq 0$ vrednosti promenljive d_i su cenzurisane. Dakle, kontinuelna zavisna promenljiva y_i se opaža samo za pozitivne vrednosti promenljive d_i , koja je određena funkcijom $d_i = d_i^*$, za $d_i^* > 0$; suprotno tome, mehanizam izbora podataka sugerise da su vrednosti zavisne promenljive y_i jednake nuli. U ovom slučaju, sistem jednačina od (2.26a) do (2.26d) se naziva Tobit modelom III za cenzurisane podatke (en. *censored type 3 Tobit model*). Problem cenzurisanja (i odsecanja) podataka zavisne promenljive se u empirijskoj literaturi javlja u nekoliko oblika (Chay i Powell 2001). Prvi problem izbora podataka i metodi koji se koriste u modeliranju tih podataka, odnosi se na cenzurisanje (ili odsecanje) podataka iz nekog poznatog intervala (prvi put su se javili u Tobit modelima sa ograničenjem da se posmatraju samo nenegativne vrednosti zavisne promenljive). Drugi problem cenzurisanja (ili odsecanja) podataka se tiče ograničenja u iskazivanju maksimalne vrednosti podataka zavisne promenljive koji pripadaju desnom kraku raspodele – tzv. desno-cenzurisani podaci, što dovodi do problema cenzurisanja podataka odozgo. Na sličan način, podaci zavisne promenljive mogu da budu i levo-cenzurisani. U empirijskom modeliranju podataka u doktorskoj disertaciji pažnja će biti posvećena prvom problemu izbora podataka zavisne promenljive.

Analogno prikazanom Tobit modelu III za uporedne podatke, ovaj model za podatke panela glasi:

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,...,N, t=1,...,T, \quad (2.27a)$$

$$d_{it}^* = z_{it}'\lambda + \alpha_i + \varphi_t + v_{it}, \quad i=1,2,\dots,N, t=1,\dots,T, \quad (2.27b)$$

$$d_{it} = d_{it}^* \quad \text{ako je } d_{it}^* > 0, \quad (2.27c)$$

$$= 0 \quad \text{ako je } d_{it}^* \leq 0,$$

$$y_{it} = y_{it}^* \quad \text{ako je } d_{it} = d_{it}^*, \quad (2.27d)$$

$$= 0 \quad \text{ako je } d_{it} = 0.$$

Sistem jednačina od (2.27a) do (2.27d) ima sličnu interpretaciju kao i modeli koji su već prethodno izloženi. Dakle, ukoliko ga posmatramo kao statistički model, zavisne promenljive d_{it}^* i d_{it} predstavljaju broj željenih i posmatranih časova rada u ekonomskom modelu ponude rada, za razliku od Tobit modela II u kojem je binarna zavisna promenljiva indikator koji ukazuje na to da li određeni pojedinac radi ili ne. Ostale promenljive u modelu, kao i nepoznati parametri imaju istu interpretaciju, a vremenski efekti (δ_t i φ_t), na način na koji su prikazani u strukturi modela, mogu da se tretiraju kao fiksni efekti. Razlika između cenzurisanog i odsečenog uzorka se zasniva na tome da li se broj časova rada za pojedince koji nisu zaposleni iskazuje vrednošću zavisne promenljive koja je jednaka nuli ili se posmatraju samo oni pojedinci koji rade, čime se vrednosti zavisne promenljive svode samo na pozitivne časove rada. U ekonomskim modelima ponude rada, individualni efekti α_i imaju značajnu ulogu, te se veoma često ne može pretpostaviti da su nezavisni od objašnjavajućih promenljivih x_{it} , tako da bi izbor specifikacije Tobit modela III sa fiksnim efektima bio prihvatljiviji od modela sa slučajnim efektima. Model sa slučajnim efektima bi mogao da se oceni ukoliko su zadovoljene stroge pretpostavke na kojima počiva teorijska specifikacija ovog modela (Cameron i Trivedi 2005). Međutim, njegovo ocenjivanje prati komplikovana procedura. S druge strane, parametarski i poluparametarski metodi za ocenjivanje Tobit modela III sa fiksnim efektima su našli značajnu primenu u empirijskim studijama. O ovim modelima će biti više reči u narednim tačkama ovog poglavlja.

2.2.3 Parametarski metodi ocenjivanja modela izbora – uporedni podaci

Ako se model izbora podataka (2.24a)–(2.24d) primenjuje u modeliraju uporednih podataka, koriste se dve grupe metoda ocenjivanja (Heckman 1974, 1976 i 1979). Prvu čini metod maksimalne verodostojnosti, a zasniva se na sledećim pretpostavkama o slučajnim greškama modela: (i) ε_i i v_i su nezavisno i identično raspodeljene sa parametrima $(0, \Sigma)$, pri čemu je Σ matrica varijanse ($\sigma_\varepsilon^2, \sigma_v^2=1$) i kovarijanse ($\sigma_{\varepsilon v}, \sigma_{v\varepsilon}$) slučajnih grešaka, i (ii) nezavisne su od vektora objašnjavajućih promenljivih z_i u jednačini izbora podataka. Drugu grupu čini dvostepeni metod ocenjivanja sistema jednačina, sa polaznom pretpostavkom da je $E[\varepsilon_i | v_i] = 0$ (ne postoji korelisanost između slučajnih grešaka ε_i i v_i) ili $\sigma_{\varepsilon v} = \sigma_{v\varepsilon} = 0$, čime se obezbeđuje konzistentnost ocena dobijenih metodom OLS u osnovnoj regresionoj jednačini (2.24a).

Metod ML se zasniva na maksimizaciji sledeće funkcije verodostojnosti, pod uslovom da važe stroge pretpostavke o dvodimenzionalnoj normalnoj raspodeli slučajnih grešaka ε_i i v_i ; u protivnom, ocene $\hat{\beta}$ i $\hat{\lambda}$ dobijene metodom ML nisu konzistentne:

$$l(y_i, d_i) = \prod_{i=1}^N [P(d_i^* \leq 0)]^{1-d_i} [f(y_i | d_i^* > 0) \times P(d_i^* > 0)]^{d_i}, \quad i=1, \dots, N. \quad (2.28)$$

Proizvod funkcije verodostojnosti se sastoji od dva dela. Prvi objašnjava da li promenljiva indikator d_i uzima vrednost 1 ili 0 na celom uzorku ($i=1, \dots, N$) i može se posmatrati kao doprinos latentne promenljive funkciji verodostojnosti, a drugi objašnjava varijacije u zavisnoj promenljivoj y_i koja se opaža za poduzorak jedinica posmatranja ($i=1, \dots, N_1$, $N_1 < N$) za koje je $d_i=1$ i naziva se doprinosom kontinuelne promenljive. Ovaj metod ocenjivanja je restriktivan pošto se zasniva na pretpostavci o dvodimenzionalnoj normalnoj raspodeli grešaka, što otvara pitanje identifikacije funkcionalne forme (Vella 1998). Iz čega sledi da narušenost pretpostavke o normalnosti vodi ka nekonzistentnim ocenama. Ispunjenost pretpostavke o identifikaciji regresionih parametara postaje značajna sa primenom poluparametarskih metoda, kao

što će biti pokazano u *tački* 2.2.4. Cameron i Trivedi (2005) navode da je funkcija verodostojnosti (2.28) primenjiva na širu klasu modela, a ne samo na linearne modele sa dvodimenzionalnom normalnom raspodelom slučajnih grešaka.

Za ocenjivanje modela izbora podataka prikazanog sistemom jednačina (2.24a)–(2.24d) Heckman (1979) je predložio i dvostepenu proceduru ocenjivanja.¹⁹ Ovaj metod je našao široku primenu u statističkim modelima izbora podataka, ali i u sistemima simultanih jednačina sa veštačkim endogenim promenljivim.²⁰ Primena *dvostepene procedure ocenjivanja* se sastoji u sledećem. U prvom koraku se primenom probit analize metodom ML ocenjuje jednačina izbora podataka, da bi se dobile ocene regresionih parametara $\hat{\lambda}$ koje determinišu verovatnoću selekcije jedinica posmatranja u uzorak, $i=1,...,N$, i reziduali $\hat{v}_i$ iz ocenjenog probit modela koji formiraju ocenu inverznog Mills-ovog količnika (Mills 1926). Zatim se, u drugom koraku, primenom metoda OLS, na poduzorku jedinica posmatranja, $i=1,...,N_1$, $N_1 < N$, ocenjuje osnovna jednačina, koja uključuje i ocenu inverznog Mills-ovog količnika dobijenu ocenjivanjem probit modela koji objašnjava selekciju. Ova procedura počiva na pretpostavci o dvodimenzionalnoj normalnoj raspodeli slučajnih grešaka ε_i i v_i sa parametrima $(0,0,\sigma_\varepsilon^2,\sigma_v^2,\rho)$. Ako bi se osnovna jednačina ocenila metodom OLS samo na cenzurisanom ili odsečenom uzorku podataka N_1 , za koje je $d_i = 1$, ocene OLS $\hat{\beta}$ bi bile pristrasne, pošto bi ε_i preko v_i bilo korelisano sa z_i . Drugim rečima, očekivana vrednost zavisne promenljive y_i bi bila pogrešno specifikovana kada je $E[\varepsilon_i | z_i, d_i = 1] \neq 0$. Stoga se u proceduru ocenjivanja uvodi član koji koriguje ocenjene parametre osnovne jednačine. U tom slučaju, očekivana vrednost od y_i se svodi na:

$$E[y_i | z_i, d_i = 1] = x_i' \beta + E[\varepsilon_i | z_i, d_i = 1], \quad i=1,...,N_1, \quad (2.29)$$

¹⁹ Ovaj metod ocenjivanja je poznat i pod nazivom 'Heckit metod.'

²⁰ Takođe, Heckman i Willis (1977) su razvili model binarnog izbora čija specifikacija uključuje i informaciju o prethodnoj realizaciji slučajnog ishoda koja je data kao vrednost diskretne zavisne promenljive sa docnjom, tj. $d_{it-t'}$, gde je t' oznaka za neki prethodni period. Na osnovu rezultata ocenjivanja ovog modela autori su analizirali verovatnoću sa kojom bi udate žene sa prethodnim radnim iskustvom ponovo učestvovala u radnoj snazi.

gde je $E[\varepsilon_i | z_i, d_i = 1] = (\sigma_{\varepsilon\nu} / \sigma_\nu^{1/2}) \times [\phi(z_i' \lambda) / 1 - \Phi(z_i' \lambda)]$, a $\phi(\cdot)$ i $\Phi(\cdot)$ su funkcija gustine i funkcija raspodele standardizovane normalne slučajne promenljive. Drugi član umnoška se naziva inverznim Mills-ovim količnikom, tj. $\Theta_i = [\phi(z_i' \lambda) / 1 - \Phi(z_i' \lambda)]$.²¹ Sada se nepristrasne ocene od β , mogu dobiti metodom OLS, ukoliko u osnovnu jednačinu dodamo i ocenu od Θ_i , odnosno:

$$y_i = x_i' \beta + \kappa \hat{\Theta}_i + \gamma_i, \quad i=1,2,\dots, N_1, \quad (2.30)$$

pri čemu je $\kappa = \sigma_{\varepsilon\nu} / \sigma_\nu^{1/2}$, dok je γ_i slučajna greška sa sredinom jednakom nula i nije korelisana sa x_i . Budući da je varijansa $\sigma_\nu^2 = 1$, da bismo identifikovali vektor parametara λ u jednačini izbora podataka (2.24b), koja uzima oblik, na primer, probit modela, sledi da je $\kappa = \rho \sigma_\varepsilon^2$. Ukoliko je $\kappa \neq 0$ to ukazuje na značajnost efekta izbora (selekcije) podataka. Iako često primenjivana u empirijskim istraživanjima, u ovoj proceduri ocenjivanja postoji problem identifikacije ocenjenih parametara osnovne jednačine i dobijanja korektnih standardnih grešaka ocena (Vella 1998). Prvi problem se objašnjava nelinearnošću Mills-ovog količnika koji se kao regresor uključuje u drugi korak procedure ocenjivanja ili isključivanjem jedne ili više objašnjavajućih promenljivih iz vektora x_i koje su bile uključene u vektor z_i . Moguće rešenje drugog problema se nalazi u ocenjivanju matrice varijansi i kovarijansi korišćenjem procedure koju je uspostavio Newey (1984). Primenom metoda momenata (en. *method of moments estimator* – MM) moguće je izračunati asimptotsku matricu varijansi i kovarijansi vektora ocena regresionih parametara u dvostepenoj proceduri ocenjivanja.

Kasnije su usledili i drugi pristupi u ocenjivanju modela izbora podataka koji se zasnivaju na proceduri ML, u slučaju kada funkcija marginalne raspodele od ν_i u

²¹ Značajnost Mills-ovog količnika, Heckman (1979) objašnjava monotonom opadajućom funkcijom raspodele verovatnoće kojom se i -ta opservacija, $i=1,\dots,N$, bira u uzorak. Pošto je, $\partial \Theta_i / \partial \phi_i > 0$, važi da je $\lim_{\phi_i \rightarrow \infty} \Theta_i > \infty$ i $\lim_{\phi_i \rightarrow -\infty} \Theta_i > 0$, tako da, kada ne postoji problem neslučajnog izbora podataka u uzorak, Θ_i postaje blisko nuli, pokazujući da su sve potencijalne jedinice posmatranja izabrane u uzorak, tj. $N=N_1$.

jednačini izbora podatka nije striktno definisana, tj. kada njena raspodela nema oblik normalne raspodele. Lee (1982, 1983) je razvio proceduru koja omogućava transformaciju originalnih raspodela slučajnih grešaka, tako da one mogu poprimiti oblik standardizovane normalne raspodele, sa parametrima $N(0,0,1,1 \rho)$, tj. sa sredinom jednakom nula, jediničnom varijansom i koeficijentom korelacije grešaka ρ . Ukoliko su $H(\varepsilon_i)$ i $F(\nu_i)$ funkcije marginalne raspodele od ε_i i ν_i , tada se slučajne greške mogu transformisati u standardizovane normalno raspodeljene slučajne promenljive, korišćenjem inverzne funkcije standardizovane normalne raspodele:

$$\varepsilon_i^* = J_1(\varepsilon_i) = \Phi^{-1}[H(\varepsilon_i)], \quad (2.31a)$$

$$\nu_i^* = J_2(\nu_i) = \Phi^{-1}[F(\nu_i)], \quad i=1,2,...,N, \quad (2.31b)$$

gde su ε_i^* i ν_i^* transformisane slučajne promenljive od ε_i i ν_i . Sada transformisane slučajne promenljive ε_i^* i ν_i^* imaju dvodimenzionalnu normalnu raspodelu, te je moguće definisati odgovarajuću funkciju verodostojnosti, dok se linearna zavisnost između slučajnih grešaka meri koeficijentom korelacije ρ . Pod uslovom da je $d_i = 1$, osnovna jednačina za cenzurisane podatke zavisne promenljive y_i koja se opaža, u modelu izbora podataka, svodi se na sledeći izraz:

$$y_i = x_i' \beta - (\rho \sigma_{\varepsilon \nu}) \phi[(z_i' \lambda)] / \Phi[J_2(z_i' \lambda)] + \gamma_i, \quad i=1,2,...,N, \quad (2.32)$$

gde je $\sigma_{\varepsilon \nu}$ kovarijansa slučajnih grešaka, $E(\gamma_i | d_i = 1, x_i, z_i) = 0$, a $\phi(.)$ je funkcija gustine standardizovane normalne slučajne promenljive. Ukoliko se jednačina izbora podataka, u prvom koraku, ocenjuje primenom metoda ML u probit modelu dvostepena procedura se svodi na klasični Heckman-ov (1976, 1979) pristup, a ukoliko se jednačina izbora podataka ocenjuje primenom metoda ML u logit modelu, metod ocenjivanja se svodi na logit – OLS dvostepeni metod (Lee 1983).²²

²² Dvostepena procedura ocenjivanja modela izbora podataka je proširena i na modele višestrukog izbora (Lee 1983).

Primena opisanih procedura ocenjivanja modela izbora podataka podrazumeva proveru pretpostavke o dvodimenzionalnoj normalnoj raspodeli slučajnih grešaka primenom određenih testova, kao što će biti pokazano u poglavlju 3.

2.2.4 Poluparametarski metodi ocenjivanja modela izbora i Tobit modela – uporedni podaci

2.2.4.1 Metodi ocenjivanja modela izbora podataka

Poluparametarski pristup ocenjivanja modela izbora podataka (2.24a)–(2.24d), koji će biti razmatran u ovoj tački, predložio je Newey (2009). Procedura ocenjivanja primenom poluparametarskog pristupa se sastoji u dva koraka. U prvom koraku se ocenjuju parametri jednačine izbora podataka, korišćenjem bilo kojeg metoda ocenjivanja koji se zasniva na pretpostavci da raspodela slučajne greške nije poznata, kao što su metodi koje su razvili Gallant i Nychka (1987), Powell et al. (1989), Ichimura (1993), Klein i Spady (1993) i dr.²³ Zatim se, u drugom koraku, osnovna jednačina ocenjuje metodom OLS, sa neparametarskom aproksimacijom korekcije za neslučajan izbor podataka uzorka koja je dobijena ocenjivanjem jednačine izbora u prvom koraku. Osnovna razlika između ovog pristupa i Heckman-ove (1976, 1979) parametarske procedure, koja je razmatrana u prethodnoj tački, sastoji se u tome što je pretpostavka o dvodimenzionalnoj normalnoj raspodeli slučajnih grešaka zamenjena uslovom da raspodela slučajne greške u jednačini izbora podataka nije poznata.

Metod Klein-a i Spady-a (1993) se zasniva na ocenjivanju sledećeg jednoindeksnog modela binarnog izbora:

$$P(d_i = 1 | z_i') = G(z_i' \lambda), \quad (2.33)$$

²³ Newey (2009) je pokazao da metod Klein-a i Spady-a (1993) daje ocene čija efikasnost je poboljšana u poređenju sa rezultatima drugih poluparametarskih metoda.

gde je $G(\cdot)$ nepoznata funkcija, ali je $z_i'\lambda$ poznato do vektora parametara konačnih dimenzija $\lambda \in L$, $L \in \mathfrak{R}^K$. Da bi se ocenilo λ koristi se metod ML u ocenjivanju sledeće kvazi (ne podrazumeva se normalna raspodela) funkcije verodostojnosti:

$$\log l_N(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \{d_i \log \Gamma_N(z_i'\lambda) + (1-d_i) \log[1 - \Gamma_N(z_i'\lambda)]\}, \quad i=1, \dots, N, \quad (2.34)$$

U gornjem izrazu, $\Gamma_N(\cdot)$ je neparametarski Nadaraya-Watson-ov metod ocenjivanja regresione funkcije $G(\cdot)$:

$$\Gamma_N(v_i) = \sum_{j \neq i}^N d_j K[(v_i - v_j)/h_N] / \sum_{j \neq i}^N K[(v_i - v_j)/h_N], \quad (2.35)$$

sa $v_i = v(z_i'\lambda)$ i vektorom nepoznatih parametara λ , a $K(\cdot)$ je jezgro (en. *kernel*) kojim se ocenjuje odgovarajuća funkcija gustine. Parametar izravnjanja h_N je definisan kao nestohastički prozor,²⁴ čiji izbor treba da ispuni sledeće uslove: (i) $N^{-1/6} < h_N < N^{-1/8}$; (ii) $\int v^2 K(v) dv = 0$. Predložena su dva alternativna metoda ocenjivanja funkcije gustine: (i) metod jezgra koji redukuje pristrasnost i (ii) metod adaptivnog jezgra sa lokalnim izravnjanjem. Klein i Spady (1993) su pokazali da primena metoda kvazi maksimalne verodostojnosti u ocenjivanju jednoindeksnog modela binarnog izbora daje konzistentne ocene sa asimptotski normalnom raspodelom koje dostižu granicu poluparametarske efikasnosti, pod uslovom da slučajna greška nije korelisana sa skupom objašnjavajućih promenljivih z_i .

Za razliku od poluparametarskog metoda maksimalne verodostojnosti Klein-a i Spady-a (1993), u poluneparametarskom metodu maksimalne verodostojnosti koji su razvili

²⁴ Alternativan način za određivanje h_N definisali su Craven i Wahba (1979). Njihov neparametarski metod određivanja h_N je poznat pod nazivom metod uopštene unakrsne validacije, a primenjen je u radu Newey et al. (1990). Parametar izravnjanja se izračunava na bazi funkcije kojom se određuje minimum odnosa rezidualne sume kvadrata i kvadrata razlike između veličine uzorka i traga matrice kojom se zavisna promenljiva transformiše u svoje neparametarski ocenjene vrednosti (Craven i Wahba 1979).

Gallant i Nychka (1987) koristi se Hermite-ov polinom za aproksimaciju nepoznate funkcije gustine slučajne greške, a parametri uz članove polinoma ocenjuju se zajedno sa indeksom $z_i'\lambda$. Nepoznata funkcija gustine $f(v_i)$ slučajne greške v_i modela binarnog izbora aproksimirana Hermite-ovim polinomom može da se predstavi na sledeći način: $f(v_i; r) = [\varphi_R(r)]^{-1} P^R(v_i; r)^2 \phi(v_i)$, gde je P^R polinom u v_i reda R , r je R -dimenzionalni vektor nepoznatih parametara uz članove polinoma, $\phi(v_i)$ označava standardizovanu normalnu raspodelu od v_i , a $\varphi_R(r)$ je faktor normalizacije kojim se obezbeđuje da je $f(v_i)$ odgovarajuća funkcija gustine. Ocene indeksa $z_i'\lambda$ i nepoznatih parametara r uz članove polinoma dobijaju se maksimizacijom kvazi funkcije verodostojnosti. Ovaj poluparametarski metod ocenjivanja je $\sqrt{N}$ konzistentan pod uslovom da red polinoma R raste kada se povećava veličina uzorka N (Gallant i Nychka 1987). Poluparametarske ocene koeficijenata λ nisu direktno uporedive sa parametarskim. Varijansa parametarskog probit modela jednaka je jedan, dok je u slučaju poluparametarske specifikacije funkcija parametara Hermite-ovog polinoma. Primena oba poluparametarska metoda zahteva da se izvrši normalizacija koeficijenata λ skalarom koji korespondira oceni izabranog parametra iz vektora nepoznatih parametara λ . De Luca i Perotti (2011) sugerišu upotrebu metoda Gallant-a i Nychka-e (1987) za ocenjivanje jednoindeksnog modela. U poređenju sa drugim poluparametarskim metodima koji se baziraju na ocenjivanju funkcije gustine jezgrom, ovaj metod je jednostavniji i ima bolje performanse u konačnim uzorcima od većine ostalih poluparametarskih metoda.

Da bi se u drugom koraku pristupilo ocenjivanju osnovne jednačine korišćenjem metoda OLS potrebno je rešiti problem identifikacije parametara u jednačinama izbora podataka i osnovnoj jednačini, kao i u parametarskoj dvostepenoj proceduri ocenjivanja. Naime, potreban uslov jeste da v nije linearna kombinacija od x_i , što nadalje implicira da se skupovi objašnjavajućih promenljivih z_i i x_i razlikuju, tako da najmanje jedna objašnjavajuća promenljiva, koja je uključena u skup nezavisnih u jednačini izbora podataka, bude isključena iz skupa nezavisnih promenljivih u osnovnoj jednačini (Newey 2009). Uslov da se identifikacija postiže na bazi ograničenja isključenosti najmanje jedne nezavisne promenljive svojstven je većini ekonomskih modela koji se

analiziraju. Na poduzorku opservacija koje su izabrane u uzorak, tj. za koje je $y_i = 1$, u drugom koraku se ocenjuje osnovna jednačina koja ima sledeću uslovnu očekivanu vrednost:

$$E(y_i | z_i, d_i = 1) = x_i' \beta + \hat{\eta}(\hat{v}), \quad (2.36)$$

gde je $\hat{\eta}(\hat{v})$ aproksimacija za nepoznatu funkciju $G(\cdot)$, koja je izražena u formi ortogonalnog polinoma k -tog stepena koji se povećava sa brojem jedinica u uzorku, takvog da je $\hat{\eta}(\hat{v}) = \hat{\eta}(z_i' \hat{\lambda}) = \sum_{k=1}^K \alpha^k (z_i' \hat{\lambda})^{k-1}$. Dalje, $\hat{\lambda}$ je ocena od λ koja je dobijena u prvom koraku ocenjivanjem jednoindeksnog modela binarnog izbora. Osnovna jednačina se sada izražava kao sledeća funkcija:

$$y_i = x_i' \beta + \sum_{k=1}^K \alpha^k (z_i' \hat{\lambda})^{k-1} + \varepsilon_i, \quad (2.37)$$

za koju metod OLS daje konzistentne ocene nepoznatih regresionih parametara β . Značajnost broja članova k funkcije $\hat{\eta}(\hat{v})$ u osnovnoj jednačini modela izbora podataka utvrđuje se metodom najmanjih kvadrata. Newey (2009) je pokazao da dvostepena procedura daje i konzistentnu ocenu asimptotske varijanse od $\hat{\beta}$.

Međutim, Newey-ev pristup u ocenjivanju parametara osnovne jednačine ne omogućava da se identifikuje slobodni član, pošto je ovaj parametar uključen i u vektor x_i i u ocenjenu funkciju $\hat{\eta}(z_i' \hat{\lambda})$. Ocena slobodnog člana ima svoju ekonomsku interpretaciju i važna je ukoliko se osnovna regresija, na primer, koristi za izračunavanje jaza u zaradama muškaraca i žena. U tom slučaju, ocena slobodnog člana u osnovnoj jednačini može da se interpretira kao deo “neobjašnjene” razlike između prosečnih zarada muškaraca i žena (Blinder 1973). Andrews i Schafgans (1998) su predložili sledeći pristup za ocenjivanje slobodnog člana u osnovnoj jednačini modela izbora podataka:

$$\hat{\mu}_N = \frac{\sum_{i=1}^N (y_i - x_i' \hat{\beta}) d_i s(z_i' \hat{\lambda} - g_N)}{\sum_{i=1}^N d_i s(z_i' \hat{\lambda} - g_N)}. \quad (2.38)$$

Njihov pristup se temelji na sledećem. Funkcija izravnjanja $s(\cdot)$ je neopadajuća funkcija sa vrednostima (0,1) i sa tri izvoda koja su ograničena skupom $\mathfrak{R}$, za koje je $s(x)=0$ ako je $x \leq 0$ i $s(x)=1$ ako je $x \geq b$, za neko $0 < b < \infty$. Parametar g_N je parametar izravnjanja koji se bira na način da $g_N \rightarrow \infty$ kada $N \rightarrow \infty$. Ovaj metod ocene slobodnog člana se zasniva samo na onim opservacijama čija je verovatnoća izbora u uzorak bliska jedinici, polazeći od pretpostavke da je uslovna verovatnoća grešaka u osnovnoj jednačini, za ove opservacije, bliska vrednosti nula. Sličan pristup za ocenjivanje slobodnog člana u osnovnoj jednačini predložio je i Heckman (1990), s tim da se funkcija izravnjanja $s(\cdot)$ u gornjoj formuli zamenjuje odgovarajućom funkcijom indikator $1(\cdot)$ koja uzima vrednost 1 kada je uslov u zagradi ispunjen, tj. kada je opservacija izabrana u uzorak i vrednost 0 inače.

2.2.4.2 Metodi ocenjivanja Tobit modela

Ukoliko su narušene standardne pretpostavke o normalnoj raspodeli slučajne greške, primena navedenih parametarskih metoda ocenjivanja, kao što su metod ML i Heckman-ova dvostepena procedura (Heckman 1976, 1979), ne daje konzistentne ocene regresionih parametara. Štaviše, Hurd (1979) i Nelson (1981) su pokazali da su ovi metodi ocenjivanja pristrasni kada je narušena pretpostavka o homoskedastičnosti slučajnih grešaka modela za cenzurisane ili odsečene podatke. Dokazi su izvedeni primenom Monte Carlo simulacija (Nelson 1981) i metoda generisanja kvazi normalnih slučajnih promenljivih u uzorcima sa odsečenim podacima (Hurd 1979). Iz tih razloga su razvijeni poluparametarski metodi ocenjivanja Tobit modela, čijom primenom se dobijaju konzistentne ocene regresionih parametara koje su robustne, bez obzira na pretpostavke o raspodeli slučajne greške i prisustvo heteroskedastičnosti nepoznate forme. Honoré et al. (1997) su razvili dve dvostepene poluparametarske procedure

ocenjivanja Tobit modela III (2.26a)–(2.26d), a njihova primena se može proširiti i na regresione modele sa odsečenim podacima zavisne promenljive.

Prvi metod polazi od pretpostavki o simetričnoj raspodeli slučajnih grešaka ε_i i ν_i u osnovnoj jednačini i jednačini izbora podataka, što omogućava da se ove dve jednačine nezavisno ocene, s tim da se u ocenjivanju jednačine izbora podataka može primeniti jedna od poluparametarskih procedura koje je razvio Powell (1984, 1986a). Simetričnost podataka zavisne promenljive y_i u osnovnoj jednačini postiže se na način da se broj jedinica posmatranja u uzorku skрати tako da opservacije leže u intervalu $[-z_i'\lambda < d_i < z_i'\lambda]$, $i=1,...,N_1$, $N_1 < N$. Ovim se postiže dvostruki efekat – dobija se simetrična raspodela ε_i sa srednjom vrednošću u nuli i odstranjuje se pristrasnost usled neslučajnog izbora podataka. Nakon toga, osnovna jednačina, u drugom koraku, može da se oceni metodom OLS ili metodom najmanjih apsolutnih odstupanja, pod uslovom da je više od 50% opservacija ostalo u uzorku (Powell 1984). Time se dobijaju ocene regresionih parametara u srednjoj vrednosti ili u medijani, u zavisnosti od izabranog metoda ocenjivanja.

Drugi metod ocenjivanja sastoji se u sledećem. U prvom koraku se, primenom poluparametarske procedure, ocenjuje jednačina izbora podataka da bi se dobile ocene $\hat{\lambda}$, a zatim se, u drugom koraku, sprovodi procedura skraćivanja parova opservacija, po uzoru na metod koji su razvili Honoré i Powell (1994). Ukoliko su (i, j) par opservacija u uzorku N , postupak skraćivanja broja opservacija se zasniva na ideji da se ν_i i ν_j , $i \neq j$, skrate identično, odnosno da se primeni sledeća procedura skraćivanja: $\nu_i > \max\{-z_i'\lambda, -z_j'\lambda\}$ i $\nu_j > \max\{-z_j'\lambda, -z_i'\lambda\}$. Ovaj metod omogućava da se dobije raspodela simetrična oko nule za razlike parova u skraćenom uzorku, a slučajne greške ε_i i ε_j , $i \neq j$, u osnovnoj jednačini, koja se bazira na ovom uzorku, biće međusobno nezavisne i podjednako raspodeljene. Time je, u drugom koraku, omogućena primena metoda ocenjivanja koji se zasniva na razlikama parova ili udvojenih opservacija (en. *pairwise differenced estimator*) (Honoré i Powell 1994).

Poluparametarski metodi koji su razvijeni za ocenjivanje jednačine izbora podataka u prvom koraku gore navedenih dvostepenih procedura, podrazumevaju primenu metoda najmanjih kvadrata (en. *least squares* – LS) na simetrično cenzurisane ili odsečene podatke, pod uslovom da je slučajna greška regresionog modela simetrično raspodeljena oko nulte srednje vrednosti (Powell 1986a). Ovi metodi su poznati pod nazivom metod simetrično cenzurisanih najmanjih kvadrata (en. *symmetrically censored least squares estimator* – SCLS) i metod simetrično skraćenih najmanjih kvadrata (en. *symmetrically trimmed least squares estimator* – STLS). U nastavku sledi objašnjenje ovih metoda.

Regresioni model sa cenzurisanim podacima zavisne promenljive se može primeniti na uzorak u kojem se posmatraju opservacije od z_i i $d_i = \max\{0, d_i^*\}$, a može da se izrazi sledećom jednakošću:

$$d_i = \max\{0, z_i' \lambda + \nu_i\}, \quad i=1, \dots, N, \quad (2.39)$$

gde je d_i zavisna promenljiva, koja ima neprekidnu raspodelu za određeni broj jedinica posmatranja u uzorku, $i=1, \dots, N_1$, $N_1 < N$, a preostale opservacije zavisne promenljive su cenzurisane ($N_2=N-N_1$), u smislu da su njihove vrednosti izjednačene sa nulom.

U regresionom modelu sa odsečenim podacima zavisne promenljive opservacije od z_i i d_i^* posmatraju se samo za $d_i^* > 0$, odnosno podaci za $d_i^* \leq 0$ su trajno izgubljeni. Ovaj regresioni model ima oblik:

$$d_i = z_i' \lambda + \nu_i, \quad i=1, \dots, N, \quad (2.40)$$

gde su z_i i λ vektor objašnjavajućih promenljivih i nepoznatih parametara, respektivno, a ν_i ima uslovnu raspodelu od ν_i , pri čemu je $\nu_i > -z_i' \lambda$.

Postupak skraćivanja uzorka, za slučaj zavisne promenljive sa odsečenim, odnosno sa cenzurisanim podacima, sprovodi se da bi se povratila simetričnost raspodele

opservacija koja je izgubljena, bilo cenzurisanjem podataka, tj. izjednačavanjem podataka zavisne promenljive sa nulom, ili odstranjivanjem opservacija iz uzorka ako je $v_i \leq -z_i'\lambda$. Slično tome, simetričnost raspodele opservacija zavisne promenljive se može povratiti i cenzurisanjem ili odstranjivanjem opservacija za koje je $v_i \geq z_i'\lambda$, i prema tome $d_i \geq 2z_i'\lambda$, tako da preostale opservacije leže u intervalu $[0, 2z_i'\lambda]$. Drugim rečima, ako je raspodela v_i simetrična oko 0 uslediće da je i raspodela zavisne promenljive simetrična oko $z_i'\lambda$, te je vraćena narušena standardna pretpostavka o SCLS i STLS metodima ocenjivanja koji se baziraju na primeni najmanjih kvadrata.

Ocene $\hat{\lambda}$, u slučaju primene metoda SCLS, dobijaju se minimiziranjem sledeće funkcije:

$$S_N(\lambda) = \sum_{i=1}^N (d_i - \max\{1/2d_i, z_i'\lambda\})^2 + \sum_{i=1}^N 1(d_i > 2z_i'\lambda)[(1/2d_i)^2 - (\max\{0, z_i'\lambda\})^2], \quad (2.41)$$

gde je $\hat{\lambda}$ bilo koja vrednost od λ , $\lambda \in \Lambda$, koja minimizira funkciju $S_N(\lambda)$ u parametarskom prostoru Λ , a $1(\cdot)$ je funkcija indikator koja uzima vrednost 1 kada je uslov u zagradi ispunjen i vrednost 0 inače.

Analogno prethodnom metodu, ukoliko se primenjuje metod STLS, ocenjivanje parametara λ se postiže minimiziranjem funkcije $R_N(\lambda)$, pri čemu je ocena $\hat{\lambda}$ bilo koja vrednost od λ , $\lambda \in \Lambda$, koja minimizira sledeći uslov:

$$R_N(\lambda) = \sum_{i=1}^N (d_i - \max\{1/2d_i, z_i'\lambda\})^2. \quad (2.42)$$

Kada je ispunjena pretpostavka o simetričnosti raspodele slučajne greške oko nule i ako se dozvoli prisustvo heteroskedastičnosti nepoznate forme, Powell (1986a) je pokazao

da se primenom ovih metoda ocenjivanja dobijaju konzistentne ocene regresionih parametara sa asimptotski normalnom raspodelom kada $N \rightarrow \infty$.

Pored navedenih, Powell (1984) je predložio i druge metode ocenjivanja modela sa cenzurisanim podacima zavisne promenljive y_i (dozvoljavajući da se i negativne vrednosti od y_i zamene sa nulom), a metod koji će biti prikazan u nastavku bazira se na uslovnom momentu – medijani. Polazi se od regresionog modela za cenzurisane podatke zavisne promenljive y_i koji se može zapisati u sledećoj formi:

$$y_i = \max\{0, x_i' \beta + \varepsilon_i\}, \quad i=1, \dots, N, \quad (2.43)$$

gde su β i ε_i vektori nepoznatih parametara. Powell-ov (1984) pristup polazi od toga da, ukoliko je manje od 50% jedinica posmatranja u uzorku cenzurisano, odnosno ako je manje od 50% opservacija jednako nula (a više od 50% je veće od nule), tada je medijana cenzurisanog uzorka konzistentna ocena medijane za celu populaciju iz koje je uzorak biran. Ključna pretpostavka o uslovnoj raspodeli od $\varepsilon_i | x_i$ je da je njena medijana jednaka nula, što implicira da je uslovna medijana od $y_i | x_i$ jednaka uslovnoj srednjoj vrednosti od $x_i' \beta$. Ovaj metod se naziva metodom najmanjih apsolutnih odstupanja (en. *least absolute deviations estimator* – LAD), a rezultati primene metoda ocenjivanja nisu osetljivi na smanjenje broja jedinica posmatranja u uzorku, ukoliko cenzurisani uzorak sadrži više od 50% prvobitnih opservacija. Procedura ocenjivanja nepoznatih parametara β se sastoji u postupku minimizacije sume apsolutnih odstupanja y_i od $\max\{0, x_i' \beta\}$ ili:

$$Q(\beta) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N |y_i - \max\{0, x_i' \beta\}|, \quad \forall \beta \in B. \quad (2.44)$$

Ovaj metod se može proširiti na kvantilne regresije (en. *quantile regression*) (Koenker i Bassett 1978, 1982; Koenker 2005), kao što će biti pokazano u tački 2.3. Metod LAD ocenjuje sledeću regresiju:

$$P(y_i \leq x_i' \beta) = Q = 0,5, \quad i=1, \dots, N, \quad (2.45)$$

u medijani i razvijen je za specijalan slučaj kvantilne regresije kada je $Q=0,5$. Ova jednačina se u ekonometrijskoj literaturi naziva medijalnom regresijom (Greene 2012). Powell (1984) je pokazao da su dobijene ocene $\hat{\beta}$ konzistentne i asimptotski normalno raspodeljene sa stopom konvergencije $N^{1/2}$.²⁵ Prve primene Powell-ovih (1984, 1986a) poluparametarskih metoda ocenjivanja su uradili Chay i Honoré (1998) i Chay i Powell (2001) na primeru ocene razlika u zaradama prema rasnoj pripadnosti u SAD-u tokom 1960-ih godina prošlog veka.

2.2.5 Metodi ocenjivanja modela izbora – podaci panela

2.2.5.1 Metodi ocenjivanja modela izbora podataka sa fiksnim efektima

Problem pristrasnosti usled neslučajnog izbora jedinica posmatranja u uzorak dobija još jednu dimenziju u podacima panela. Naime, kada je reč o istraživanjima koja se zasnivaju na anketi tada i odsustvo odgovora na pojedina pitanja i/ili izostanak ispitanika iz istraživanja uzrokuju osipanje uzorka u panelu (Moffitt et al. 1999). Oba ova problema dovode do nepouzdanog zaključivanja. Verbeek i Nijman (1996) su pokazali da, ako se pravilo izbora jedinica posmatranja u uzorak ignoriše, procedura ocenjivanja nepoznatih parametara regresionog modela može da rezultuje nekonzistentnim ocenama. Tada korišćenje standardnih metoda panela mora da se koriguje mehanizmom koji uzima u obzir osipanje jedinica posmatranja u uzorku panela. Jedan od takvih metoda, koji daju konzistentne ocene parametara u modelu sa fiksnim efektima za nebalansirani panel, razvio je Wooldridge (1995). Primena kovarijacionog metoda na model sa fiksnim efektima uzima u obzir potencijalnu korelisanost individualnih efekata μ_i i nezavisnih promenljivih x_{it} , dok slučajne greške ε_{it} u osnovnoj jednačini (2.25a) mogu biti serijski korelisane i heteroskedastične, a

²⁵ Osim standardnog Powell-ovog metoda LAD, razvijene su i komplikovanije procedure primene ovog metoda u ocenjivanju simultanih strukturnih regresionih jednačina (Amemiya 1982; Powell 1983).

njihova raspodela nije poznata. Međutim, za slučajne greške v_{it} u jednačini izbora podataka (2.25b) se podrazumeva da imaju normalnu raspodelu, a dozvoljava se i njihova serijska korelisanost i heteroskedastičnost nepoznate forme.

Polazeći od modela izbora podataka (2.25a)–(2.25d), pod pretpostavkom da se posmatraju samo opservacije za koje je $d_{it}=1$ (nebalansirani poduzorak panela), Wooldridge (1995) daje sledeći obrazac za ocenu nepoznatih parametara β :

$$\hat{\beta} = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T d_{it} \tilde{x}_{it}' \tilde{x}_{it} \right)^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T d_{it} \tilde{x}_{it}' \tilde{y}_{it} \right), \quad i=1, \dots, N, \quad t=1, \dots, T, \quad (2.46)$$

gde su redom $\tilde{x}_{it} = x_{it} - T_i^{-1} \sum_{s=1}^T d_{is} x_{is}$ i $\tilde{y}_{it} = y_{it} - T_i^{-1} \sum_{s=1}^T d_{is} y_{is}$ ($t \neq s$), a $T_i = \sum_{t=1}^T d_{it}$ i

predstavlja broj koji pokazuje koliko puta i -ti pojedinac učestvuje u panel istraživanju.

Nadalje, Wooldridge (1995) je pokazao da su ocene $\hat{\beta}$ konzistentne sa normalnom raspodelom (kada $N \rightarrow \infty$), pod pretpostavkom o uslovnoj nezavisnosti očekivane vrednosti od ε_{it} ($E(\varepsilon_{it} | \mu_i, x_i, d_i) = 0$, za $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})$ i $d_i = (d_{i1}, \dots, d_{iT})$). Drugim rečima, dovoljan uslov za primenu kovarijacionog metoda na model sa fiksnim efektima jeste da se procedura izbora jedinica posmatranja u poduzorku odvija u uslovima stroge egzogenosti u odnosu na μ_i i x_i . Da bi zaključivanje bilo pouzdano, uvodi se i dodatna pretpostavka za matricu varijansi i kovarijansi Σ , tj. $E(\varepsilon_i \varepsilon_i' | \mu_i, x_i, d_i) = \Sigma I_T$, gde je $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \dots, \varepsilon_{iT})$, a I_T je jedinična matrica reda T . U slučaju da ova pretpostavka nije ispunjena, Wooldridge (1995) predlaže da se izračuna matrica robustnih varijansi i kovarijansi u formi: $AV\hat{ar}(\hat{\beta}) = N^{-1} \hat{A}^{-1} (\hat{B}) \hat{A}^{-1}$. Matrice A i B su definisane redom

$$A \equiv N^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T d_{it} \tilde{x}_{it}' \tilde{x}_{it} \quad \text{i} \quad B \equiv N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{p}_i \hat{p}_i', \quad \text{gde je} \quad \hat{p}_i = \sum_{t=1}^T d_{it} \tilde{x}_{it}' \hat{\varepsilon}_{it}, \quad \text{a} \quad \hat{\varepsilon}_{it} = \tilde{y}_{it} - \tilde{x}_{it}' \hat{\beta}.$$

Asimptotske standardne greške se dobijaju iz kvadratnog korena dijagonalnih elemenata matrice varijansi i kovarijansi.

Za razliku od gore izloženog Wooldridge-ovog (1995) pristupa, baziranog na modelu sa fiksnim efektima, koji podrazumeva da je raspodela slučajne greške u jednačini izbora podataka parametarizovana i normalno raspodeljena, prema pristupu Kyriazidou (1997) raspodela slučajnih grešaka u osnovnoj i jednačini izbora podataka nije specifikovana. Drugim rečima, da bi se iz modela eliminisali fiksni efekti, nije potrebno specifikovati raspodelu slučajnih grešaka, niti je potrebno poći od pretpostavke o homoskedastičnosti grešaka kroz jedinice posmatranja.²⁶

Kyriazidou (1997) je razvila poluparametarski metod ocenjivanja modela izbora podataka sa fiksnim efektima (2.25a)–(2.25d),²⁷ čije su dodatne polazne pretpostavke da su individualni (neopaženi) efekti u osnovnoj i jednačini izbora podataka (μ_i, α_i) korelisani sa objašnjavajućim promenljivim (x'_{it}, z'_{it}) i slučajnim greškama $(\varepsilon_{it}, \nu_{it})$, koje ne moraju biti međusobno nezavisne. Dakle, kao što je prethodno utvrđeno, vrednosti latentne zavisne promenljive y_{it}^* i objašnjavajućih promenljivih x'_{it} se posmatraju samo ako je ispunjen uslov da je $d_{it} = 1$. Ovim se u osnovnu jednačinu pored individualnih efekata, kojima se obuhvata prisustvo neopaženih karakteristika jedinicama posmatranja, dodaje i nelinearni član korekcije za neslučajan izbor podataka. Metod ocenjivanja koji bi rezultovao konzistentnim ocenama nepoznatih parametara osnovne jednačine mora uzeti u obzir istovremeno prisustvo oba člana u modelu.

Procedura poluparametarskog metoda ocenjivanja modela izbora podataka se sastoji iz dva koraka. Najpre se ocenjuje jednačina (2.25b) primenom neke od poluparametarskih metoda za ocenjivanje modela binarnog izbora za podatke panela koje smo izložili u *tački 2.1.3*. Kyriazidou (1997) predlaže da se parametri λ ocene primenom metoda izravnatog maksimalnog broja pogodaka (Horowitz 1992), koji predstavlja modifikaciju metoda kojeg je razvio Manski (1987), u smislu da se njegova primena bazira na kontinuelnoj funkciji izravnjanja. Ovaj metod daje konzistentne i asimptotski normalne

²⁶ Metodi ocenjivanja SCLS i STLS koji su predstavljeni u *tački 2.2.4.2* imaju sličnu primenu i u analizi podataka panela ako je raspodela latentne zavisne promenljive simetrična, te neće biti posebno izlagati.

²⁷ Na osnovu ovog modela, Charlier et al. (2001) su ocenili model učešća izdataka za stanovanje u ukupnim troškovima domaćinstava metodom instrumentalnih promenljivih (IV). Poređenje rezultata ocenjivanja ovog sa rezultatima linearnog modela panela, Hausman-ovim testom specifikacije, ukazalo je na moguću pogrešnu specifikaciju poluparametarskog modela izbora podataka.

ocene parametara. Ocene $\hat{\lambda}$ se zatim koriste da bi se formirale funkcije indeksa koje predstavljaju ocenjene linearne kombinacije od $z'_{it}\hat{\lambda}$ i $z'_{is}\hat{\lambda}$, za $t,s=1,...,T_i$ ($t>s$).

Da bi se ocenila osnovna jednačina u drugom koraku, nužno je ukazati na dva problema: (i) neopaženi efekti za i -tu jedinicu posmatranja više nisu konstantni kroz vreme, pošto je $\mu_{it} = d_{it} \cdot \mu_i$ i (ii) postoji problem potencijalne endogenosti objašnjavajućih promenljivih x'_{it} zbog njihove zavisnosti od binarne promenljive d_{it} , što dovodi do pristrasnosti usled “skraćivanja” veličine inicijalnog uzorka. Primenom metoda OLS na model prvih diferenci eliminisali bi se efekti μ_{it} , ali bi ocene $\hat{\beta}$ bile nekonzistentne zbog “skraćenog” uzorka. Ukoliko efekat pristrasnosti usled “skraćivanja” uzorka označimo sa $\lambda_{it} = E(\varepsilon_{it} | z'_{it}, z'_{is}, x'_{it}, x'_{is}, \mu_i, \alpha_i, d_{it}=1, d_{is}=1)$, $t,s=1,...,T_i$ ($t>s$); tada, na osnovu linearne transformacije osnovnog modela, koja se sastoji u dodavanju i oduzimanju člana λ_{it} na desnoj strani jednačine, model sa fiksnim efektima može da se prikaže na sledeći način:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \mu_{it} + \lambda_{it} + u_{it}, \quad i=1,2,...,N, t=1,...,T, \quad (2.47)$$

gde je $\mu_{it} = d_{it} \cdot \mu_i$, a u_{it} je transformisani član slučajne greške, tj. $u_{it} = \varepsilon_{it} - \lambda_{it}$, koji zadovoljava uslov da je $E(u_{it} | z'_{it}, z'_{is}, x'_{it}, x'_{is}, \mu_i, \alpha_i, d_{it}=1, d_{is}=1) = 0$. Ocenjivanje nepoznatih parametara β se zasniva na činjenici da je oba člana, μ_{it} i λ_{it} , moguće eliminisati uvođenjem prvih diferenci, tako da se jednačina (2.47) može napisati (Kyriazidou 1997):

$$y_{it} - y_{is} = (x_{it} - x_{is})' \beta + (u_{it} - u_{is}), \quad i=1,2,...,N, t,s=1,...,T_i (t>s). \quad (2.48)$$

Pod pretpostavkama da su slučajne greške, ε_{it} i u_{it} , u modelima (2.25a) i (2.47) nezavisne i podjednako raspodeljene i da su nezavisne od objašnjavajućih promenljivih (x'_{it}, z'_{it}) i individualnih efekata (μ_i, α_i), λ_{it} se može prikazati:

$$\lambda_{it} = E(\varepsilon_{it} | d_{it} = 1) = E(\varepsilon_{it} | v_{it} \leq z'_{it}\lambda + \alpha_i) = \Lambda(z'_{it}\lambda + \alpha_i), \quad (2.49)$$

gde je $\Lambda(\cdot)$ nepoznata funkcija indeksa od $(z'_{it}\lambda + \alpha_i)$ koja ne varira po t i i . Pošto se prve difference primenjuju na i -tu jedinicu u, na primer, dve vremenske tačke t i s , ovaj metod ima zadovoljavajuća svojstva i pod mnogo blažim pretpostavkama o ε_{it} i u_{it} . Stoga, nije nužno pretpostaviti da su slučajne greške nezavisne jedna od druge, kao i od objašnjavajućih promenljivih i individualnih (neopaženih) efekata, što implicira da i funkcija $\Lambda(\cdot)$ može da varira po i . Dakle, za i -tu jedinicu posmatranja, za koju je $z'_{it}\lambda = z'_{is}\lambda$, važiće i jednakost $\lambda_{it} = \lambda_{is}$. Kyriazidou (1997) je pokazala da se ocenjivanje nepoznatih parametara β može sprovesti metodom ponderisanih OLS, korišćenjem pristupa koji je razvio Powell (2001), na “skraćenom” uzorku jedinica posmatranja koje imaju $(z_{it} - z_{is})' \hat{\lambda} \cong 0$ i za koje važi da je $d_{it} = 1, d_{is} = 1$, za $t \neq s$, pod uslovom da su $\hat{\lambda}$ konzistentne ocene parametara λ koje su prethodno dobijene jednim od predloženih metoda ocenjivanja modela binarnog izbora u podacima panela. Ocena nepoznatog parametra β je data kako sledi:

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{T_i - 1} \sum_{s < t}^{T_i} (x_{it} - x_{is})' (x_{it} - x_{is}) \hat{\omega}_i d_{it} d_{is} \right)^{-1} \times \quad (2.50)$$

$$\left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{T_i - 1} \sum_{s < t}^{T_i} (x_{it} - x_{is})' (y_{it} - y_{is}) \hat{\omega}_i d_{it} d_{is} \right), \quad i=1, \dots, N, t, s=1, \dots, T_i (t > s).$$

Svatom paru opservacija iz uzorka veličine N se pridružuje ponder

$\hat{\omega}_i = \frac{1}{h_N} K\left(\frac{(z_{it} - z_{is})' \hat{\lambda}}{h_N}\right)$, koji teži nuli sa povećanjem apsolutne vrednosti razlike

$|z'_{it}\lambda - z'_{is}\lambda|$, gde je $K(\cdot)$ funkcija jezgra, a h_N parametar izravnjanja (Powell 2001).²⁸

Takođe, parametar izravnjanja h_N teži nuli kako se povećava veličina uzorka N .

²⁸ Jezgro je po definiciji nenegativna simetrična funkcija $K(\cdot)$ sa integralom jednakim jedinici, tj. $K(a) = K(-a)$ i $\int K(a) da = 1$. Najčešće korišćene funkcije jezgra su normalna, Epanechnik-ova, Parzen-ova i dr. (videti npr. Greene 2012).

Standardne greške ocena parametara se mogu izračunati iz Eicker-White-ove kovarijacione matrice (Kyriazidou 1997):

$$\sigma_{\beta}^2 = \left(\sum_{i=1}^N \hat{x}_i' \hat{x}_i \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{x}_i' \hat{x}_i \hat{u}_i^2 \left(\sum_{i=1}^N \hat{x}_i' \hat{x}_i \right)^{-1}. \quad (2.51)$$

Reziduali $\hat{u}_i = \hat{y}_i - \hat{x}_i' \hat{\beta}$ su ocenjeni na bazi regresije (2.48), a

$$\hat{y}_i = K \sqrt{\frac{(z_{it} - z_{is})' \hat{\lambda}}{h_N}} (y_{it} - y_{is})' d_{it} d_{is}, \text{ dok je } \hat{x}_i = K \sqrt{\frac{(z_{it} - z_{is})' \hat{\lambda}}{h_N}} (x_{it} - x_{is})' d_{it} d_{is}.$$

Izloženi metod ocenjivanja daje konzistentne i asimptotski normalno raspodeljene ocene sa stopom konvergencije $\sqrt{Nh_N}$ (Kyriazidou 1997).

2.2.5.2 Metodi ocenjivanja modela izbora podataka sa slučajnim efektima

Polazeći od postojećih metoda ocenjivanja modela izbora podataka za uporedne podatke (Heckman 1976, 1979) i za podatke panela, razvijena je dvostepena procedura (Vella i Verbeek 1999), koja se temelji na tome da su endogenost latentne zavisne promenljive i pristrasnost usled neslučajnog izbora podataka rezultat zanemarivanja heterogenosti ili varijabilnosti po jedinicama posmatranja u osnovnoj jednačini. Prema toj proceduri, reziduali iz ocenjene redukovane forme modela se uključuju kao dodatne objašnjavajuće promenljive u osnovnu jednačinu kako bi se ta heterogenost obuhvatila. Ovaj metod se, za razliku od dva prethodno izložena metoda (Wooldridge 1995; Kyriazidou 1997), primenjuje u modelima sa slučajnim efektima. Slično pristupu koji je razvila Kyriazidou (1997), ovde se problem endogenosti, odnosno pristrasnosti usled neslučajnog izbora jedinica posmatranja analizira kroz uključivanje promenljive koja izražava vremenske efekte. Za razliku od klasičnog pristupa koji problem pristrasnosti usled neslučajnog izbora jedinica posmatranja rešava primenom fiksne specifikacije (i na taj način eliminisanjem svih oblika neopažene heterogenosti), ovim metodima ne mogu da se eliminišu i svi izvori pristrasnosti (Vella 1998).

Model izbora podataka sa slučajnim efektima zahteva nešto širu specifikaciju u odnosu na onu prikazanu u obliku standardnog Tobit modela za cenzurisane podatke (2.27a)–(2.27d):²⁹

$$y_{it}^* = x_{it}'\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,\dots,N, t=1,\dots,T, \quad (2.52a)$$

$$d_{it}^* = z_{it}'\lambda + d_{it-1}'\gamma + \alpha_i + v_{it}, \quad i=1,2,\dots,N, t=1,\dots,T, \quad (2.52b)$$

$$d_{it} = d_{it}^* \quad \text{ako je } d_{it}^* > 0, \quad (2.52c)$$

$$= 0 \quad \text{ako je } d_{it}^* \leq 0,$$

$$y_{it} = y_{it}^* \quad \text{ako je } d_{it} = d_{it}^*, \quad (2.52d)$$

$$= 0 \quad \text{ako je } d_{it} = 0.$$

Izrazom (2.52a) je definisana osnovna jednačina, dok (2.52b) predstavlja redukovanu formu modela. Mehanizam izbora podataka je definisan pravilima datim u (2.52c) i (2.52d). Pri tome, podrazumeva se da je data neka funkcija $g(\cdot)$, kojom se, na osnovu uslova da je $d_{it} = g(d_{it}^*)$, determiniše izbor podataka, odnosno koje vrednosti od y_{it} će biti posmatrane, tako da je $y_{it} = y_{it}^*$. Jednačina izbora podataka ili redukovana forma modela (2.52b) uključuje dodatni član d_{it-1}' i nepoznati parametar γ , a svi ostali članovi modela imaju isto značenje kao što je već objašnjeno u *tački* 2.2.2. Uključivanjem latentne zavisne promenljive sa docnjom u jednačinu izbora podataka omogućava se da se problem selekcije opservacija u modelu posmatra na način da se izoluje uticaj individualnih efekata od potencijalne zavisnosti od njihovog izbora u prethodnom periodu (en. *state dependence*).

Model sa slučajnim efektima (2.52a)–(2.52d), počiva na nekoliko pretpostavki o slučajnim greškama $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$ i $v_{it} = \alpha_i + v_{it}$: individualni efekti μ_i i α_i , kao i

²⁹ Analogno ovom prikazu modela, model izbora podataka sa slučajnim efektima se dobija ukoliko se u (2.52c) uvede uslov da je $d_{it}^* = 1$ kojim se vrši cenzurisanje opservacija u datom skupu podataka. To implicira da se opservacije zavisne promenljive y_{it} posmatraju, odnosno da je $y_{it} = y_{it}^*$, na bazi čega se vrši izbor opservacija od y_{it} u (2.52d), a u protivnom $y_{it} = 0$.

ostatak slučajne greške ε_{it} i v_{it} , su nezavisni za svako i i j , pri čemu je $i \neq j$. Uslovna raspodela slučajne greške modela glasi (Vella i Verbeek 1999):

$$v_i | x_i \sim IID(0, \sigma_\alpha^2 \mathbf{1}' + \sigma_v^2 \mathbf{I}_T) \text{ i} \quad (2.53a)$$

$$E(u_{it} | x_i, v_i) = \tau_1 v_{it} + \tau_2 \bar{v}_i, \quad (2.53b)$$

gde je v_i vektor dimenzije T za svako i [$v_i = (v_{i1}, \dots, v_{iT})'$], a $x_i = (x_{i1}, \dots, x_{iT})'$, $\mathbf{1}$ predstavlja jedinični vektor dimenzije T , $\mathbf{I}_T$ je jedinična matrica reda T , $\bar{v}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T v_{it}$, dok su τ_1 i τ_2 nepoznati parametri koji se ocenjuju uključivanjem u jednačinu (2.52a). Uslovom (2.53a) se uvodi pretpostavka o normalnoj raspodeli slučajne greške u jednačini (2.52b), kao i stroge pretpostavke o varijansi komponenti slučajne greške (α_i i v_{it}) i o odsustvu autokorelacije u ostatku slučajne greške. Uslovna očekivana vrednost od u_{it} , data izrazom (2.53b), ostavlja mogućnost za heteroskedastičnost i autokorelaciju u ostatku slučajne greške u osnovnoj jednačini (2.52a), ali se zasniva na pretpostavci o strogoj egzogenosti skupa objašnjavajućih promenljivih.

Prvi korak u ocenjivanju modela (2.52a)–(2.52d), sastoji se u izračunavanju uslovne očekivane vrednosti od v_{it} u (2.52b), odnosno (Vella i Verbeek 1999):

$$E(v_{it} | z_i, d_{i0}, d_i) = \int \{ \alpha_i + E[v_{it} | z_i, d_{i0}, d_i, \alpha_i] \} f(\alpha_i | z_i, d_{i0}, d_i) d\alpha_i, \quad (2.54)$$

gde je $z_i = (z_{i1}, \dots, z_{iT})'$, d_{i0} je vrednost od d_i u nekom inicijalnom periodu $t=0$, koji prethodi uzoračkom periodu, $f(\alpha_i | z_i, d_{i0}, d_i)$ je uslovna funkcija gustine od α_i , a $E[v_{it} | z_i, d_{i0}, d_i, \alpha_i]$ je uopšteni rezidual (en. *generalized residual*) iz jednačine (2.52b),³⁰ odnosno iz probit modela sa slučajnim efektima ukoliko je sistem jednačina (2.52a)–(2.52d) dat u fomi modela izbora podataka. Ocenjivanje funkcije verodostojnosti

³⁰ Suština korišćenja izraza generalizovani rezidual leži u činjenici da reziduali $\hat{v}_{it}$ ocenjeni iz jednačine (2.52b) zavise od latentne promenljive koja se ne može opaziti, tako da se slučajna greška zamenjuje svojom očekivanom vrednošću (Gourieroux et al. 1987).

metodom ML je komplikovano (videti *tačku 2.1.2.2*), ukoliko se ne pretpostavi da je uslovna očekivana vrednost od v_{it} uslovljena i sa α_i , čime se osigurava da su slučajne greške v_{it} u (2.52b) nezavisne kroz jedinice posmatranja. Funkcija uslovne raspodele od α_i , pod pretpostavkom da je α_i nezavisno od z_i , može da se prikaže u obliku:

$$f(\alpha_i | z_i, d_{i0}, d_i) = \frac{f(d_i, d_{i0} | z_i, \alpha_i) f(\alpha_i)}{f(d_i, d_{i0} | z_i)}, \quad (2.55)$$

gde su redom $f(d_i, d_{i0} | z_i) = \int f(d_i, d_{i0} | z_i, \alpha_i) f(\alpha_i) d\alpha_i$ doprinos i -te opservacije funkciji verodostojnosti u (2.52a), $f(\alpha_i | z_i) = f(\alpha_i)$ je funkcija gustine normalne slučajne promenljive, a $f(d_i, d_{i0} | z_i, \alpha_i) = [\prod_{t=1}^T f(d_{it} | z_i, d_{it-1}, \alpha_i)] f(d_{i0} | z_i, \alpha_i)$, pri čemu je $f(d_{it} | z_i, d_{it-1}, \alpha_i)$ doprinos funkciji verodostojnosti svih opservacija u uzorku. Ocenjivanje metodom ML se zasniva na pretpostavci da je d_{i0} strogo egzogeno, tj. $f(d_{i0} | z_i, \alpha_i) = f(d_{i0} | z_i)$, kao i da je nezavisno od ostatka slučajne greške. Heckman (1981) je predložio da se redukovana forma od d_{i0} oceni primenom probit modela sa slučajnim efektima, tako što bi se u skup objašnjavajućih promenljivih uvrstile sve raspoložive promenljive koje čine informacionu bazu iz preduzoračkog perioda.

Ocenjivanje osnovne jednačine (2.52a) se, zatim, u drugom koraku, sprovodi metodom OLS. Konzistentne ocene nepoznatih parametara β su:

$$\hat{\beta} = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T d_{it} x'_{it} x_{it} \right)^{-1} \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T d_{it} x'_{it} y_{it} \right), \quad i=1, \dots, N, t=1, \dots, T. \quad (2.56)$$

U model (2.52a) se uključuju i dva dodatna člana v_{it} i $\bar{v}_i$ sa nepoznatim parametrima τ_1 i τ_2 , čije ocene ($\hat{v}_{it}, \hat{\bar{v}}_i$) se dobijaju iz redukovane forme modela (2.52b). Ocenjeni

parametri $\hat{\tau}_1$ i $\hat{\tau}_2$ se koriste da bi se formirala standardna Wald-ova statistika testa.³¹ Pod nultom hipotezom $H_0 : \tau_1 = \tau_2 = 0$, ovaj test služi za ispitivanje pretpostavke o odsustvu endogenosti ili pretpostavke kojom se tvrdi da ne postoji pristrasnost u modelu koja je rezultat neslučajnog izbora jedinica posmatranja. Ako se H_0 ne odbaci, metod OLS daje precizne standardne greške ocena parametara. U suprotnom, izračunate standardne greške moraju da se koriguju za prisustvo heteroskedastičnosti i autokorelacije, kao i za ocenjivanje dva dodatna člana modela (Vella i Verbeek 1999). Ukoliko je u osnovnoj jednačini endogenost prisutna samo kroz statističku značajnost člana $\hat{v}_i$, nije potrebno da se iz skupa objašnjavajućih promenljivih x'_{it} u (2.52a) isključi najmanje jedna promenljiva da bi bio zadovoljen uslov o identifikovanosti parametara modela.

2.3 Kvantilne regresije u podacima panela

Kvantilna regresija omogućava da se uslovna raspodela zavisne promenljive posmatra, tj. modelira kroz kvantile ili percentile raspodele, gde je kvantil (odnosno percentil) proizvoljno određena proporcija opservacija te raspodele. Teorijsku postavku za kasniju primenu kvantilnih regresija su dali Koenker i Bassett (1978). Primena kvantilnih regresija u ekonometrijskom modeliranju je motivisana činjenicom da se efekti objašnjavajućih promenljivih ocenjuju ne samo u srednjoj vrednosti, što omogućuju klasični regresioni metodi ocenjivanja, već i na ostalim delovima raspodele zavisne promenljive.³² Modeliranje mikroekonomskih podataka kvantilnim regresijama omogućava da se sačuvaju informacije, koje bi usled “agregiranja” podataka na bazi modeliranja klasičnim linearnim regresionim modelima bile izgubljene, a koje mogu da ilustruju kako objašnjavajuće promenljive utiču na različite frakcije raspodele zavisne promenljive.

³¹ U modelu izbora podataka, ocenjivanje osnovne jednačine na (cenzurisanom) poduzorku opservacija, kada je $d_{it}=1$, omogućava primenu t -testa za ispitivanje pristrasnosti, time što se testira statistička značajnost svakog od dodatnih članova u modelu ponaosob.

³² Poređenje klasičnog linearnog regresionog modela i kvantilnih regresija možda najbolje opisuju Bassett et al. (2002) kada kažu da klasični linearni regresioni model prezentuje “sumu” svih efekata koje daju kvantili.

Prve primene kvantilnih regresija se vezuju za empirijske studije Buchinsky-og (1994), Chamberlain-a (1994) i Poterba-e i Rueben-a (1994) u kojima su analizirani efekti komponenata ljudskog kapitala, članstva u sindikatima, sektora zaposlenja, javnog i privatnog, i drugih objašnjavajućih promenljivih duž cele raspodele zarada. Kvantilne regresije su korišćene i u analiziranju nejednakosti u zaradama (González i Miles 2001; Machado i Mata 2001), stopa prinosa na obrazovanje u strukturi zarada žena u SAD-u uz kontrolisanje pristranosti usled neslučajnog izbora podataka (Buchinsky 2001), kao i u analiziranju individualne heterogenosti, posmatrane kroz efekte stopa prinosa na obrazovanje na različitim delovima raspodele zarada članova iste porodice (braće i sestara), uz kontrolisanje potencijalne endogenosti obrazovanja (Arias et al. 2001).³³ U analizi jaza u zaradama muškaraca i žena, sa kontrolisanjem pristranosti usled neslučajnog izbora podataka, kvantilne regresije su koristili, na primer, García et al. (2001) i Nicodemo (2008) u svojim studijama za zemlje EU, a Bargain i Melly (2007) su proširili kvantiline regresije metodima ocenjivanja fiksnih efekata za podatke panela, analizirajući sektorski jaz u zaradama za muškarce i žene zaposlene u javnom i privatnom sektoru u Francuskoj.

Bez obzira na činjenicu da se prvi teorijski radovi o kvantilnim regresijama vezuju za Koenker-a i Bassett-a (1978, 1982), metode ocenjivanja za kvantilne regresije sa primenom na uzorcima podataka panela još uvek prate brojni metodološki izazovi (Koenker 2004), čije rešenje bi doprinelo njihovoj široj popularizaciji u empirijskim istraživanjima.

2.3.1 Specifikacija modela

Kvantilna regresija, čijom primenom su Koenker i Bassett (1978, 1982) i Koenker (2005) omogućili da se na bazi ocenjivanja uzoračkih kvantila mere efekti promena objašnjavajućih promenljivih na različitim delovima uslovne raspodele zavisne promenljive, poslužila je kao osnov za razvijanje brojnih metoda ocenjivanja. Ovi metodi omogućuju da se lokacija merenja efekata objašnjavajućih promenljivih pomeri

³³ Takođe, kvantilne regresije su primenljivane i u analizi efekata izbora programa obrazovanja u SAD-u radi donošenja zaključaka vezano za ocenu efektivnosti politika u oblasti obrazovanja (videti npr. Bassett et al. 2002; Lamarche 2008).

iz srednje vrednosti ka drugim (ne)centralnim lokacijama uslovne raspodele zavisne promenljive. Jedan od takvih metoda jeste i metod najmanjih apsolutnih odstupanja koji je izložen u *tački 2.2.4.2*, a koji je Powell (1984) definisao za ocenjivanje regresionog modela u medijani, kao specijalnog oblika kvantilne regresije. Kasnije je Powell (1986b) svoj teorijski pristup baziran na primeni kvantilnih regresija proširio na Tobit modele sa cenzurisanim podacima zavisne promenljive.

Metodi kvantilne regresije Koenker-a i Bassett-a (1978, 1982) prvobitno su razvijeni samo za uporedne podatke. Za podatke panela je razvijen sledeći **model kvantilne regresije sa fiksnim efektima** (en. *quantile regression with fixed effects*) (Koenker 2004):

$$Q_{y_{it}}(\theta_j | x_{it}) = \alpha_i + x'_{it}\beta(\theta_j) + \varepsilon_{it}(\theta_j), \quad j=1,...,q, i=1,...,N, t=1,...,T. \quad (2.57)$$

U modelu (2.57), zavisna promenljiva y_{it} je izražena u formi percentilne raspodele Q koja zavisi od skupa objašnjavajućih promenljivih x_{it} , tj. $y_{it} = Q_{y_{it}}(\theta_j | x_{it})$, gde je θ_j frakcija raspodele od y_{it} određena veličinom j -tog kvantila, takva da je $\theta_j \in (0,1)$,³⁴ a broj kvantila određen je sa q . Efekti objašnjavajućih promenljivih x_{it} koji se izražavaju skupom nepoznatih parametara β zavise od θ_j , dok individualni efekti α_i ne zavise od θ_j .

2.3.2 Metodi ocenjivanja

Da bi se ocenio model (2.57) koji se sastoji od j kvantila, Koenker (2004) je predložio metod minimizacije penalizovane verzije funkcije gubitka kvantilne regresije (en. *penalized version of quantile loss function*) koji se bazira na linearnom programiranju i

³⁴ U empirijskim studijama, θ_j se određuje tako da označava jednako udaljene kvantile uslovne raspodele zavisne promenljive. Na primer, ako je $j=0,50$, time se određuje medijana ili 0,50-ti kvantil raspodele koji obuhvata 50% opservacija date promenljive koje se nalaze ispod 0,50-tog kvantila raspodele. θ_j obično uzima sledeće vrednosti, $j=0,10; 0,25; 0,50; 0,75; 0,90$. U opštem slučaju, širina između kvantila određuje se na bazi obrasca $100(1-2p)\%$, gde je p proizvoljna proporcija raspodele (Hao i Naiman 2007).

koji se sastoji u rešavanju problema minimuma uopštene mere distance koju reprezentuje vektor reziduala. Ocenjeni vektori parametara $\hat{\beta}$ za regresioni kvantil θ_j i individualnih efekata $\hat{\alpha}_i$ rezultat su rešenja linearnog programa:

$$[\hat{\beta}(\theta_j), \hat{\alpha}_i] = \min_{\beta, \alpha} \sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \omega_j \varphi_{\theta_j}(y_{it} - \alpha_i - x'_{it}\beta(\theta_j)), \theta_j \in (0,1), \quad (2.58)$$

gde su ω_j ponderi koji služe za kontrolisanje relativnog uticaja j -tog kvantila na ocenjivanje parametara α_i . $\varphi_{\theta_j}(u) = u(\theta_j - I(u < 0))$ je funkcija gubitka (en. *loss function*) linearnog kvantila $\theta_j = (\theta_1, \dots, \theta_q)$, a $I(\cdot)$ je funkcija indikator koja ukazuje na negativni deo vektora reziduala (Koenker 2005). Jedan od izazova u pronalaženju rešenja za (2.58) jeste izbor podnera ω_j za pridružene regresione kvantile θ_j . Koenker (2004) je predložio izbor tri pondera, $\omega_j = (0,25; 0,50; 0,25)$, na bazi Tukey-evog kriterijuma. Problem ocenjivanja parametara α_i i u slučaju kvantilinih regresija vezuje se za dimenzije panela, tj. za relativno veliki broj jedinica posmatranja i fiksni vremenski period.

Ako se pretpostavi da skup objašnjavajućih promenljivih x_{it} kao svoj prvi element sadrži slobodni član, ocenjivanje nepoznatih parametara modela (2.57) zahteva drugačiji pristup problemu linearnog programiranja. Tada zajednička srednja vrednost predstavlja centralnu tendenciju odgovora na regresionom kvantilu uslovne raspodele zavisne promenljive determinisanu centriranjem vrednosti drugih objašnjavajućih promenljivih. Koenker (2004, 2005) predlaže da se kvantilna regresija oceni metodom koji minimizira funkciju cilja (2.58) sa ponderima (ω_j) koji se pridružuju odgovarajućim kvantilima:

$$[\hat{\beta}(\theta_j), \hat{\alpha}_i] = \min_{\beta, \alpha} \sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \omega_j \varphi_{\theta_j}(y_{it} - \alpha_i - x'_{it}\beta(\theta_j)) + \gamma \sum_{i=1}^N \alpha_i, \theta_j \in (0,1). \quad (2.59)$$

Uključivanje poslednjeg aditivnog člana u (2.59) sa parametrom penalizacije γ proizvodi dva rešenja: 1) kada $\gamma \rightarrow 0$, ocenjivanje se svodi na kvantilnu regresiju sa fiksnim efektima koju smo prikazali u (2.58); 2) kada $\gamma \rightarrow \infty$, to implicira da i $\hat{\alpha}_i \rightarrow 0$, $\forall i$, tako da su iz modela kvantilne regresije isključeni fiksni efekti. Međutim, budući da je $x'_{it} = \{1, x'_{it}\}$, $i=1, \dots, N$, $t=1, \dots, T$, rešenje problema (2.59) u oba slučaja daje za rezultat q ocena slobodnih članova za svaki regresioni kvantil θ_j .³⁵

Na osnovu rezultata Koenker-a (2004) i Chernozhukov-a i Hansen-a (2008), razvijen je dvostepeni metod ocenjivanja kvantilnih regresija za podatke panela (en. *two-step estimator for panel data quantile regression*) (Canay 2011). Metod se zasniva na takvoj transformaciji podataka panela kojom se eliminišu fiksni efekti α_i . Dvostepena procedura ocenjivanja kvantilne regresije se sastoji iz sledeća dva koraka. U prvom koraku se modelira uslovna srednja vrednost od y_{it} , a na osnovu ocene nepoznatog parametra β , koja je dobijena standardnim kovarijacionim metodom u modelu sa fiksnim efektima (videti tačku 2.1.1.2), izračunava se $\hat{\alpha}_i$ kao što sledi:

$$\hat{\alpha}_i \equiv y_{it} - x'_{it}\hat{\beta}, \quad (2.60)$$

gde je $\hat{\beta} \sqrt{NT}$ – konzistentna ocena od β , a $x'_{it} = \{1, x'_{it}\}$, $i=1, \dots, N$, $t=1, \dots, T$.

U drugom koraku, definiše se $\hat{y}_{it} \equiv y_{it} - \hat{\alpha}_i$, tj. ocenjeni individualni efekti se koriste da bi se korigovale vrednosti zavisne promenljive y_{it} . Nakon toga, ocenjivanje nepoznatih parametara $\beta(\theta_j)$ se bazira na kvantilnoj regresiji koja ne sadrži α_i :

$$[\hat{\beta}(\theta_j)] \equiv \min_{\beta} \sum_{j=1}^q \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \varphi_{\theta_j}(\hat{y}_{it} - x'_{it}\beta(\theta_j)), \quad \theta_j \in (0,1). \quad (2.61)$$

³⁵ Jednu od prvih primena ovog metoda, uradio je Lamarche (2008), primenjujući kvantilne regresije u evaluaciji uticaja izbora programa obrazovanja na akademska dostignuća učenika u SAD-u za period od četiri godine. Takođe, u radu je korišćen metod samouzorkovanja (en. *bootstrap method*) da bi se poboljšala preciznost ocena kvantilne regresije, kao i instrumentalne promenljive da bi se ocenili efekti programa. O metodu samouzorkovanja videti više npr. u Efron i Tibshirani (1993).

U ocenjivanju (2.61) primenjuju se standardni metodi za kvantilne regresije (Koenker i Bassett 1978, 1982). U slučaju kada $N \rightarrow \infty$ i $T \rightarrow \infty$ izloženi metod ocenjivanja kvantilne regresije za podatke panela daje asimptotski normalno raspodeljene ocene nepoznatih parametara $\beta(\theta_j)$ (Canay 2011).

3. TESTOVI I POSLEDICE POGREŠNE SPECIFIKACIJE U MODELIMA PANELA

Korišćenje mikro podataka ili podataka prikupljenih putem anketa često rezultuje heteroskedastičnošću u ocenjenim regresionim modelima (Deaton 2000). Poznato je da narušenost pretpostavke o homoskedastičnosti slučajne greške zadržava svojstvo konzistentnosti ocena regresionih parametara, ali da vodi ka neefikasnim ocenama i pristrasnim standardnim greškama, čime zaključivanje na bazi statističkih testova postaje nepouzđano (Baltagi 2013). Slični problemi o zaključivanju na bazi ocena regresionih modela nastaju takođe i kada postoji autokorelacija slučajne greške, mada je ovaj problem manje izražen u mikro podacima panela ako je vremenska dimenzija posmatranja kratka (Wooldridge 2006). Nadalje, osim što pretpostavka o nekorelisanosti individualnih efekata i objašnjavajućih promenljivih može da bude restriktivna u empirijskom modeliranju mikro podataka panel serija, primena određenih metoda ocenjivanja zahteva da je ispunjena i pretpostavka da su individualni efekti nezavisno i podjednako raspodeljeni.

Problem izbora jedinica posmatranja u uzorak (en. *sample selection*) takođe je često prisutan u empirijskim istraživanjima, i to kako u istraživanjima zasnovanim na uporednim podacima tako i na podacima panela. Ovaj problem se povezuje sa odlukom koju donosi dati pojedinac kada se pridružuje određenoj grupi (en. *self-selection*) i prisutan je u studijama o ponudi rada, kao i sa odlukom analitičara koji određuje da li će dati pojedinac biti izabran u određenu grupu ili ne, što je često prisutno u procenama efekata aktivnih mera na rezultate koje korisnici postižu na tržištu rada i sl. istraživanjima. Problemi izbora uzorka i pristrasnosti koju generiše neslučajan izbor jedinica posmatranja, često su razmatrani u ekonometrijskoj literaturi (videti npr. Heckman 1974, 1976, 1979; Gronau 1974; Maddala 1983; Manski 1989; Kyriazidou 1997; Vella 1998 i dr.). U nastavku ovog poglavlja će biti izloženi neki od testova heteroskedastičnosti, autokorelacije, odsustva normalnosti, kao i Hausman-ov test specifikacije u modelima panela (Hausman 1978). U poslednjoj tački ovog poglavlja će biti predstavljeni izabrani testovi za ispitivanje pristrasnosti koja se javlja usled neslučajnog izbora jedinica posmatranja u panelu.

3.1 Testovi heteroskedastičnosti, autokorelacije i odsustva normalnosti

3.1.1 Heteroskedastičnost

U klasičnoj ekonometrijskoj literaturi se navodi da su preduslovi za odsustvo heteroskedastičnosti tačna funkcionalna forma statističkog modela i obuhvat svih objašnjavajućih promenljivih, što je često veoma teško ostvariti u realnim uslovima (Baltagi 2013). Heteroskedastičnost se može javiti u uslovima izostavljanja promenljive iz modela, što čini slučajnu grešku pogrešno specifikovanom i uzrokuje njeno heteroskedastično ponašanje, ali i u uslovima tačne specifikacije ekonometrijskog modela, kada slučajna greška nije konstantna već se menja kroz jedinice i periode posmatranja, čemu uzrok mogu da budu greške u merenju i slični problemi.

Postupak testiranja heteroskedastičnosti u komponentama slučajne greške modela panela se formalno bazira na testiranju nule hipoteze $H_0: Var(\mu_i) = \sigma_\mu^2$ i/ili $H_0: Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_\varepsilon^2$, nasuprot alternativnoj $H_1: Var(\mu_i) = \sigma_{\mu_i}^2$ i/ili $H_1: Var(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon_{it}}^2$. Primena različitih testova podrazumeva istovremeno testiranje heteroskedastičnosti u obe komponente ili u svakoj od njih posebno. Definisano je nekoliko procedura testiranja koje su zasnovane na Breusch-Pagan-ovom LM testu (Breusch i Pagan 1979) modifikovanom za podatke panela. Ova grupa testova pomaže u otkrivanju koje objašnjavajuće promenljive uzrokuju heteroskedastičnost u modelu i osetljiva je ukoliko je narušena pretpostavka o normalnosti slučajne greške (Verbeek 2002). Jedan od tih testova se koristi u ispitivanju heteroskedastičnosti slučajne greške u modelu sa fiksnim efektima. Procedura testiranja se sastoji u ocenjivanju regresije kvadrata reziduala na konstantu i skup objašnjavajućih promenljivih z_{it} za koje se pretpostavlja da uzrokuju heteroskedastičnost, pri čemu je $z_{it} \subset x_{it}$. Pod H_0 statistika testa se izračunava kao $N(T-1)R^2$ i ima asimptotsku χ^2 raspodelu sa $(K-1)$ stepeni slobode, gde je K broj objašnjavajućih promenljivih. U modelu sa slučajnim efektima, sličan LM test se primenjuje za ispitivanje homoskedastičnosti ostatka slučajne greške tako što se obrazuje nova promenljiva iz odnosa sume kvadrata reziduala i njihove varijanse $(\varepsilon_{it}^2 / \sigma_\varepsilon^2)$, koja se zatim regresuje na objašnjavajuće promenljive koje su potencijalni

uzrok heteroskedastičnosti. Statistika testa je jednaka polovini objašnjene sume kvadrata iz ove regresije i ima asimptotsku χ^2 raspodelu sa $(K-1)$ stepeni slobode. Sličan test, koji se bazira na Rao-ovom testu pogodaka, razvili su Holly i Gardiol (2000), polazeći od modela sa slučajnim efektima (koji počiva na strogoj pretpostavci o homoskedastičnosti individualnih efekata) i njegovog ocenjivanja metodom ML. Statistika testa pripada familiji LM testova i jednaka je polovini objašnjene sume kvadrata iz regresije OLS kojom se $(\frac{\hat{\varepsilon}_i}{\bar{s}} - I_N)$ regresuje na sve objašnjavajuće promenljive originalnog modela, bez uključene konstante. Sledi da su $\hat{\varepsilon}_i$ individualni proseci reziduala ($\hat{u}_{it}$) dobijenih primenom metoda ML na model sa ograničenjem pod H_0 da su komponente slučajne greške homoskedastične, dok je $\bar{s}$ prosek od $\hat{\varepsilon}_i$. Test se bazira na pretpostavci da su komponente slučajne greške normalno raspodeljene. U kontekstu primene probit analize, vredno je pomenuti LM test heteroskedastičnosti ostatka slučajne greške koji se zasniva na uopštenom rezidualu ($\hat{\varepsilon}_{it}$) ocenjenog probit modela (Gourieroux et al. 1987).³⁶ Formira se pomoćna regresija vektora jedinica na $\hat{\varepsilon}_{it}x'_{it}$ i $(\hat{\varepsilon}_{it}x'_{it}\hat{\beta})z'_{it}$, gde je $z_{it} \subset x_{it}$. Zatim se izračuna statistika testa LM kao umnožak $(NT)R^2$. Pod H_0 ova statistika testa ima χ^2 raspodelu sa K stepeni slobode, gde je K broj promenljivih iz podskupa (z'_{it}), bez uključene konstante. Slična statistika testa LM primenjuje se i u Tobit analizi.

U grupu LM testova se ubraja i varijanta White-ovog testa (White 1980) heteroskedastičnosti ostatka slučajne greške u modelima iz kojih su eliminisani individualni efekti. Obrazuje se serija kvadrata reziduala koja se regresuje na sve objašnjavajuće promenljive iz originalnog modela, njihove kvadrata i međuproizvode. Statistika testa je jednaka $(NT)R^2$ i ima asimptotsku χ^2 raspodelu sa brojem stepeni

³⁶ U modelu binarnog izbora, rezidual ne može da se odredi iz y_i i $x'_i\beta$, te se zamenjuje uslovnom očekivanom vrednošću, implicirajući da se sve što je poznato o latentnoj zavisnoj promenljivoj y_i^* bazira na y_i . Drugim rečima, rezidual se zamenjuje svojom najboljom predikcijom (Gourieroux et al. 1987). U probit modelu, $\hat{\varepsilon}_i$ će biti jednako $f(x'_i\beta)/F(x'_i\beta)$ za $y_i=1$, odnosno $-f(x'_i\beta)/[1-F(x'_i\beta)]$ za $y_i=0$.

slobode jednakim broju regresora, bez slobodnog člana. Ovaj uopšteni test se najčešće koristi za ispitivanje heteroskedastičnosti nepoznate forme, te nije potrebno unapred znati koje objašnjavajuće promenljive uzrokuju heteroskedastičnost, kao ni da li je zadovoljen uslov o normalnoj raspodeli slučajne greške.

3.1.2 Autokorelacija

U klasičnim modelima panela polazi se od pretpostavke da jedina korelisanost postoji između istih jedinica posmatranja i da je ona postojana tokom vremena, tj. njen uticaj ne slabi sa odmicanjem na vremenskoj osi panela, dok se za ostatak slučajne greške pretpostavlja da ima konstantnu varijansu koja je jednaka nula (Baltagi 2013). Prisustvo autokorelacije čini da ocene regresionih parametara ostaju konzistentne, ali neefikasne (njihove standardne greške su pristrasne), što vodi nepreciznom zaključivanju. Budući da ostatak slučajne greške u modelima panela obuhvata i uticaj izostavljenih regresora, prisustvo autokorelacije u modelu ukazuje na pogrešnu specifikaciju.

Baltagi (2013) je izložio tri procedure testiranja serijske korelisanosti grešaka prvog reda i prisustva individualnih efekata u modelima panela koje se baziraju na testovima LM koje su razvili Baltagi i Li – BL.³⁷ Međutim, za analizu mikro podataka panel serija, za koje je karakteristično prisustvo individualnih efekata, od posebnog je značaja združeni LM test (en. *joint LM test*) kada se istovremeno testira prisustvo autokorelacije ostatka slučajne greške koja sledi AR(1) proces i individualnih slučajnih efekata. Testira se nulta hipoteza $H_0: \sigma_\mu^2 = 0$ i $\rho = 0$, naspram alternativnoj $H_1: \sigma_{\mu_i}^2 \neq 0$ i $\rho > 0$ (ili $\rho < 0$), u klasičnom modelu panela gde se greška razlaže na dve komponente: $u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}$. Podsetimo se da u klasičnom modelu panela važe pretpostavke da je $\mu_i \sim N(0, \sigma_\mu^2)$, dok je ε_{it} proces belog šuma, $\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{it-1} + \zeta_{it}$ sa $|\rho| < 1$ i $\zeta_{it} \sim N(0, \sigma_\zeta^2)$.³⁸ Statistika testa se definiše na sledeći način:

³⁷ Ove procedure su detaljnije izložene u Baltagi (2013).

³⁸ Baltagi (2013) je pokazao da statistika testa BL ne zavisi od forme serijske korelisanosti, tj. test ostaje isti i u uslovima kada ostatak slučajne greške sledi MA(1) proces. Takođe, primena ovih testova je prilagođena AR(.) i MA(.) procesima višeg reda.

$$BL = \frac{NT^2}{2(T-1)(T-2)}(A^2 - 4AB + 2TB^2), \quad (3.1)$$

gde je $A = [\hat{u}'(I_N \otimes J_T)\hat{u} / \hat{u}'\hat{u}] - 1$, $B = [\hat{u}'\hat{u}_{-1} / \hat{u}'\hat{u}]$, I_N i J_T su jedinične matrice reda N i T , $\hat{u}$ su reziduali modela ocenjenog metodom OLS, pri čemu $\hat{u}_{-1}$ predstavlja seriju reziduala sa docnjom od jednog perioda. Pod H_0 statistika testa (3.1) ima asimptotsku χ^2 sa 2 stepena slobode kada samo $N \rightarrow \infty$.

Nadalje, test autokorelacije u modelu sa fiksnim efektima su razvili Bhargava, Franzini i Narendranathan – BFN (1982), polazeći od standardnog Durbin-Watson-ovog (1950) testa autokorelacije. Testira se nulta hipoteza $H_0: \rho = 0$ protiv jednostrane alternativne $H_1: \rho > 0$ (ili $\rho < 0$). Slično kao i kod prethodnog testa ε_{it} , $\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{it-1} + \varsigma_{it}$, sledi AR(1) proces, a $\varsigma_{it} \sim N(0, \sigma_\varsigma^2)$. Statistika testa je sledeća:

$$BFN = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{\varepsilon}_{it} - \hat{\varepsilon}_{it-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_{it}^2}, \quad (3.2)$$

gde su $\hat{\varepsilon}_{it} = y_{it} - x'_{it}\hat{\beta} - \hat{\mu}_i$ reziduali ocenjeni metodom unutar jedinica posmatranja ili metodom OLS sa veštačkim promenljivim za individualne efekte. U panelima sa velikim brojem jedinica posmatranja N , dovoljno je da se pri testiranju postojanja pozitivne autokorelacije ($\rho > 0$) uporedi da li je izračunata vrednost BFN statistike testa manja od 2. Kritične vrednosti BFN testa zavise od dimenzije K , N ili T i nisu raspoložive za nebalansirane panele. Ovaj test je moguće primeniti i za testiranje autokorelacije ostatka slučajne greške u modelu sa slučajnim efektima (Verbeek 2002).

Wooldridge (2006) je sugerisao primenu dva testa za testiranje autokorelacije slučajne greške koji se baziraju na primeni t -testa u modelu sa fiksnim efektima. U prvom testu, koriste se reziduali ocenjenog modela fiksnih efekata primenom metoda unutar jedinica posmatranja, da bi se pod nultom hipotezom ispitalo da li postoji serijska korelisanost

slučajne greške. Ovaj test se može koristiti samo preliminarno da bi se ukazalo na problem autokorelacije. U drugom testu se koriste reziduali dobijeni ocenjivanjem modela sa fiksnim efektima u prvim diferencama. Prva diferencu reziduala $\Delta\hat{\varepsilon}_{it}$, dobijena kao $\Delta\hat{\varepsilon}_{it} = \Delta y_{it} - \Delta x'_{it}\hat{\beta}$, zatim se regresuje na prvu diferencu reziduala sa docnjom $\Delta\hat{\varepsilon}_{it-1}$ i na bazi ocenjenog koeficijenta $\hat{\rho}$ testira se nulta hipoteza $H_0: \rho = 0$. Ukoliko je zadovoljen uslov da ε_{it} ima konstantnu varijansu, Wooldridge (2006) je pokazao da odsustvo autokorelacije implicira da je $Corr(\Delta\varepsilon_{it}, \Delta\varepsilon_{it-1}) = -0,5$. Drukker (2003) je unapredio primenu t -testa time što je sugerisao da se u formiranju izračunate vrednosti testa koriste robustne standardne greške u prisustvu heteroskedastičnosti i autokorelacije.

3.1.3 Odsustvo normalnosti

Bazirajući se na činjenici da normalna raspodela slučajne promenljive podrazumeva da su treći (asimetrija) i četvrti (spljoštenost) uslovni momenat jednaki respektivno nula i tri, testiranje nulte hipoteze o normalnosti u linearnim regresionim modelima se zasniva na tvrdnji kojim se ispituje odstupanje slučajnih grešaka od očekivanih vrednosti. Testovi normalnosti u linearnim modelima panela predstavljaju generalizaciju testova koji su razvijeni za regresione modele uporednih podataka. Jedan od tih testova je i klasični White-ov test informacione matrice kojim se zajedno testiraju homoskedastičnost i normalnost.³⁹ Zbog problema koji nastaju sa cenzurisanjem i odsecanjem podataka, klasični testovi koji su razvijeni za ispitivanje normalnosti u linearnim regresionim modelima ne mogu da se primene i u modelima zavisne promenljive sa ograničenjem u podacima. Najpre će biti prikazan test normalnosti slučajne greške u probit modelu za uporedne podatke. Sličan test se primenjuje i u Tobit modelu. Nakon toga, predstaviće se testovi kojima se istovremeno ispituje normalnost komponentata slučajne greške u modelima panela.

³⁹ Detaljnije o dekomponovanju informacione matrice na komponente koje su osnova za testiranje nulte hipoteze o homoskedastičnosti i normalnosti slučajne greške videti npr. u Chesher i Irish (1987: str. 38-39).

Polazeći od pristupa koji su razvili Bera et al. (1984), kao i od prikaza procedure testiranja Verbeek-a (2002), ispitivanje nulte hipoteze o normalnosti slučajne greške probit modela⁴⁰ ($H_0: E(\varepsilon_i^3)=0$ i $E(\varepsilon_i^4-3\sigma_\varepsilon^2)=0$), nasuprot alternativnoj da nisu postavljena ograničenja na uslovne momente trećeg i četvrtog reda, može da se sprovede na način da se probit model verovatnoće da je vrednost zavisne promenljive y_i jednaka jedan, za dati skup objašnjavajućih promenljivih x_i , izrazi: $P(y_i=1|x_i) = F\{(x_i'\beta) + \phi_1(x_i'\beta)^2 + \phi_2(x_i'\beta)^3\}$. Iz ovoga proizlazi da se u probit modelu testiranje odsustva normalnosti zasniva na nultoj hipotezi da su parametri uz dva dodatna člana modela jednaki nula ($H_0: \phi_1 = \phi_2 = 0$).⁴¹ Testiranje se sprovodi na osnovu pomoćne regresije jediničnog vektora na $\hat{\varepsilon}_i x_i'$, $\hat{\varepsilon}_i (x_i' \hat{\beta})^2$ i $\hat{\varepsilon}_i (x_i' \hat{\beta})^3$, gde je $\hat{\varepsilon}_i$ uopšteni rezidual ocenjenog probit modela (Gourieroux et al. 1987), nakon čega se odgovarajuća statistika testa LM izračuna kao umnožak NR^2 . Statistika testa, pod H_0 , ima asimptotsku χ^2 raspodelu sa 2 stepena slobode.

Gore izložena procedura testiranja normalnosti se zasniva na dokazu Ruud-a (1984: str. 215-217) koji je koristio Pearson-ovu familiju raspodela $[\Phi(.)]$ koja sadrži normalnu, studentovu, beta i gama raspodelu, da bi se definisala odgovarajuća statistika testa. Pod alterantivnom hipotezom se tvrdi da raspodela verovatnoća slučajne greške modela može da se izrazi u obliku funkcije raspodele koja ima karakteristike koje su svojstvene Pearson-ovoj familiji raspodela:

$$P(\varepsilon_i \leq t) = \Phi(t + \phi_1 t^2 + \phi_2 t^3), \quad (3.3)$$

gde je t odgovarajuća funkcija od $(x_i'\beta)$. Ova raspodela može da ima $\phi_1 \neq 0$ i $\phi_2 \neq 0$, a svodi se na normalnu ako su $\phi_1 = \phi_2 = 0$, što je pretpostavka postavljena nultom hipotezom. Dakle, ovaj test normalnosti je ekvivalentan LM testu za normalnu protiv šire Pearson-ove familije raspodela, a dobija se na bazi poređenja izračunatih sa hipotetičkom vrednošću trećeg i četvrtog momenta funkcije raspodele slučajne greške.

⁴⁰ Procedura testiranja nulte hipoteze o normalnosti slučajne greške Tobit modela prikazana je u Verbeek (2002: str. 206).

⁴¹ Što je ekvivalentno testu specifikacije slučajne greške, odnosno testu značajnosti isključenih regresora.

Prema prikazanoj proceduri, ovaj test se na sličan način može koristiti i u testiranju normalnosti komponenata slučajne greške $(\mu_i, \varepsilon_{it})$ u probit i Tobit modelima sa primenom na podacima panela. Takođe, pod nultom hipotezom o normalnoj raspodeli komponenata slučajne greške, statistika testa LM ima asimptotsku χ^2 raspodelu sa 2 stepena slobode.

Uz gore već izložene testove, sistematičan pregled testova za testiranje specifikacije slučajne greške, heteroskedastičnosti i odsustva normalnosti u modelima izbora podataka i šire u modelima zavisne promenljive sa ograničenjem u podacima su prikazali, na primer, Chesher i Irish (1987), Newey (1987) i Pagan i Vella (1989). Veliki broj ovih testova se bazira na Newey-evom (1985) pristupu testiranja validnosti ograničenja u uslovnim momentima za koje se pretpostavlja da važe u ekonometrijskim modelima.

3.2 Hausman-ov test specifikacije

Tretman individualnih efekata μ_i u modelu panela otvara nekoliko pitanja koja su veoma važna pri izboru specifikacije modela. Standardni pristup se svodi na izbor između modela sa fiksnim i modela sa slučajnim efektima. Izbor specifikacije modela podataka panela sastoji se u primeni procedure testiranja koju je razvio Hausman (1978), kojom se pod nultom i alterantivnom hipotezom tvrdi sledeće:

$$H_0 : E(\mu_i | x_{it}) = 0 \quad (3.4)$$

$$H_1 : E(\mu_i | x_{it}) \neq 0 \quad (3.5)$$

Neodbacivanje nulte hipoteze znači da ne postoji korelisanost između x_{it} i μ_i , kada su obe ocene nepristrasne, dok je ocena modela slučajnih efekata dodatno i efikasna, odnosno konzistentna i asimptotski efikasna u velikim uzorcima. Ako se nulta hipoteza odbaci ocena modela fiksnih efekata ostaje i dalje nepristrasna i konzistentna, ali ocena

modela slučajnih efekata postaje pristrasna i nekonzistentna. Formalno, Hausman-ova statistika testa (H) se izražava u sledećem obliku:

$$H = (\hat{\beta} - \tilde{\beta})' [\hat{Var}(\hat{\beta}) - \tilde{Var}(\tilde{\beta})]^{-1} (\hat{\beta} - \tilde{\beta}), \quad (3.6)$$

gde su $\hat{\beta}$ i $\tilde{\beta}$ ocene nepoznatih regresionih parametara modela fiksnih i slučajnih efekata iz kojih je isključen slobodni član, sa pripadajućim matricama ocenjenih varijansi i kovarijansi $\hat{Var}(\cdot)$ i $\tilde{Var}(\cdot)$, respektivno. U slučaju kada je nulta hipoteza tačna, razlika između ovih ocena u limesu verovatnoće teži nuli (plim $(\hat{\beta} - \tilde{\beta}) = 0$), čime se i izbor modela slučajnih efekata potvrđuje kao tačan. Statistika testa H pod nultom hipotezom ima asimptotsku χ^2 raspodelu sa (K-1) stepeni slobode, pri čemu je K broj nepoznatih regresionih parametara β .

Primena poluparametarskih metoda daje konzistentne ocene regresionih parametara čak i kada su narušene polazne pretpostavke o normalnoj raspodeli i homoskedastičnosti slučajne greške (videti *tačku* 2.2.5). Međutim, zahvaljujući parametarizaciji koju je postavio Ruud (1984), ispunjeni su uslovi za primenu Hausman-ovog testa specifikacije (Hausman 1978). Test se zasniva na razlici ocena regresionih parametara dobijenih primenom određenog parametarskog i poluparametarskog metoda i ima formu standardnog Hausman-ovog testa (3.6). Vektori parametara i matrice varijansi i kovarijansi zamenjuju se odgovarajućim ocenama koje su dobijene primenom datog parametarskog i poluparametarskog metoda. Ukoliko se nulta hipoteza o normalnoj raspodeli odbaci, predlaže se primena alterantivnih poluparametarskih metoda ocenjivanja regresionog modela ili izbor takvih parametarskih metoda ocenjivanja kojima bi se otklonili problemi odsustva normalnosti i heteroskedastičnosti.

Hausman-ov test se takođe može koristiti i za poređenje ocena dobijenih drugim metodima ocenjivanja. Na primer, moguće je porediti ocene OLS regresije sa ocenama modela izbora podataka i/ili Tobit modela i to kako za uporedne tako i za podatke panela. Nultom hipotezom se testira da ne postoje sistematske razlike u ocenama

parametara. Hausman-ov test glasi $H_j = \hat{\beta}_j' \hat{Var}_j^{-1} \hat{\beta}_j$, gde je $\hat{\beta}_j$ vektor razlika ocena dobijenih primenom dva metoda koja se porede, a $\hat{Var}_j^{-1}$ je inverzna matrica varijansi i kovarijansi poređenja ocena. Procedura zaključivanja je standardna.

Uslov za izvođenje zaključaka na bazi Hausman-ovog testa jeste da je ocenjena matrica varijansi i kovarijansi između ocena dva modela pozitivno definitna. Međutim, u konačnim uzorcima ocenjena matrica može biti i negativno definitna, tako da nije moguće izračunati njenu inverznu matricu, pa primena ove statistike testa ostaje bez zaključka. Testiranje može da se sprovede na podskupu ocenjenih parametara. Takođe, izračunata vrednost statistike testa može biti negativna. U toj situaciji, predlaže se da se nulta hipoteza ne odbaci.⁴²

3.3 Pristrasnost usled neslučajnog izbora podataka u panelu

U ovoj tački izloženi su testovi pristrasnosti usled neslučajnog izbora podataka koji se koriste u modelima izbora sa fiksnim i slučajnim efektima, kao i u Tobit modelima za cenzurisane podatke.⁴³ Prvi test pristrasnosti usled neslučajnog izbora jedinica posmatranja u panelu se zasniva na pristupu koji je razvio Wooldridge (1995), a koji je delom izložen u *tački* 2.2.5.1.⁴⁴ Problem koji izaziva pristrasnost se posmatra u kontekstu analize verovatnoće sa kojom je data jedinica posmatranja izabrana u uzorak. Polazni model za testiranje pristrasnosti (koja vodi nekonzistentnim ocenama regresionih parametara) je dat u formi Tobit modela (ili modela izbora podataka) sa fiksnim efektima. Polazeći od jednačina (2.25a) i (2.27a), specifikacija modela fiksnih efekata za cenzurisani uzorak se može prikazati na sledeći način:

$$y_{it} = x_{it}'\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,\dots,N, t=1,\dots,T, \quad (3.7)$$

⁴² Videti npr. Hausman i McFadden (1984) za dalja objašnjenja o statističkom zaključivanju na bazi primene Hausman-ovog testa u konačnim uzorcima.

⁴³ Ove testove moguće je modifikovati i za primenu u modelima sa odsečenim podacima zavisne promenljive.

⁴⁴ Ovaj pristup se zasniva na sličnim procedurama testiranja koje su za uporedne podatke razvili Smith i Blundell (1986) i Vella (1992).

gde je y_{it} zavisna promenljiva koja se posmatra samo ako je $d_{it}=1$. Zbog jednostavnosti prikaza, iz modela su isključene veštačke promenljive za vremenske efekte, a čije prisustvo je dozvoljeno u specifikaciji modela, kao i interakcija ovih efekata sa promenljivim koje su fiksne kroz jedinice posmatranja, ali ne i kroz vreme. Zatim se za svako $t=1,...,T$ obrazuje latentna promenljiva koja determiniše proces izbora jedinica posmatranja u uzorak:

$$d_{it}^* = \lambda_{t0} + z_{i1}'\lambda_{t1} + \dots + z_{iT_i}'\lambda_{tT_i} + v_{it}, \quad (3.8)$$

gde je v_{it} nezavisno od μ_i i z_i' i ima normalnu raspodelu, a λ_{ts} je $(K \times 1)$ vektor nepoznatih parametara, $t,s=1,...,T_i$ ($t \neq s$). Razlikuju se dve procedure testiranja. Prva kojom se testiranje sprovodi kada se latentna promenljiva može parcijalno posmatrati,⁴⁵ a koja odgovara primeni Tobit analize u ocenjivanju jednačine izbora (3.8) i druga kojom se jednačina izbora ocenjuje na bazi probit modela, tj. kada se samo posmatra binarna promenljiva koja je indikator izbora jedinice posmatranja u uzorak. Ovde će biti prikazana samo prva procedura testiranja.

Nulta hipoteza glasi:

$$H_0: E(\varepsilon_{it} | \mu_i, z_i, d_i) = 0, \quad (3.9)$$

a alternativna hipoteza, kojom se tvrdi da postoji pristrasnosti zbog neslučajnog izbora jedinica posmatranja je (Wooldridge 1995):

$$H_1: E(\varepsilon_{it} | \mu_i, z_i, v_i, d_i) = \rho v_{it}. \quad (3.10)$$

⁴⁵ Wooldridge (1995: str. 120) definiše pojam parcijalnog posmatranja latentne promenljive na način da se za svako t polazi od pretpostavke da se cenzurisana promenljiva d_{it} posmatra samo kada je zadovoljen uslov $d_{it} = \max(0, d_{it}^*)$. Drugim rečima, binarna promenljiva, tj. indikator izbora jedinice posmatranja u uzorak, definisana je kao $d_{it} = 1 [d_{it}^* > 0]$.

Iz (3.10) proizlazi da je očekivana vrednost od ε_{it} nezavisna od $(\mu_i, z_i, v_{i1}, \dots, v_{it-1}, v_{it+1}, \dots, v_{it})$ u odnosu na v_{it} . Procedura testiranja se sprovodi u tri koraka:

1. Za svaki vremenski period t ocenjuje se posebna jednačina izbora podataka u formi standardnog Tobit modela:

$$d_{it} = \max(0, z'_{it}\lambda + v_{it}), \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,\dots,T, \quad (3.11)$$

gde z'_{it} uključuje jedinicu kao prvi element. Za svako $d_{it}=1$ generiše se serija dobijenih reziduala, $\hat{v}_{it} = d_{it} - z'_{it}\hat{\lambda}$.

2. Metodom OLS se ocenjuje sledeća jednačina:

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{x}'_{it}\beta + \rho\tilde{v}_{it} + \xi_{it}, \quad (3.12)$$

na cenzurisanom uzorku opservacija za koje je $d_{it}=1$. Promenljive $\tilde{y}_{it}$ i $\tilde{x}_{it}$ (su već

definisane u tački 2.2.5.1, a $\tilde{v}_{it} = \hat{v}_{it} - \frac{1}{T_i} \sum_{s=1}^{T_i} d_{is}^* \hat{v}_{is}$, $t,s=1,\dots, T_i$ ($t>s$).

3. Primenom t -testa se ispituje značajnost ocene parametra $\hat{\rho}$ uz promenljivu $\tilde{v}_{it}$, tj. testira se $H_0: \rho = 0$. Primena ovog testa podrazumeva da su standardne greške ocena parametara $(\hat{\beta}, \hat{\rho})$ robustne u uslovima autokorelacije i heteroskedastičnosti.⁴⁶

U kontekstu primene modela sa slučajnim efektima, Verbeek i Nijman (1992) su razvili tri testa za ispitivanje pristrasnosti, koji se takođe zasnivaju na testiranju statističke značajnosti dodatnog člana u modelu. Wooldridge (1995) ne nalazi mogućnost primene za dva testa u modelima sa fiksnim efektima, zbog toga što je dodatni član, dat kao T_i i

$\prod_{s=1}^{T_i} d_{is}$, fiksni kroz vreme, te se samo značajnost člana d_{it-1} može testirati u modelima sa fiksnim efektima. Takođe, predlaže i da se umesto ocene inverznog Mills-ovog

⁴⁶ Ukoliko su ovi uslovi narušeni, Wooldridge (1995: str. 131-132) predlaže proceduru korekcije kako bi se ocenila matrica robusnih varijansi za $\hat{\sigma}^2 = (\hat{\beta}', \hat{\rho}')$.

količnika, u postupku testiranja značajnosti dodatnog člana u modelu sa fiksnim efektima koristi $\sum_{s \neq i}^{T_i} d_{is}$ ili $\prod_{s \neq i}^{T_i} d_{is}$, čime se omogućuje primena Heckman-ovog (1976) pristupa u modelima kojima su osim prisustva potencijalne pristrasnosti usled neslučajnog izbora podataka obuhvaćeni i neopaženi efekti. Vella i Verbeek (1999) su razvili test pristrasnosti uključivanjem dva člana ($\hat{v}_{it}$ i $\hat{v}_i$), dobijena ocenjivanjem redukovane forme Tobit modela sa slučajnim efektima, u osnovnu regresionu jednačinu koja se zatim ocenjuje metodom OLS (videti tačku 2.2.5.2).⁴⁷

Semykina i Wooldridge (2010) definišu dva tipa testova za otkrivanje pristrasnosti za nebalansirane podatke panela. Prvi test se odnosi na testiranje pristrasnosti koja se javlja u istom vremenskom periodu (en. *contemporaneous selection bias*), kada su neke od objašnjavajućih promenljivih korelisane sa slučajnom greškom, a rezultati ovog testa ostaju validni ukoliko postoji proizvoljna korelisanost između individualnih (neopaženih) efekata i objašnjavajućih promenljivih. Drugi test, koji će biti detaljnije izložen, zasniva se na testiranju značajnosti dodatnih članova u osnovnoj regresionoj jednačini modela izbora podataka. Ovim testom se otkriva postojanje pristrasnosti usled narušenosti pretpostavke o strogoj egzogenosti z_{it} u odnosu na μ_i .

U modelu izbora podataka sa fiksnim efektima koji se ocenjuje primenom dvostepenog metoda najmanjih kvadrata (en. *fixed effects two-stage least squares* – FE-2SLS), Semykina i Wooldridge (2010) definišu svoju proceduru testiranja pristrasnosti. Nulta hipoteza, koja glasi:

$$H_0: E(\varepsilon_{it} | \mu_i, z_i, d_i) = 0 \quad (3.13)$$

i alternativna hipoteza, kojom se tvrdi da postoji pristrasnost usled neslučajnog izbora jedinica posmatranja:

$$H_1: E(\varepsilon_{it} | \mu_i, z_i, d_i) = \rho E(v_{it} | z_i, d_{it}) \quad (3.14)$$

⁴⁷ Takođe, u modelima izbora i Tobit modelima za uporedne podatke najčešće se koriste npr. testovi pristrasnosti koje su razvili Melino (1982), Newey (1985), Vella (1992) i dr.

mogu da se testiraju dodavanjem članova sledećem “proširenom” modelu:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \mu_i + \rho E(v_{it}|z_i, d_{it}) + \xi_{it}, t=1, \dots, T. \quad (3.15)$$

Model (3.15) se ocenjuje FE-2SLS metodom uz polaznu pretpostavku o slučajnoj grešci $\xi_{it} : E(\xi_{it} | \mu_i, z_i, d_i) = 0$. Test pristrasnosti se zatim sprovodi testiranjem $H_0: \rho = 0$ u modelu (3.15). Procedura testiranja se odvija u sledeća tri koraka (Semykina i Wooldridge 2010):

1. Za svaki vremenski period t ocenjuje se posebna jednačina izbora (selekcije) podataka u formi standardnog probit modela:

$$d_{it} = \mathbb{1}[z'_{it}\lambda + \bar{z}_i\gamma + u_{it} > 0], \quad (3.16)$$

gde z'_{it} uključuje jedinicu kao prvi element, a $v_{it} \sim N(0, 1 + \sigma_a)$. Individualni efekti su

$$\mu_i = \bar{z}_i\gamma + a_i, \text{ a } \bar{z}_i \text{ je definisano sa } \bar{z}_i \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T z_{it}, \text{ tako da se slučajna greška } u_{it} \text{ u}$$

probit modelu (3.16) daje izrazom $u_{it} = a_i + v_{it}$. Ocene probit modela se zatim koriste kako bi se generisala nova promenljiva $\hat{\theta}_{it} \equiv \theta(z'_{it}\hat{\lambda}_t^a + \bar{z}_i\hat{\gamma}_t^a)$.

2. Metodom FE-2SLS se ocenjuje sledeća jednačina:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \mu_i + \rho\hat{\theta}_{it} + \xi_{it}, \quad (3.17)$$

na cenzurisanom uzorku opservacija za koje je $d_{it}=1$. Promenljive $\tilde{z}_{it}$ (koje uključuju objašnjavajuće promenljive probit modela) i $\hat{\theta}_{it}$ se koriste kao instrumenti za x'_{it} u dvostepenoj proceduri ocenjivanja, pri čemu važi striktan uslov da je $\tilde{z}_{it} \subset z_{it}$, što, drugim rečima, znači da je podskup instrumentalnih promenljivih $\tilde{z}_{it}$ najmanje reda $(1 \times K)$ kako bi bio zadovoljen uslov identifikacije. Ovim uslovom je obezbeđeno da se napravi razlika između skupa egzogenih promenljivih koje su dobri instrumenti za x'_{it} u slučaju odsustva pristrasnosti od skupa egzogenih promenljivih koje se koriste da bi se predvidela pristrasnost usled neslučajnog izbora

podataka. Takođe, u specifikaciji modela (3.17) se dozvoljava prisustvo članova interakcije $\hat{\theta}_{it}$ sa veštačkim promenljivim za vreme kako bi se mogli pratiti efekti pristrasnosti usled neslučajnog izbora jedinica posmatranja u različitim vremenskim tačkama, $t=1,...,T$.

3. t -testom se ispituje značajnost parametra ρ uz promenljivu $\hat{\theta}_{it}$ u modelu (3.17), tj. testira se $H_0: \rho = 0$, odnosno Wald-ovim testom se ispituje združena značajnost za svih t parametara, $t=1,...,T$, ili $H_0: \rho_1 = ... = \rho_T = 0$. Primena ovog testa ne zahteva da se standardne greške ocena parametara u modelu (3.17) koriguju rezultatima ocenjivanja probit modela, ali podrazumeva da su one robustne u uslovima postojanja autokorelacije i heteroskedastičnosti.⁴⁸

⁴⁸ U suprotnom, kao i kod prethodnog postupka testiranja pristrasnosti usled neslučajnog izbora, predlaže se procedura čijom primenom se dobijaju robusne standardne greške (videti Wooldridge 1995: str. 131-132).

4. EKONOMSKI MODELI FUNKCIJE ZARADA

U ovom poglavlju doktorske disertacije će biti izloženi ekonomski modeli zarada koje ćemo koristiti u empirijskom modeliranju zaradama (Mincer 1974), sa ciljem utvrđivanja rodni razlika, kao i višestrukog izbora zaposlenja (Shishko i Rostker 1976). Stoga je na početku korisno da definišemo osnovne pojmove analize ponude rada na način na koji su oni definisani u klasičnim udžbenicima iz ekonomije rada (videti npr. Borjas 2008).

Standardni koncept ponude rada posmatra ovaj ekonomski fenomen u kontekstu statičke analize (Borjas 2008). Prema ovom konceptu ponuda rada se posmatra u neoklasičnom modelu izbora između rada i dokolice (en. *neoclassical model of labour-leisure choice*). Preciznije rečeno, svaki pojedinac se nalazi pred izborom da maksimizira svoju funkciju korisnosti, koja odražava nivo željene potrošnje dobara i dokolice, pri datom skupu budžetskih ograničenja. Skup budžetskih ograničenja čine ukupan dohodak i raspoloživo vreme, pri čemu se ukupan dohodak deli na deo dohotka od rada (tj. zaradu) koji zavisi od broja časova rada i na deo neradnog dohotka (npr. dohodak od kapitala, nasleđe, dobici od igara na sreću i tome slično) koji ne zavisi od broja časova rada. U središtu modela izbora između rada i dokolice se nalazi pojedinac koji je zaposlen. Analiza koja proizlazi iz ovog modela se zasniva na pretpostavci da racionalni pojedinac prilikom svog izbora između potrošnje dokolice i potrošnje ostalih dobara proizvodi efekat dohotka i efekat supstitucije. Između ova dva efekta ne postoji balans, a u zavisnosti od toga koji od njih preteže dolazi do povećanja ili do smanjenja ponude rada. Polazeći od pretpostavke da je dokolica normalno dobro, što znači da, pri konstantnoj ceni ostalih dobara, sa porastom dohotka dolazi do porasta potražnje za dokolicom, Borjas (2008) objašnjava da se efekat dohotka javlja kada raste dohodak koji ne vodi poreklo od rada, tako da, pri konstantnom povećanju stope zarada, pojedinac bira da smanji broj časova rada da bi više uživao u dokolici. Nasuprot tome, efekat supstitucije nastaje onda kada povećanje stope zarada, pod uslovom da je realni dohodak konstantan, dovodi do povećanja broja časova rada, što se, zatim, odražava na smanjenje potražnje za dokolicom, čija cena raste sa porastom dohotka (od rada). Ova dva efekta proizvode dvojnu relaciju između povećanja stope zarada i broja časova rada

(Borjas 2008). S jedne strane, povećanje stope zarada pozitivno utiče na broj časova rada samo ukoliko efekat supstitucije dominira nad efektom dohotka, povećavajući ponudu rada. S druge strane, povećanje stope zarada negativno utiče na broj časova rada ukoliko važi obrnuto, tj. kada efekat dohotka dominira nad efektom supstitucije, čime se povećava potražnja za dokolicom i smanjuje ponuda rada.

Od posebnog interesa za analizu razlika u zaradama muškaraca i žena jeste definisanje relacije između tržišne i rezervacione zarade, koja utiče na izbor žena da rade, time što “žrtvuju” deo vremena, koji bi inače bio potrošen na dokolicu odnosno na rad u domaćinstvu, zarad plaćenog posla koji im omogućava sticanje dohotka kojim se mogu kupiti i druga dobra. Teorijske postavke ekonomskih modela ponude rada žena i prve empirijske rezultate su dali Mincer (1962a), Gronau (1974) i Heckman (1974). Odluka žena da rade zavisi od mnoštva faktora, kao što ćemo kasnije videti, a osnovni izbor potiče od odnosa između tržišne i rezervacione zarade, s tim, da će žena doneti pozitivnu odluku samo pod uslovom da je taj odnos veći od jedinice, tj. da tržišna zarada ili zarada koju je poslodavac spreman da plati preteže nad željenom ili rezervacionom zaradom. Gore izložena teorija o odnosu između povećanja stope zarada i broja časova rada dovodi do zaključka da će pojedinci sa većim zaradama biti skloniji ka tome da se opredele da rade, što *implicit*e dovodi do porasta ponude određene kategorije rada i može da se odrazi na neprecizno merenje stvarnog jaza u zaradama muškaraca i žena. Ukoliko u središte pažnje stavimo ponudu rada žena, jednostavno se može zaključiti da je povećanje stope zarada žena vodilo ka porastu učešća žena u radnoj snazi, a time i do toga da je efekat supstitucije dominantniji od efekta dohotka.

Neophodno je, takođe, osvrnuti se na ukupnu ponudu rada i na značaj koji je imalo formiranje ponude rada žena u socijalističkoj Jugoslaviji, kao i u Srbiji, i uporediti je sa ostalim socijalističkim zemljama tadašnje Evrope i bivšeg Sovjetskog Saveza. Zajednička nit koja povezuje sve te zemlje jeste da su žene u socijalizmu bile “bodrene” da se aktivno uključe u radnu snagu, ne samo zbog ideoloških razloga, već i zbog činjenice da je tim zemljama bila potrebna radna snaga zbog intenzivne industrijalizacije (Brainerd 2000). Međutim, stope učešća žena u ženskoj radnoj snazi u socijalističkoj Jugoslaviji nisu bile toliko visoke kao u ostalim socijalističkim zemljama.

Moglo bi se čak reći da su žene u socijalističkoj Jugoslaviji imale mogućnost slobodnog izbora, kada je reč o radnom angažovanju, što je imalo i svoje ustavno utemeljenje, budući da im je bila garantovana društvena i ekonomska jednakost sa muškarcima, jednaka nagrada za jednak rad, kao i zaštita prava i institucionalna podrška kada su želele da se ostvare kao majke (Petrin i Humphries 1980). U jeku intenzivne industrijalizacije i masovnog uključivanja ruralne populacije u radnu snagu, stope učešća muškaraca su iznosile oko tri petine, a žena tek nešto ispod jedne trećine (Petrin i Humphries 1980). Kasniji razvoj zemlje i priliv obrazovane radne snage, a naročito žena, na tržište rada, doveli su do rasta stopa učešća u stanovništvu radnog uzrasta kod obe demografske grupe, tako da je u Srbiji, krajem 1990-ih godina, stopa učešća ženske radne snage iznosila blizu tri petine, a muškaraca nešto više od dve trećine (Krstić i Reilly 2000). S druge strane, stope učešća ženske radne snage u većini preostalih post-socijalističkih zemalja iznosile su oko četiri petine (Brainerd 2000). Danas su stope učešća radne snage među post-socijalističkim zemljama, od kojih su većina već članice ili su kandidati za članstvo u EU, daleko neujednačenije i odražavaju nivo dostignutog razvoja, institucionalne preduslove, društvene norme i brojne druge ekonomske i socijalne faktore.

Izloženi koncept, dakle, omogućava da se razviju ekonomski modeli na osnovu kojih će se dobiti odgovor na pitanje koji faktori određuju da li će dati pojedinac da se aktivno uključi u tržište rada, i ako hoće, kakav će biti njegov izbor u pogledu broja časova rada, što direktno utiče na obim ponude rada. Alokacija ukupnog raspoloživog vremena pojedinca između rada i svih drugih aktivnosti, koje pored vremena utrošenog na zadovoljenje egzistencijalnih potreba i na dokolicu, uključuje i druge oblike potrošnje, već dugo zaokuplja pažnju ekonomista. Vredan teorijski doprinos o produktivnoj potrošnji, koja se zasniva na vremenu predviđenom za obavljanje svih ostalih neradnih aktivnosti, dao je Becker (1965). Becker-ova teorija alokacije ukupnog vremena pojedinca neće biti šire analizirana u doktorskoj disertaciji, izuzev u onom segmentu koji se odnosi na izbor između povećanja ukupnog broja časova rada kroz izbor dodatnog zaposlenja a na uštrb smanjenja vremena koje bi bilo potrošeno na dokolicu. Naime, prema standardnoj teoriji o izboru dodatnog zaposlenja, zaposleni pojedinac koji želi da radi više časova na osnovnom poslu, ali mu to nije omogućeno zbog ograničenog

ukupnog broja časova rada, bira dodatni posao ako stopa zarada koju ostvaruje na dodatnom poslu prevazilazi stopu rezervacione zarade pri kojoj se opredeljuje za dodatni posao, odnosno njegov interes za dodatnim poslom postoji sve dok stopa zarada na tom poslu prevazilazi marginalnu stopu supstitucije između dohotka i dokolice (Shishko i Rostker 1976).

4.1 Klasični modeli vrednovanja ljudskog kapitala

4.1.1 Ulaganje u ljudski kapital – teorijski pristup

Teorijski okvir za definisanje funkcije zarada zasnovane na vrednovanju ljudskog kapitala (en. *human capital earnings function*) je postavio Mincer (1958, 1974). Međutim, pre nego što je definisana **Mincer-ova funkcija zarada**, koja je našla svoje mesto u brojnim empirijskim studijama o ponudi radne snage, teorijska rasprava, kojoj su značajan doprinos u ekonomskoj literaturi, pored Mincer-a (1958), dali Becker (1962) i Ben-Porath (1967), vođena je oko razvijanja formalnog modela ulaganja u ljudski kapital. Mincer-ov pristup o zasnivanju funkcije zarada na vrednovanju ljudskog kapitala ima svoje ishodište u teoriji raspodele dohotka pojedinca (en. *the theory of personal income distribution*).

Pri razvijanju svog modela, Mincer (1958) se rukovodio činjenicom da stečena znanja, ne samo tokom formalnog obrazovanja, već i kasnije kroz različite vidove obuka, kao i tokom procesa rada, unapređuju individualnu produktivnost i čine da se zarade razlikuju među pojedincima, doprinoseći većoj ili manjoj nejednakosti u zaradama. Postavio je jednostavan model koji podrazumeva da se ulaganje u ljudski kapital odvija kroz procese sticanja znanja među potencijalnim učesnicima u radnoj snazi i da svi pojedinci imaju jednake sposobnosti i iste šanse da izaberu određeno zanimanje. Budući da vreme provedeno u sticanju znanja tokom školovanja odlaže početak zaposlenja, čime se smanjuje i ukupan vremenski period primanja budućih zarada, sadašnja vrednost zarada koju bi primao neki pojedinac tokom svog radnog veka mora da se svede na vreme koje teče od trenutka njegove odluke da se uključi u proces sticanja određenog zanimanja. Mincer (1958) je ovim svojim radom postavio osnove koncepta “profil godine starosti-

zarada” (en. *age-earnings profile*), koji oslikava putanju zarada tokom radnog veka pojedinaca, a ovaj koncept ćemo koristiti u nastavku ovog poglavlja da bismo objasnili funkciju zarada.

Na primer, pokazalo se da je u post-socijalističkim zemljama Evrope porast nejednakosti u zaradama s kraja 1980-ih i s početka 1990-ih godina, odnosno na početku perioda ekonomske tranzicije, značajno uticao na povećanje nejednakosti raspodele ukupnog dohotka pojedinca (Milanovic 1999). K tome, značajan porast stopa prinosa na komponente ljudskog kapitala, kasnije, tokom perioda ekonomske tranzicije, učinio je da se raspodele zarada među učesnicima u radnoj snazi veoma razlikuju (Orazem i Vodopivec 1997; Münich et al. 2005).⁴⁹

Becker (1962) proširuje klasični model ulaganja u ljudski kapital, podrazumevajući pod ljudskim kapitalom, ne samo rezultate ulaganja u formalno obrazovanje i znanje stečeno na radnom mestu kroz obavljanje radnih zadataka i pohađanje obuka, već i u druge vrste znanja, kao što su informacije, zdravlje i moral, ili u ona znanja koja se postižu zahvaljujući migracijama (tj. zahvaljujući geografskoj mobilnosti radne snage). Ulaganje u ljudski kapital, prema Becker-u (1962), definiše se kao skup aktivnosti koje utiču na budući tok realnog dohotka⁵⁰ pojedinaca kroz unapređenje njihovih resursa. Stoga, svoj teorijski model ulaganja u ljudski kapital, Becker (1962) zasniva na pretpostavci da svaki pojedinac koji se uključuje u proces obrazovanja trenutno vrednuje zarade manje, nazivajući ih troškovima ulaganja, ali očekuje veće zarade u budućnosti, nazivajući ih prinosima na ulaganja, a ono što povezuje te dve veličine se naziva internom stopom prinosa. Takođe, kao što je istaknuto na početku ovog pasusa, i Becker pravi razliku između formalnog obrazovanja i obrazovanja koje se stiče obukama nakon završetka procesa formalnog obrazovanja, a što se može izjednačiti sa neformalnim vidovima obrazovanja, ali, pri tome, razlikuje dva načina sticanja neformalnog obrazovanja. Prvi, putem pohađanja specifičnih vidova obuka, stiče se kod

⁴⁹ O načinu određivanja i kontroli raspodele zarada u socijalističkoj Jugoslaviji videti u Vodopivec (1993).

⁵⁰ Pod pojmom realni dohodak, autor podrazumeva realni dohodak od rada. U nastavku izlaganja u ovom poglavlju, pod pojmom dohodak će se uglavnom podrazumevati dohodak od rada, ukoliko nije drugačije navedeno, i koristiće se naizmenično sa pojmom zarada. U poglavlju 7, precizno će se definisati promenljive veličine koje će biti korišćene za empirijsku analizu.

određenog poslodavca, a tako stečena znanja najčešće nisu prenosiva na poslove kod drugih poslodavaca. Drugi, putem pohađanja opštih kurseva, omogućuje sticanje prenosivih znanja koja mogu da se koriste i kod drugih poslodavaca. Ove teorijske analize su potkrepljene brojnim primerima u praksi, a danas su zastupljene kako u individualnim politikama ulaganja u obuke zaposlenih tako i u aktivnim politikama na tržištu rada kroz kreiranje obuka namenjenih učesnicima koji aktivno traže posao. Dakle, u centru pažnje oba, i Mincer-ovog (1958) i Becker-ovog (1962) pristupa, nalaze se “zanimanja,” kao ekvivalent složenosti procesa i nivoa dostignutog obrazovanja.

U Ben-Porath-ovom (1967) pristupu o teoriji ulaganja u ljudski kapital, središnju pažnju zauzima klasična Cobb-Douglas-ova proizvodna funkcija. Njegov model proizvodne funkcije ljudskog kapitala služi za merenje toka proizvodnje ili za kreiranje ljudskog kapitala koji je rezultat kombinovanja neophodnih inputa kupljenih po određenoj ceni, uloženog vremena i količine već postojećeg ljudskog kapitala uložene u proizvodnju. Trošak ulaganja u proizvodnju ljudskog kapitala, dakle, predstavlja razliku između ukupne količine usluga koju dati pojedinac može da ponudi na tržištu po određenoj ceni i raspoloživih zarada koje predstavljaju deo tekućih zarada kojima mogu da se kupe potrošna dobra ili druga sredstva koja nisu deo ljudskih resursa. Pri definisanju ovog modela, koji predstavlja korak dalje u odnosu na koncept ulaganja u ljudski kapital koji su razvili Mincer (1958) i Becker (1962), Ben-Porath (1967) se rukovodi time da svaki pojedinac ima za cilj da maksimizira sadašnju vrednost zarada koje bi primao tokom radnog veka. Ovaj pristup podrazumeva da su ulaganja u kreiranje sopstvenog ljudskog kapitala najveća u mladosti i da neprekidno opadaju tokom životnog ciklusa, tokom kojeg se odvija i apresijacija stoka ljudskog kapitala, tako da u trenutku odlaska u penziju ili u trenutku donošenja odluke o trajnom isključenju iz radne snage vrednost ljudskog kapitala opada na nulu. Isto tako, to znači da su ostvarene zarade niže u prvim godinama životnog ciklusa i da rastu po opadajućoj stopi, kako se prinosi na ulaganja realizuju, i smanjuje vrednost uložene investicije.

4.1.2 Funkcija zarada zasnovana na vrednovanju ljudskog kapitala

Mincer (1974) je tek kasnije postavio formalan model funkcije zarada koja se zasniva na vrednovanju ljudskog kapitala i svoju teoriju empirijski testirao ocenjivanjem nekoliko ekonometrijskih specifikacija. Njegov model je, u osnovi, imao za cilj da postavi jednostavnu relaciju između posmatranih zarada, obrazovanja⁵¹ i radnog iskustva. Pretpostavke na kojima počiva ovaj model su da je ulaganje u ljudski kapital, iskazano godinama provedenim u sticanju određenog nivoa obrazovanja, konstantno, kao i da ulaganje u ljudski kapital nakon završetka školovanja linearno opada tokom životnog ciklusa, što ukazuje na konkavan oblik funkcije zarada i radnog iskustva.⁵² Iz ove poslednje pretpostavke proizlaze osnove koncepta “profil radno iskustvo-zarada” (en. *experience-earnings profile*) koji konkavan oblik raspodele zarada tokom životnog ciklusa tumači smanjenjem stope ulaganja u ljudski kapital, pri čemu ova stopa predstavlja odnos investicija i potencijalnih zarada. Radno iskustvo zauzima, dakle, značajno mesto u funkciji zarada, pošto objašnjava proces ulaganja u ljudski kapital koji se odvija nakon završetka formalnog obrazovanja (ili prema izvornoj Mincer-ovoj terminologiji: en. *on-the-job training*). Stoga je o načinu merenja ove promenljive u funkciji zarada često diskutovano. Mincer (1974: str. 84) je prvobitno uključio radno iskustvo u funkciju zarada dodavanjem linearnog i kvadratnog člana, ali je definisao i alternativnu meru “potencijalno radno iskustvo,” koje odražava razliku između trenutnog broja godina starosti određenog pojedinca, vremena provedenog u školi i broja godina koje je pojedinac imao na početku svog školovanja. Međutim, empirijske studije su pokazale da ovako iskazano radno iskustvo ne predstavlja približnu meru stvarnog broja godina radnog iskustva, naročito u populaciji ženske radne snage (Knight i Sabot 1981). Stoga su Buchinsky (1998b), a takođe i drugi autori, na primer, Lambert (1993) i Martins (2001), koristili modifikovanu meru radnog iskustva koja izražava korekciju ukupnog broja godina radnog iskustva za prisustvo određenog broja dece u porodici, u specifikovanju empirijske funkcije zarada žena. Međutim, u svom ranijem

⁵¹ U osnovi interpretacije koeficijenta uz promenljivu godine obrazovanja, kao prinosa na obrazovanje, u Mincer-ovoj funkciji zarada, nalazi se teorijski rezultat koji su Becker i Chiswick objavili u svom radu 1966. godine, a zatim je korišćen i u Mincer-ovom radu 1974. godine (citirano prema Heckman et al. 2006: str. 311).

⁵² Model kojim se iskazuje linearna veza samo između zarada i vremena provedenog u sticanju formalnog obrazovanja se naziva primitivnom funkcijom zarada (Mincer 1974: str. 11).

radu, Mincer (1962b: str. 67) se osvrnuo na problem razlika u ulaganju u ljudski kapital između muškaraca i žena, nakon završetka formalnog obrazovanja, ističući da “iako troškovi formalnog obrazovanja nisu mnogo manji za žene nego za muškarce, ulaganja u obuke po završetku formalnog obrazovanja su veoma mala [...] u svetlu teorije investicija [...] prosečna žena [u SAD-u] očekuje da će provesti manje od polovine svog radnog veka aktivno se angažujući u radnoj snazi [zbog odgajanja dece]” [prevod autora]. Stoga, može da se zaključi da je i sam Mincer imao u vidu razlike koje radno iskustvo potencijalno može da ima na formiranje oblika raspodele zarada muškaraca i žena i da je to kasnije prepoznato kao problem u empirijskom modeliranju zarada i kod drugih autora. Kasnije studije o tome, kako tržište rada vrednuje komponente ljudskog kapitala tokom perioda ekonomske tranzicije u zemljama bivšeg Sovjetskog Saveza, kao i u zemljama bivše Jugoslavije, neki su od zapaženih primera (Orazem i Vodopivec 1995, 1997; Nesterova i Sabirianova 1999 i dr.). Takođe, ovom pitanju je posvećena velika pažnja i u ekonomijama razvijenih zemalja, naročito pri izučavanju odnosa koji ukazuju na to kako tržište rada vrednuje karakteristike pripadnika različitih demografskih grupa ili zaposlenih u javnom i privatnom sektoru (Swaffield 2000; Laroche i Mérette 2000; Disney 2007 i dr.), kao i kako se u preduzećima određuju zarade na različitim hijerarhijskim nivoima i kolika se pažnja posvećuje promociji i napredovanju (Grund 2005).

Mincer-ova (1974: str. 9-23 i str. 83-89) funkcija zarada zasnovana na vrednovanju ljudskog kapitala može da se izvede u nekoliko koraka. Pođimo od pretpostavke da je zarada $y_{i,0}$ koju dati pojedinac i , $i=1,\dots,N$, može da ostvari na tržištu tokom prve godine radnog iskustva, $j=0$, jednaka razlici između potencijalne zarade koju bi imao nakon završetka s godina formalnog obrazovanja i investicija uložених u ljudski kapital, tj. $y_{i,0} = y_{i,s} - C_{i,0}$, pri čemu važi $y_{i,s}(=E_{i,s})$.⁵³ Takođe, pretpostavimo dalje da isti pojedinac nastavlja da investira u svoj razvoj, tokom perioda $t-1$, a nakon završetka formalnog obrazovanja, k -ti udeo svoje potencijalne zarade, koja će mu donositi

⁵³ Prema izvornoj Mincer-ovoj terminologiji y_i i E_i su neto (ili posmatrana) i bruto (ili potencijalna) zarada datog pojedinca i , respektivno. Pri tome, neto zarada predstavlja zaradu koja mu preostane kada se od bruto (ili potencijalne) zarade odbiju troškovi ulaganja, odnosno deo potencijalne zarade uložene u razvoj ljudskog kapitala nakon završetka formalnog obrazovanja.

povraćaj uložениh investicija po stopi r , njegova potencijalna zarada u svakom narednom periodu, počevši od godine $t(=1)+1$, iznosila bi:

$$E_{i,2} = E_{i,1}(1 + r_1 k_1), \quad (4.1)$$

pri čemu je $k_1 = C_{i,1} / E_{i,1}$, ili odnos između investicija i potencijalne zarade, koji Mincer (1974: str. 19) naziva “ekvivalentom za utrošeno vreme,” ili frakcijom vremena koje je utrošeno na razvijanje nečijeg ljudskog kapitala. Mincer je ovaj odnos uveo u sistem matematičkih formula iz praktičnih razloga, pre svega, zato što se u empirijskim studijama veoma retko raspolaže podacima o visini investicija uložениh u ljudski kapital izraženim u monetarnim jedinicama, te se umesto njih koristi broj godina radnog iskustva. Rekurzivno, ponavljajući istu operaciju za svaku godinu investiranja, izraz (4.1) postaje:

$$E_{i,t} = E_{i,0} \prod_{j=0}^{t-1} (1 + r_j k_j), \quad (4.2)$$

što, zatim, u logaritamskoj formi postaje:

$$\ln E_{i,t} = \ln E_{i,0} + \sum_{j=0}^{t-1} \ln(1 + r_j k_j), \quad (4.3)$$

a zbog $\ln(1)=0$ i pretpostavke da je ceo član $\ln(1 + r_j k_j) \approx r_j k_j$, kada je r_j malo i ako je $k_j \leq 1$, gornji izraz se svodi na:

$$\ln E_{i,t} = \ln E_{i,0} + \sum_{j=0}^{t-1} r_j k_j. \quad (4.4)$$

Pošto je, kao što smo na početku prepostavili, $y_{i,t} = y_{i,s} - C_{i,t}$, pri čemu važi da je $y_{i,s} (= E_{i,s} = E_{i,t})$, tokom posmatranog vremenskog perioda t , $y_{i,t}$ postaje $y_{i,t} = E_{i,t} - k_t E_{i,t} = E_{i,t}(1 - k_t)$, tako da se ceo izraz (4.4) svodi na:

$$\ln y_{i,t} = \ln E_{i,0} + \sum_{j=0}^{t-1} r_j k_j + \ln(1 - k_t). \quad (4.5)$$

Mincer (1974) uvodi i dodatne pretpostavke da bi se razlikovalo vreme ulaganja u ljudski kapital tokom formalnog obrazovanja od vremena ulaganja koje nastaje nakon završetka formalnog obrazovanja, a tokom kojeg, prema teoriji o optimalnoj alokaciji investicija u ljudski kapital (Ben-Porath 1967), investicije linearno opadaju: (i) $k_t = 1$ tokom s godina školovanja, (ii) stopa prinosa $r_j = r$ je konstantna za sve nivoe uložених investicija tokom perioda t , (iii) $K_t = \sum_{j=0}^{t-1} k_j$ je akumulirano vreme utrošeno u razvoj ljudskog kapitala nakon završetka formalnog obrazovanja, a pre isteka godine t . U narednom koraku imamo:

$$\ln y_{i,t} = \ln E_{i,0} + r_s s + r_p \sum_{j=0}^{t-1} k_j + \ln(1 - k_t), \quad (4.6)$$

odnosno,

$$\ln E_{i,t} = \ln E_{i,0} + r_s s + r_p K_t, \quad (4.7)$$

gde su, respektivno, r_s i r_p stope prinosa na ulaganje u formalno obrazovanje i na ulaganje u razvoj ljudskog kapitala nakon završetka formalnog obrazovanja, posmatrano u odnosu na potencijalne zarade. Poslednji član u izrazu (4.6) nestaje zbog uslova da je $k_t = 1$.

U cilju uspostavljanja matematičke relacije između potencijalnih zarada i radnog iskustva u funkciji zarada, Mincer (1974) je uveo četiri teorijska tipa investicionih profila vezano za ulaganje u ljudski kapital nakon završetka formalnog obrazovanja. Prva dva investiciona profila polaze od pretpostavke da ulaganje u ljudski kapital, izraženo u monetarnim jedinicama, opada linearno, odnosno eksponencijalno, kako se povećava broj godina radnog iskustva, a ovako specifikovanoj vezi između potencijalnih zarada i radnog iskustva odgovara aritmetička funkcija zarada. Druga dva investiciona profila se, s druge strane, zasnivaju na pretpostavkama da odnos između uložених investicija i potencijalne zarade (ili, kao što je gore navedeno, “ekvivalent za utrošeno vreme”) opada linearno, odnosno eksponencijalno, čime funkcija zarada ima formu logaritamske funkcije. U empirijskim specifikacijama, najčešće se koristi logaritamska funkcija zarada, a najveću primenu je našao investicioni profil kojim se uvodi pretpostavka da se ulaganje u ljudski kapital linearno smanjuje tokom vremena. Stoga je odnos između uložених investicija i potencijalne zarade, k_t , kao što sledi:

$$k_t = k_0 - \frac{k_0}{T} t, \quad (4.8)$$

gde je k_0 odnos investicija i potencijalne zarade u prvoj godini radnog iskustva, $j=0$, a T je poslednja godina radnog iskustva ili ukupan period investiranja u kojem je vrednost investicija pozitivna.

Logaritamska funkcija potencijalnih zarada, koju smo sveli na izraz (4.7), može da se prikaže na sledeći način:

$$\ln E_{i,t} = \ln E_{i,0} + r_s s + r_p \int_0^t k_j d_j, \quad (4.9)$$

zbog uslova o monotonom opadanju ulaganja u ljudski kapital u periodu nakon završetka formalnog obrazovanja. Rešenjem integrala u izrazu (4.9):

$$r_p \int_0^t k_j d_j = r_p \int_0^t (k_0 - \frac{k_0}{T} t) d_j = r_p (k_0 - \frac{k_0}{T} t) \Big|_0^t = r_p (k_0 t - \frac{k_0}{2T} t^2), \quad (4.10)$$

logaritamska funkcija potencijalnih zarada postaje:

$$\ln E_{i,t} = \ln E_{i,0} + r_s s + r_p k_0 t - \frac{r_p k_0}{2T} t^2, \quad (4.11)$$

koja može da se transformiše u sledeći izraz:

$$\ln y_{i,t} = \ln E_{i,0} + r_s s + r_p k_0 t - \frac{r_p k_0}{2T} t^2 + \ln(1 - k_t), \quad (4.12)$$

gde je $\ln y_{i,t}$ logaritam posmatranih ili, prema Mincer-ovoj terminologiji, neto zarada koje smo dobili nakon odbitka troškova ulaganja, odnosno nakon odbitka dela potencijalne zarade koju bi dati pojedinac ostvarivao tokom perioda koji sledi posle završetka formalnog obrazovanja, tj. $y_{i,t} = E_{i,t}(1 - k_t)$. Zamenom izraza (4.8) u jednačinu (4.12) dobija se:

$$\ln y_{i,t} = \ln E_{i,0} + r_s s + r_p k_0 t - \frac{r_p k_0}{2T} t^2 + \ln(1 - k_0 + \frac{k_0}{T} t). \quad (4.13)$$

Pri svođenju izraza (4.13) na teorijsku funkciju zarada koja se koristi u empirijskom modeliranju, Mincer (1974) je koristio Tejlorov razvoj da bi dobio aproksimaciju drugog reda za poslednji član izraza koji ima oblik nelinearne funkcije (Dabčević et al. 1987). Primenom ove aproksimacije i reparametarizacijom članova jednačine dobija se standardni model koji može da se ocenjuje ekonometrijskim metodima:

$$\ln y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i,t} + \beta_2 x_{2i,t} + \beta_3 x_{2i,t}^2 + \varepsilon_{i,t}, \quad (4.14)$$

gde su promenljive $y_{i,t}$, $x_{1i,t}$, $x_{2i,t}$ i $x_{2i,t}^2$, redom, posmatrane zarade i -tog pojedinca u vremenskom periodu t , broj godina školovanja, broj godina radnog iskustva i broj godina radnog iskustva na kvadrat, dok je $\varepsilon_{i,t}$ slučajna greška za koju se pretpostavlja da je: $\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Parametri u jednačini (4.14) su definisani na sledeći način:

$$\beta_0 = \ln E_{i,0} - k_0(1 + \frac{k_0}{2}), \beta_1 = r_s, \beta_2 = r_p k_0 + \frac{k_0}{T}(1 + k_0), \beta_3 = -\frac{r_p k_0}{2T} - \frac{k_0^2}{2T^2}. \text{ Izraz (4.14)}$$

se naziva standardnom Mincer-ovom jednačinom zarada, čija raspodela se formira pod uticajem osnovnih komponenti ljudskog kapitala, a to su obrazovanje i radno iskustvo.

4.1.3 Proširena funkcija zarada

U empirijskom modeliranju zarada u poglavlju 7 će se koristiti proširena funkcija zarada. Ova funkcija, pored determinanti koje objašnjavaju prinose na ljudski kapital, uključuje i druge objašnjavajuće faktore, kao što su npr. karakteristike radnog mesta, demografske karakteristike pojedinaca i faktori koji opisuju porodičnu situaciju, uključujući i izvore ukupnog dohotka, zatim geografski faktori i tome slično. Proširena funkcija zarada će se u nastavku izlaganja naizmenično nazivati funkcijom ili jednačinom zarada. Dodavanjem ovih objašnjavajućih promenljivih, označimo ih sa $\{x_{mi,t}\}$, $m=1, \dots, M$, $i=1, \dots, N$, $t=1, \dots, T$, sa pripadajućim vektorom nepoznatih parametara β_m koji mere efekte tih promenljivih na zaradu, u izraz (4.14), dobija se sledeća jednačina:

$$\ln y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i,t} + \beta_2 x_{2i,t} + \beta_3 x_{2i,t}^2 + \sum_{m=1}^M \beta_m x_{mi,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (4.15)$$

Takođe, Mincer (1974) u svoj teorijski model nije uključio ni časove rada. Međutim, u empirijskom modeliranju funkcija zarada za potrebe analize koja će biti prikazana u poglavlju 7, umesto zarada u nominalnom izrazu će se koristiti stopa zarada, iskazana u prirodnim logaritmima, koja izražava odnos zarada i broja časova rada (bilo na osnovnom ili na dodatnom poslu).

Na kraju ovog izlaganja o korišćenju determinanti ljudskog kapitala u objašnjenju kretanja zarada tokom životnog ciklusa, treba istaći da je Mincer-ov pristup, u skorije vreme, pobudio polemiku među ekonomistima o tome da li je standardna funkcija zarada i dalje robustna specifikacija, imajući u vidu da rezultati nekih skorašnjih empirijskih studija ukazuju na to da u novom ekonomskom okruženju standardna Mincer-ova jednačina ne može celovito da “uhvati” kretanje zarada datog pojedinca (Heckman et al. 2006; Lemieux 2006; Andini 2010). Tako, na primer, Heckman et al. (2006: str. 314) u svojoj analizi polaze od premise da “[Mincer-ov] model nije više validan vodič za precizno ocenjivanje stope prinosa na obrazovanje, ali da Mincer-ova vizija o korišćenju ekonomije u objašnjenju podataka o kretanju zaradama i dalje ostaje validna” [prevod autora]. Umesto da se logaritamska funkcija zarada posmatra kroz linearnu vezu sa brojem godina obrazovanja, Heckman et al. (2006) se zalažu za to da je ispravniji način dozvoliti nelinearnost ove veze kroz uključivanje nivoa obrazovanja u funkciju zarada. Na taj način, kao što Heckman et al. (2006) tvrde, može da se otkloni sumnja o interpretaciji ocenjenog koeficijenta uz godine obrazovanja kao o stopi prinosa na obrazovanje, umesto kao o stopi rasta zarada. Međutim, izvorna Mincer-ova funkcija zarada zasnovana na ulaganju u ljudski kapital se danas, u brojnim empirijskim studijama, koristi samo kao “model za poređenje” (en. *benchmark model*), budući da složenost odnosa u društvu, u ekonomiji ili u porodici, nalaže da se u modele kojima se objašnjava kretanje zarada uključuje veliki broj objašnjavajućih promenljivih koje nisu bile predviđene standardnom Mincer-ovom funkcijom zarada. Stoga će, umesto nje, proširena Mincer-ova funkcija zarada biti korišćena u modeliranju podataka o zaradama muškaraca i žena u Srbiji.

4.2 Modeli izbora dodatnog zaposlenja

4.2.1 Funkcija ponude dodatnog rada

U dodatni rad se ubraja svaki rad koji se obavlja izvršavanjem različitih zadataka na poslovima izmeštenim sa osnovnog posla, gde se za ovaj potonji podrazumeva da je dati pojedinac zaključio ugovor o radu sa svojim poslodavcem i da prima zaradu, koju ćemo za potrebe izlaganja u ovom poglavlju nazvati osnovnom zaradom (ili zaradom od

osnovnog posla). Analogno tome, zarada koju neko prima obavljajući jedan ili više dodatnih poslova se može nazvati dodatnom zaradom (ili zaradom od dodatnog posla). ‘Zakon o radu’ u Srbiji prepoznaje kategoriju dopunskog rada, koji se u smislu člana 202 ovog zakona definiše kao pravo zaposlenog sa punim radnim vremenom da “[...] može da zaključi ugovor o dopunskom radu sa drugim poslodavcem, a najviše do trećine punog radnog vremena” (*Sl. gl. RS* br. 24/05, 61/05, 54/09, 32/13 i 75/14). Budući da je dopunskim radom, kao što iz prethodne rečenice proizlazi, obuhvaćeno formalno angažovanje na dopunskim poslovima, u ovoj doktorskoj disertaciji ćemo umesto dopunskog koristiti dodatni rad kao širu kategoriju, pod kojom će se podrazumevati različite vrste formalnog i neformalnog rada, za čije obavljanje se isplaćuje adekvatna naknada (u novcu). Dakle, pojam dodatnog rada, usled različitih motiva kojima se rukovode oni koji se opredeljuju za izbor dodatnog zaposlenja, u ekonomskoj literaturi se različito tumači. Tako, Shishko i Rostker (1976: str. 298) navode da se “za pojedinca koji obavlja dva ili više poslova može reći da ‘mesečari’ ili da je uključen u sekundarno tržište rada” [*prevod autora*]. Teorijska objašnjenja o izboru dodatnog zaposlenja proizlaze iz (institucionalne) segmentiranosti tržišta rada na dva bazična sektora: osnovni ili primarni i sekundarni. Pri tome, ekonomisti su se prema ovoj podeli često odnosili i kritički, objašnjavajući svoja razmišljanja time da su se primarnom sektoru pripisivale odlike bolje plaćenih, dobrih i stabilnih poslova, za razliku od ponude poslova u sekundarnom sektoru koji su bili slabije plaćeni, lošiji i nestabilni, i prema tome, nisu adekvatno vrednovali karakteristike ljudskog kapitala, pa do toga da takva teorijska objašnjenja izlaze iz okvira standardnog neoklasičnog koncepta analize tržišta rada (Wachter et al. 1974). S druge strane, u post-socijalističkim zemljama osnovni motivi za izbor dodatnog posla se vezuju za “preživljavanje” tokom perioda ekonomske tranzicije, kada se zbog gašenja društvenih (ili državnih) preduzeća ili zbog izvesnosti gubitka posla, jedan broj radnika opredeljuje za dodatni posao, i to najčešće u neformalnom sektoru (Bedi 1998; Reilly i Krstić 2003).

Da bismo objasnili **funkciju ponude dodatnog rada** (en. *moonlighting supply function*), pozovimo se ponovo na standardni koncept analize ponude rada koji se, korišćenjem matematičkih formula, može izraziti u formi neoklasičnog modela izbora između rada i dokolice (Borjas 2008). Prema teoriji racionalnog izbora, dati pojedinac

nastoji da maksimizira svoju funkciju korisnosti (u), koja se, u opštem slučaju, sastoji od potrošnje dokolice (l) i potrošnje opšteg skupa dobara (c), birajući između povećanja potrošnje jedne i smanjenja potrošnje druge grupe dobara. To nas dovodi do marginalne stope supstitucije (mrs) koja pokazuje za koliko jedinica korisnosti dati pojedinac želi da se uzdrži od potrošnje dokolice u zamenu za dodatnom potrošnjom opšteg skupa dobara, tj. $mrs = -\frac{u_l^m}{u_c^m}$, gde su u_l^m i u_c^m marginalna korisnost dokolice i marginalna

korisnost potrošnje opšteg skupa dobara, respektivno. Ukoliko se dalje pretpostavi da je stopa po kojoj se vrši supstitucija dokolice potrošnjom opšteg skupa dobara jednaka stopi zarade, tada se marginalna stopa supstitucije može izraziti sledećim odnosom:

$$y = \frac{u_l^m}{u_c^m}, \text{ gde je } y \text{ stopa zarada.}$$

Naslanjajući se na teorijska objašnjenja koja su izložena u prethodnom pasusu, Shishko i Rostker (1976) izvode funkciju ponude dodatnog rada iz uslova da je ukupan broj časova rada na osnovnom poslu ograničen. To dalje implicira da pojedinac koji želi da radi više časova na osnovnom poslu, tj. $h'_m - h_m > 0$, pri čemu je h'_m željeni a h_m stvarni broj časova rada, ali mu to nije omogućeno zbog uslova da je $h'_m = h_m$, bira dodatni posao da bi ostvario svoje ciljeve koji proizlaze iz želje za većom potrošnjom (i većim dohotkom). Drugim rečima, dati pojedinac će prihvatiti dodatni posao, ukoliko mu taj posao donosi zaradu (označimo je sa y_s) koja prevazilazi marginalnu stopu supstitucije između dohotka i dokolice, tj. ukoliko stopa zarada koju ostvaruje na dodatnom poslu prevazilazi stopu rezervacione zarade (označimo je sa y'_s) ili minimalno prihvatljive zarade. Odnos između stope zarade na osnovnom poslu (označimo je sa y_m) i dodatnom poslu može da utiče na varijacije u željenom broju časova rada. Pri tome, razlikuju se tri situacije u kojima može da se nađe dati pojedinac. Ukoliko mu je ponuđena zarada na dodatnom poslu koja je manja od zarade na osnovnom poslu, prihvatanjem dodatnog posla, dati pojedinac se opredeljuje za to da ukupno radi nekoliko časova manje od željenog broja časova rada na osnovnom poslu. Zatim, ukoliko mu je ponuđena zarada na dodatnom poslu koja je veća od zarade na osnovnom poslu, njegov izbor u pogledu ukupnog broja časova rada može da bude i veći od inicijalno željenog broja časova rada

na osnovnom poslu. I, na kraju, ukoliko nema ograničenja u pogledu broja časova rada koje je dati pojedinac spreman da provede na dodatnom poslu, njegov izbor ga može dovesti do toga da osnovni posao zameni dodatnim poslom. O ovom poslednjem izboru će biti više reči u narednoj tački.

Štaviše, zavisnosti između osnovne zarade i broja časova rada na osnovnom poslu, s jedne strane, i dodatne zarade i broja časova rada na dodatnom poslu, s druge strane, mogu da se izraze sledećim skupom relacija, pod uslovom da je dokolica superiorno dobro⁵⁴ (Shishko i Rostker 1976): (i) ako važi da je $y_m > y_s$, tada će se ponuda broja časova rada na dodatnom poslu, h_s , nedvosmisleno smanjiti bez obzira na broj časova rada, h_m , koje je moguće ostvariti na osnovnom poslu; (ii) ako važi da je $y_m = y_s$, tada će se ponuda broja časova rada na dodatnom poslu, h_s , smanjiti za isto toliko za koliko će se povećati broj časova rada na osnovnom poslu, h_m ; (iii) ako važi da je $y_m < y_s$, tada će povećanje broja časova rada na osnovnom poslu, h_m , dovesti do povećanja ponuđenog broja časova rada na dodatnom poslu, h_s .

Funkciju ponude dodatnog rada, Shishko i Rostker (1976) izvode pod pretpostavkom da ukupan broj časova rada na dodatnom poslu, h_s , zavisi od zarade koju je moguće ostvariti na tom poslu, y_s , a na čiju visinu dati pojedinac ne može da utiče. Međutim, racionalni pojedinac nastoji da maksimizira svoju funkciju korisnosti u , $\Psi(y_s | \cdot) = \max u(c, l)$, u odnosu na dati skup uslova:

$$a_0 + y_m h_m + y_s h_s - c \geq 0, \quad (4.16a)$$

$$H - h_m - h_s - l \geq 0, \quad (4.16b)$$

$$c, l, h_s \geq 0. \quad (4.16c)$$

U (4.16a) do (4.16c), l i c , predstavljaju dokolicu i potrošnju opšteg skupa dobara, kao što smo već prethodno naveli, a_0 je neradni dohodak, a je H ukupan (fiksni) broj

⁵⁴ Za neko dobro se kaže da je superiorno dobro ukoliko sa porastom dohotka, zadržavajući cene ostalih dobara u korpi konstantnim, raste potrošnja tog dobra.

časova koji je datom pojedincu na raspolaganju za rad ili za dokolicu, u jednostavnom slučaju izbora koji ovde posmatramo. Ukoliko se h_s izluči iz izraza (4.16b), te se potom zameni u (4.16a) i definiše nova jednačina, koju ćemo označiti sa Y_m , dobija se sledeća funkcija ponude dodatnog rada:⁵⁵

$$h_s = H - h_m + \frac{\frac{\partial \Psi}{\partial y_s}}{\frac{\partial \Psi}{\partial Y_m}}, \quad (4.19)$$

čiju supstituciju, možemo ponovo da izvršimo u izraz (4.16b), zbog rešenja datog u (4.18) ispod.

U narednom koraku, funkcija ponude dodatnog rada, definiše se iz ekonomskog uslova, prema kojem važi da je ponuda dodatnog rada komplementarna potražnji za dokolicom, usled negativnog predznaka uz l . Da bi se izvele osobine funkcije ponude dodatnog rada, Shishko i Rostker (1976), skupu uslova koje smo definisali izrazima od (4.16a) do (4.16c), dodaju i sledeći uslov:

$$u_l - u_c y_s \geq 0, \quad (4.16d)$$

⁵⁵ Ukoliko u izrazu (4.16a), h_s zamenimo sa $h_s (= H - h_m - l)$, koje smo izlučili iz izraza (4.16b), dobija se $a_0 + y_m h_m + y_s (H - h_m - l) - c \geq 0$. Nakon uvođenja nove promenljive Y_m , koja apsorbuje sve članove proširenog izraza, izuzev l i c , izraz (4.16a) postaje:

$$Y_m - y_s l - c \geq 0, \quad c, l \geq 0, \quad (4.17)$$

u odnosu na koji se maksimizira pojednostavljena funkcija korisnosti, $u(c, l)$, koju Shishko i Rostker (1976: str. 300) nazivaju indirektnom funkcijom korisnosti Ψ , a čiji su prvi izvodi po y_s i Y_m jednaki $-\alpha l$ i α , pri čemu je α konstanta. Funkcija ponude dodatnog rada se, zatim, može izraziti na sledeći način:

$$h_s = H - h_m - \frac{\alpha l}{\alpha} = H - h_m - l. \quad (4.18)$$

s tim da rešenje datog sistema jednačina podrazumeva da na desnoj strani izraza važi znak jednakosti sa nulom. Sistem jednačina koji čine (4.16a), (4.16b) i (4.16d) se sada rešava primenom diferencijalnog računa i izražava se u matričnoj formi:⁵⁶

$$\begin{bmatrix} y_s & 0 & -1 \\ -1 & -1 & 0 \\ 0 & (y_s u_{cl} - u_{ll}) & (y_s u_{cc} - u_{cl}) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dh_s \\ dl \\ dc \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -(da_0 + y_m dh_m + h_m dy_m + h_s dy_s) \\ dh_m \\ -u_c dy_s \end{bmatrix}. \quad (4.20)$$

Uslov drugog reda u ravnoteži obezbeđuje da je matrica, označimo je sa A , pozitivno definitna (Dabčević et al. 1987). Granični Hesijan, H^* , za funkciju korisnosti, u , se dobija izračunavanjem determinante matrice A , odnosno množenjem njenih kofaktora elementima prvog reda, odakle sledi:⁵⁷

$$A = -y_s(y_s u_{cc} - u_{cl}) + (y_s u_{cl} - u_{ll}) = H^* / u_c^2 > 0. \quad (4.23)$$

Prvi izvod funkcije ponude dodatnog rada, koju smo izrazili brojem časova rada, h_s , u odnosu na zaradu, y_s , koju je moguće ostvariti na dodatnom poslu, daje sledeći rezultat:

⁵⁶ Za funkciju korisnosti se pretpostavlja da ima dva neprekidna izvoda (Dabčević et al. 1987). Oznake u_{cc} i u_{ll} označavaju parcijalne izvode funkcije drugog reda, a u_{cl} mešoviti parcijalni izvod, za koji, zbog Švarcove teoreme, važi da je $u_{cl} = u_{lc}$. Bliže, parcijalni izvodi po dl i dc u (4.20), mogu da se prikažu na sledeći način: $d_l = u_{ll} - y_s u_{cl}$, odakle proizlazi da je $y_s u_{cl} - u_{ll} = 0$, odnosno $d_c = u_{cl} - y_s u_{cc}$, što daje $y_s u_{cc} - u_{cl} = 0$.

⁵⁷ Prvi kofaktor, označimo ga sa A_{11} , matrice A je:

$$A_{11} = (-1)^2 \begin{vmatrix} -1 & 0 \\ (y_s u_{cl} - u_{ll}) & (y_s u_{cc} - u_{cl}) \end{vmatrix} = -(y_s u_{cc} - u_{cl}), \quad (4.21)$$

te se, analogno tome, mogu izračunati i preostala dva kofaktora, A_{12} i A_{13} . Time se dobija determinanta matrice A , kao što sledi:

$$\begin{aligned} |A| &= -y_s(y_s u_{cc} - u_{cl}) + 0(y_s u_{cc} - u_{cl}) - (-1)(y_s u_{cl} - u_{ll}) = \\ &= -y_s(y_s u_{cc} - u_{cl}) + (y_s u_{cl} - u_{ll}) \end{aligned} \quad (4.22)$$

$$\frac{\partial h_s}{\partial y_s} = \frac{u_c}{A} - h_s \left(\frac{A_{11}}{A} \right), \quad (4.24)$$

koji predstavlja jednačinu Hicks-Sluckog (Shishko i Rostker 1976). Interpretacija članova na desnoj strani izraza (4.24) nam ukazuje na smer ekonomske zavisnosti promenljivih veličina. Tako pozitivna vrednost predznaka od $\frac{u_c}{A}$ znači da kada se povećava oportunitetni trošak odustajanja od dodatnog posla, povećava se i broj ponuđenih časova rada. Drugi član izraza (4.24) predstavlja efekat dohotka, $\left(\frac{A_{11}}{A} \right)$, koji nam ukazuje na to da je vrednost ovog člana pozitivna, kada je dokolica superiorno dobro, kao što smo na početku i pretpostavili, tako da predznak desne strane izraza (4.24) postaje dvosmislen. To u suštini znači da sa povećanjem stope zarada na dodatnom poslu, izbor datog pojedinca može da bude da radi manje ili da radi više časova. Samo kada je dokolica inferiorno dobro, tj. kada porast dohotka deluje na smanjenje vremena predviđenog za dokolicu, član $\left(\frac{A_{11}}{A} \right)$ je negativan, tako da oba efekta, i efekat dohotka i efekat supstitucije, deluju u istom pravcu (Shishko i Rostker 1976).

Na sličan način se dobijaju efekti promena u broju časova rada na dodatnom poslu u odnosu na promene u ostalim elementima funkcije ponude dodatnog rada (Shishko i Rostker 1976). Stoga, dalje, prvi izvod funkcije ponude dodatnog rada u odnosu na stopu zarade na osnovnom poslu daje:

$$\frac{\partial h_s}{\partial y_m} = -h_m \left(\frac{A_{11}}{A} \right), \quad (4.25)$$

što ukazuje na negativnu vezu između ovih dveju veličina. Promena u broju časova rada na osnovnom poslu, odražava se na promenu broja časova rada na dodatnom poslu, kao što sledi na osnovu prvog izvoda funkcije ponude dodatnog rada u odnosu na broj časova rada na osnovnom poslu:

$$\frac{\partial h_s}{\partial h_m} = -1 + \left(\frac{A_{11}}{A} \right) (y_s - y_m), \quad (4.26)$$

a interpretaciju zavisnosti između ovih veličina smo već objasnili na početku ove tačke. Preostali član u funkciji ponude dodatnog rada, čiji efekat promene na broj časova rada na dodatnom poslu može da se iskaže sledećim izrazom:

$$\frac{\partial h_s}{\partial a_0} = - \left(\frac{A_{11}}{A} \right), \quad (4.27)$$

nedvosmisleno pokazuje da povećanje neradnog dohotka utiče na smanjenje ponude dodatnog rada. U empirijsko modeliranje izbora dodatnog posla, pored merenja efekata koji su predviđeni teorijskim modelom ponude dodatnog rada, a koje smo izrazili sa (4.24) do (4.27), uključuje se i merenje efekata drugih promenljivih veličina za koje se očekuje da mogu imati uticaj na broj časova rada na dodatnom poslu, kao što ćemo videti u poglavlju 7.

4.2.2 Dinamički model ponude dodatnog rada

Standardni model ponude dodatnog rada se zasniva na ključnoj pretpostavci da je ukupan broj časova rada na osnovnom poslu ograničen, te se, usled toga što mu nije data mogućnost da radi više časova na osnovnom poslu, dati pojedinac opredeljuje za dodatni posao koji mu donosi zaradu veću od rezervacione zarade, ali očekivano nižu⁵⁸ od zarade koju bi dobijao za uvećan broj časova rada na osnovnom poslu (Shishko i Rostker 1976). Pretpostavke na kojima je razvijen ovaj model, uticale su na to da se može nazvati i statičkim modelom ponude dodatnog rada, a izložili smo ga u prethodnoj tački. Paxson i Sicherman (1996), s druge strane, model izbora dodanog posla posmatraju u kontekstu mobilnosti na osnovnom poslu i/ili prelaza sa jednog na drugi osnovni posao, čime ključna pretpostavka o ograničenom ukupnom broju časova koje

⁵⁸ Ova teorijska pretpostavka često nije potvrđena u empirijskim studijama, naročito ukoliko pojedinci sa visokim obrazovanjem obavljaju dodatne poslove u istoj struci kako u razvijenim zemljama (Paxson i Sicherman 1996) tako i u zemljama u tranziciji (Foley 1997).

dati pojedinac može da radi na osnovnom poslu više nije restriktivna. Svoj teorijski pristup o razvijanju modela izbora dodatnog posla, ovi autori zasnivaju na pretpostavci, da tokom životnog ciklusa, dati pojedinac može da menja svoje odluke vezano za izbor dodatnog posla, tako da broj časova rada na dodatnom poslu može da zavisi, između ostalog, i od načina na koji deluju faktori koji određuju odnos između dokolice i potrošnje opšteg skupa dobara. Njegove odluke mogu da utiču na to da izabere dodatni posao, ali, isto tako, i da odustane od dodatnog posla, vodeći se različitim motivima, tako da izbor dodatnog posla postaje dinamičan proces. Međutim, ograničenje, koje često ne omogućava da se studije izbora dodatnog posla tokom životnog ciklusa datog pojedinca i sprovedu, javlja se u vidu nedostatka longitudinalnih podataka panela koji su potrebni za takve vrste studija.

Dakle, razvijanje dinamičkog modela izbora dodatnog posla je, pre svega, bilo inspirisano rezultatima empirijskih studija. K tome, motivi izbora dodatnog posla mogu da budu višestruki. Tako, na primer, Paxson i Sicherman (1996) navode, da pored ograničenog broja časova rada na osnovnom poslu, skup razloga koji dovode do toga da se neko opredeli za izbor dodatnog posla, može da se grupiše u najmanje tri grupe: (i) osnovni i dodatni posao se međusobno nadopunjuju, pri čemu prvi obezbeđuje siguran izvor dohotka od rada, a drugi stručnu obuku, poslovne kontakte ili druge vrste profesionalnog zadovoljstva; (ii) osnovni posao može da osigura sigurnu zaradu, i, prema tome, siguran izvor dohotka od rada, ali osnovna zarada može da bude i niža od dodatne zarade koja je često volatilnija; (iii) dodatni posao može da pomogne pri sticanju potrebnog radnog iskustva, naročito ukoliko neko želi da se oprobja u poslu za koji je potrebno zanimanje drugačije od onog na osnovnom poslu. Ovom skupu razloga, treba dodati i razloge koji se javljaju na tržištima rada za koja je karakterističan visok stepen segmentiranosti, kakva su tržišta rada zemalja u tranziciji. Ponašanje onih koji se opredeljuju za dodatni posao u neformalnom sektoru se često objašnjava mehanizmima preživljavanja u uslovima niskih i neredovnih zarada i nedovoljne zaposlenosti na osnovom poslu (Bedi 1998; Reilly i Krstić 2003).

Osnovne razloge za razvijanje teorijskog modela izbora dodatnog posla u dinamičkom kontekstu, Paxson i Sicherman (1996) nalaze u tome što standardni model izbora

dodatnog posla (Shishko i Rostker 1976), s jedne strane, ne može da objasni zašto neko radi na osnovnom poslu na kojem mu nije omogućeno da radi željeni broj časova, i što, s druge strane, takav model ne može da objasni zašto dati pojedinac ne promeni osnovni posao da bi izbegao ograničenje koje mu je nametnuto u vidu maksimalnog broja časova rada, umesto što se opredeljuje za dodatni posao. U specifikovanju teorijskog modela, Paxson i Sicherman (1996) polaze od sledećeg skupa polaznih pretpostavki:⁵⁹ (i) ukupan broj časova rada nije stohastička promenljiva, već fiksna veličina; (ii) dati pojedinac se ne izlaže nikakvim troškovima da bi dobio dodatni posao, što znači da dati pojedinac može lako da ostvari tranziciju sa jednog na drugi dodatni posao, iako su ukupni časovi rada dati kao fiksna veličina, ukoliko se rukovodi svojim preferencijama od kojih svaka predstavlja različit broj časova rada na različitim dodatnim poslovima; (iii) $y_m > y_s$, kao ključna pretpostavka bez koje bi dati pojedinac uvek preferirao da dodatni posao uzme kao novi osnovni posao, tj. bez ove pretpostavke uslov o ograničenom ukupnom broju časova rada na osnovnom poslu je ništavan.⁶⁰

Polazeći od skupa polaznih pretpostavki, Paxson i Sicherman (1996) predstavljaju sledeću funkciju korisnosti, u_t , koju dati pojedinac maksimizira da bi ostvario željeni broj časova rada na dodatnom poslu, u svakom trenutku t :

$$u_t = y_m h_{mt} + y_s h_{st} - \beta_t (h_{mt} + h_{st})^2. \quad (4.28)$$

U izrazu (4.28) β_t meri efekte skupa slučajnih promenljivih, koje predstavljaju faktore na strani ponude rada, označimo ih sa $\{x_t\}$, $t=1, \dots, T$, na marginalnu korisnost broja časova rada u svakom vremenskom periodu t (Paxson i Sicherman 1996).

Da bi ostvario željeni broj časova rada na dodatnom poslu, dati pojedinac maksimizira svoju funkciju korisnosti, u svakom trenutku t , tako da se željeni broj časova rada, označimo ga sa h_{st}^* , može izraziti sledećom funkcijom:

⁵⁹ Takođe, Shishko i Rostker (1976) koriste sličan skup polaznih pretpostavki pri razvijanju svog modela izbora dodatnog posla.

⁶⁰ Videti fusnotu 58.

$$h_{st}^* = \max\left(\frac{y_s}{y_m} h_{mt}^* - h_{mt}, 0\right), \quad (4.29)$$

gde je h_{mt}^* željeni broj časova rada na osnovnom poslu koji je takođe rezultat maksimizacije funkcije korisnosti u odnosu na dati skup uslova, a h_{mt} je stvarni (ili posmatrani) broj časova rada na osnovnom poslu, dok je $\gamma = \frac{y_s}{y_m}$, za koje važi da je $\gamma < 1$, kao što je dato u skupu polaznih pretpostavki. Dati pojedinac će prihvatiti dodatni posao, u vremenskom periodu t , samo ako je količnik stvarnog i željenog broja časova rada na osnovnom poslu, označimo ga sa ϖ_t , manji od γ .

Rešenje funkcije maksimizacije (4.29) rezultira sa tri moguća izbora (Paxson i Sicherman 1996). Prvi slučaj podrazumeva da je $\gamma < \varpi_{t1} < \varpi_{t2} < \varpi_{t3}$, što znači da dati pojedinac nikad neće izabrati dodatni posao. Drugi slučaj podrazumeva da važi odnos $\varpi_{t1} < \gamma < \varpi_{t2} < \varpi_{t3}$, tako da će dati pojedinac prihvatiti dodatni posao samo ako je $\varpi_{t1} < \varpi_t < \gamma$. Treći slučaj, $\varpi_{t1} < \varpi_{t2} < \gamma < \varpi_{t3}$, datom pojedincu ostavlja najveći izbor, tj. ukoliko je dati pojedinac prešao sa jednog na drugi osnovni posao, istovremeno može da se opredeli i za dodatni posao, čak ako ga nije ni imao pre promene osnovnog posla. U tri izložena slučaja važi da je $\varpi_{t1} < \varpi_{t2} < \varpi_{t3}$, pri čemu, ova tri parametra predstavljaju, redom, minimalno prihvatljiv odnos između stvarnog i željenog broja časova rada (ϖ_{t1}), odnos koji važi u slučaju napuštanja prethodnog i prelaza na novi osnovni posao (ϖ_{t2}), i za datog pojedinca maksimalno prihvatljiv odnos između stvarnog i željenog broja časova rada (ϖ_{t3}).

5. STATISTIČKI METODI MERENJA RAZLIKA U ZARADAMA

Razvijanje statističkih metoda merenja razlika u zaradama je bilo motivisano spoznajom da su pripadnici različitih demografskih grupa, čak i sa istim prosečnim karakteristikama, kao što su obrazovanje, radno iskustvo, zanimanje, zaposlenost u datom ekonomskom sektoru i sl., bili različito plaćeni za obavljanje istog posla, i to u zavisnosti od rodne, rasne, ili etničke pripadnosti, kao i pripadnosti određenim grupama migranata i drugim manjinskim grupama u društvu. Prve studije o razlikama u zaradama su nastale u SAD-u i merile su razlike u zaradama prema rasnoj pripadnosti između belaca i Afroamerikanaca, a teorijsko uporište ovih studija se nalazilo u Becker-ovoj teoriji o ekonomiji diskriminacije koja je objavljena 1957. godine u knjizi pod istoimenim naslovom na engleskom jeziku ‘*The Economics of Discrimination*’ (videti npr. Becker 1982; Borjas 2008). Becker-ova teorija je otvorila put razvoju koncepta diskriminacije koji počiva na različitim ukusima ili predubedenjima (en. *taste discrimination*), a meri se tzv. koeficijentom diskriminacije. Preciznije, Becker je izvorno ovaj koeficijent nazvao koeficijentom tržišne diskriminacije (en. *market discrimination coefficient*) koji predstavlja procentualnu razliku u zaradama između dve vrste rada koji su perfektni substituti.⁶¹ U koeficijentu diskriminacije je sadržana količina “predubedenja,” a kao izvori diskriminacije posmatrali su se poslodavci (kroz odnos prema pripadnicima različitih polova, rasa i sl.), zaposleni (kroz odnos prema kolegama) ili potrošači (kroz ponašanje prema pripadnicima različitih demografskih grupa koji im pružaju određene usluge). Osim ovog koncepta diskriminacije, istovremeno se razvijao i koncept statističke diskriminacije (en. *statistical discrimination*). Ovaj oblik diskriminacije podrazumeva da se poslodavac, u svom odnosu prema stvaranju profita kompanije, rukovodi time da o pripadnicima određene demografske grupe, na primer, posmatrano prema polu ili godinama starosti, donosi

⁶¹ Jednim od začetnika daljeg teorijskog razvoja ovog koncepta i njegovog prilagođavanja potrebama empirijskih studija smatra se Ronald Oaxaca nakon objavljivanja svog rada 1973. godine. Oaxaca (1973) je svoj statistički koncept merenja razlika u zaradama muškaraca i žena zasnovao na definisanju koeficijenta diskriminacije koji predstavlja odnos između Becker-ove uopštene mere diskriminacije i odnosa zarada koju bi ove dve demografske grupe primile da nema diskriminacije. Dakle, koeficijent diskriminacije, na način kako ga definiše Oaxaca, izražava odnos sledećih veličina: $d_c = [(\bar{y}_i^M / \bar{y}_i^F)^s - (\bar{y}_i^M / \bar{y}_i^F)^o] / (\bar{y}_i^M / \bar{y}_i^F)^o$, gde eksponenti s i o označavaju odnose stvarnih zarada i zarada između muškaraca i žena u odsustvu diskriminacije, respektivno. O metodu razlaganja zarada koji je predložio Oaxaca i drugi autori će biti više reči u nastavku ovog poglavlja.

odluke na osnovu statističkih podataka koji sa određenim nivoom pouzdanosti mogu da predvide verovatnoće ponašanja pojedinaca kroz njihov doprinos produktivnosti kompanije. Dakle, ukoliko se radi o, na primer, izboru između zapošljavanja muškaraca i žena, poslodavac upada u zamku statističke diskriminacije, zbog toga što smatra da informacije, koje kandidati objavljuju u svojim biografijama ili odgovori koje daju prilikom razgovora za posao, ne odražavaju precizne podatke na osnovu kojih se može pouzdano predvideti njihova produktivnost. Izvor statističkih podataka o ponašanju zaposlenih, koje poslodavac konsultuje pri donošenju konačne odluke, može da bude registar lica koja su bila ili su trenutno zaposlena u kompaniji ili rezultati srodnih empirijskih studija. Ovi podaci mogu da ukažu na to koliko se u proseku zaposleni zadržavaju u kompaniji nakon što dostignu određeni nivo karijernog napredovanja koji je praćen ulaganjem kompanije u specijalističke obuke zaposlenih ili kolika je verovatnoća da će mlade žene odsustvovati sa posla ili prekinuti karijeru zbog formiranja porodice i sl. Prema ovom konceptu, pripadnici demografskih grupa koje imaju visoku prosečnu produktivnost imaju i veću ekonomsku korist od pripadnosti toj grupi, u odnosu na one koji pripadaju grupi sa niskom prosečnom produktivnošću (Borjas 2008). Posledično, pripadnici prve grupe su inicijalno izloženiji manjoj statističkoj diskriminaciji, u odnosu na pripadnike druge grupe.

Standardni obrasci ponašanja pokazuju da je, kada je reč o analizi razlika u zaradama i ispitivanju potencijalnog uticaja diskriminacije na određivanje nivoa zarada, grupa sa manjim procentualnim učešćem u određenoj skupini više izložena diskriminaciji u odnosu na grupu sa većim učešćem. Ukoliko se posmatraju relativni odnosi između žena i muškaraca na tržištu rada, na osnovu statističkih podataka se može zaključiti da su žene ekonomski manje aktivne u ukupnoj radnoj snazi i da imaju niže stope zaposlenosti u odnosu na muškarce. Manjinski udeo u ekonomski aktivnoj radnoj snazi i tradicionalno različite uloge u društvu doprineli su tome da se žene hipotetički posmatraju kao skupina koja je izloženija diskriminaciji, tj. da je struktura zarada muškaraca bliska stvarnoj strukturi koja odražava način ekonomskog vrednovanja pojedinaca u odsustvu diskriminacije. Pod pretpostavkom da je visina zarada u modelima objašnjena što je moguće većim brojem posmatranih, obuhvaćenih ili merljivih faktora, na razlici, između onoga što bi žene zarađivale u proseku da su

njihove osobine vrednovane jednako kao i karakteristike muškaraca i onoga što stvarno zarađuju, formira se neobjašnjeni deo ukupne razlike u zaradama, koji uključuje i neopažene karakteristike i uticaj diskriminacije zbog diskriminatornog ponašanja prema određenoj grupi učesnika na tržišta rada. Na ovim postavkama su razvijeni prvi metodi merenja razlika u zaradama (Blinder 1973; Oaxaca 1973).

Zahvaljujući boljem vrednovanju znanja i veština na tržištu rada, jaz u zaradama muškaraca i žena se smanjuje, usled sve boljih kvalifikacija ženske radne snage, ali se, istovremeno, dešavaju i značajne promene kroz raspodele zarada muškaraca i žena ponaosob. U razvijenim industrijskim zemljama, tokom osamdesetih i devedesetih godina prošlog veka, došlo je do značajnog povećanja nejednakosti u zaradama muškaraca i žena, i to usled ekonomski vođenih faktora, kao što su tehnološke promene, porast međunarodne razmene, smanjenje značaja sindikata i sl. (Blau i Kahn 2000). Analizirajući strukturu zarada muškaraca u SAD-u i poredeći je sa strukturom zarada u izabranim razvijenim zemljama, Blau i Kahn (1996) zaključuju da je više vrednovanje znanja i veština traženih na tržištu rada SAD-a dovelo do porasta nejednakosti u zaradama muškaraca. Proširujući svoju analizu na poređenje razvijenih industrijskih zemalja, Blau i Kahn (2003) dolaze do veoma značajnog zaključka koji se tiče, s jedne strane, trenda smanjena jaza između prosečnih zarada muškaraca i žena, i s druge strane, povećanja nejednakosti u zaradama. Naime, sprovodeći empirijsku analizu nejednakosti u zaradama na uzorku razvijenih zemalja, ovi autori zaključuju da se institucije tržišta rada ubrajaju među glavne objašnjavajuće faktore koji dovode do ujednačenije strukture pojedinačnih zarada i time do smanjenja razlika u zaradama muškaraca i žena.

Istovremeno je i neobjašnjeni deo razlike u zaradama muškaraca i žena doprineo opadajućoj tendenciji ukupnog jaza u zaradama. Empirijske studije nude nekoliko objašnjenja koja su sažeta u radovima Blau-a i Kahn-a (2000, 2007). Jedno od objašnjenja se zasniva na nalazu da su žene, paralelno sa poboljšanjem relativnog nivoa posmatranih karakteristika, kao što su nivo obrazovanja i broj godina radnog iskustva (O'Neill i Polachek 1993), unapredile i neopažene individualne karakteristike (Blau i Kahn 2007). Ova tvrdnja se zasniva na činjenici da je više verovatno da modelima zarada nisu u dovoljnoj meri obuhvaćene investicije u unapređenje ličnih kvalifikacija i

veština, tj. da su zbog manjkavosti raspoloživih podataka, izostavljene relevantne objašnjavajuće promenljive koje mere ulaganje u lični razvoj tokom radnog veka, nego da je smanjen deo diskriminacije koji ima svoje ishodište u različitim predubedenjima poslodavaca o zaposlenim muškarcima i ženama. Međutim, sa unapređenjem kako posmatranih tako i neopaženih individualnih karakteristika ženske radne snage, smanjuje se prostor za prisustvo statističke diskriminacije, a kao posledica toga poslodavci postaju skloniji ka tome da više vrednuju karakteristike zaposlenih žena, što doprinosi porastu njihovih zarada. Iz navedenog proizlazi da, do nivoa, do kojeg efekti unapređenih ličnih kvalifikacija i veština žena nisu mereni u jednačinama zarada žena na bazi kojih se razlažu rodne razlike, može da se objasni smanjenje neobjašnjenog dela ukupnog jaza. Takođe, deo neobjašnjene razlike u zaradama, za koju se veruje da je rezultat direktne diskriminacije žena na tržištu rada, smanjuje se i zbog samih promena u stavovima društva prema diskriminaciji kao neprihvatljivoj društvenoj pojavi, ali i zbog zakonodavnih aktivnosti u većini zemalja sveta koje su usmerene na donošenje antidiskriminacijskih propisa. Ove aktivnosti su naročito svojstvene zemljama članicama Evropske unije, kao i onima koje idu u pravcu evropskih integracija, uključujući i Srbiju, a ostvaruju se kroz realizaciju pretpristupnog poglavlja o socijalnoj politici i zapošljavanju.⁶²

Važan doprinos razumevanju kretanja jaza u prosečnim zaradama muškaraca i žena, u SAD-u, dali su O'Neill i Polachek (1993). Međutim, zaključci analize koju su prezentovali ovi autori mogu da se uopšte i da pomognu u razumevanju opšteg trenda u kretanju razlika u zaradama muškaraca i žena u svetu. Na približavanje ili konvergenciju, tj. na ograničavanje raspona u prosečnim zaradama muškaraca i žena, tokom druge polovine prošlog veka, najviše su uticali priliv obrazovane ženske radne snage na tržište rada i porast broja godina radnog iskustva žena. Osim ovih individualnih karakteristika, relativni položaj žena je poboljšan i zahvaljujući strukturnim promenama, budući da je veći procenat žena sa određenim zanimanjima bio zaposlen u onim ekonomskim sektorima koji su bili pod povoljnim uticajem strukturnih

⁶² Pitanje rodne perspektive i zabrane diskriminacije deo je osnivačkog akta Evropske ekonomske zajednice – ‘*The Treaty establishing the European Economic Community*’ ili ‘*The Treaty of Rome*’ – koji datira iz 1957. godine. Kasnije je usledilo donošenje brojnih direktiva koje čine deo EU *acquis* o rodnoj ravnopravnosti (videti npr. *OJ L45*, 1975/117/EEC; *OJ L204*, 2006/54/EC).

promena. Dok su, s jedne strane, povećavane premije na zarade zaposlenih sa višim nivoima obrazovanja, dotle su, s druge strane, smanjivane premije na zarade radnika sa nižim nivoima obrazovanja. Prosečne zarade muškaraca sa nižim nivoima obrazovanja su bile više izložene uticaju negativnih efekata strukturnih promena, budući da su muškarci procentualno više zastupljeni u grupi nisko kvalifikovane radne snage. Ali, isto tako, porast premija na zarade visoko kvalifikovane radne snage, koju čine zanimanja u kojima su pretežno zastupljeni muškarci, služio je kao faktor koji je uticao na širenje jaza, te se usporavala dinamika sužavanja ukupnog jaza.

U ovom poglavlju doktorske disertacije će biti objašnjeno nekoliko naučnih metoda na kojima se zasnivaju empirijske studije dekompozicije razlika u zaradama muškaraca i žena.

5.1 Standardni metodi dekompozicije razlika u zaradama Blinder-a i Oaxaca-e

5.1.1 Metodi dekompozicije razlika u zaradama

Standardni metod dekompozicije razlika u srednjim vrednostima zarada dveju demografskih grupa, npr. muškaraca i žena, zasniva se na teorijskim postavkama Blinder-a i Oaxaca-e koje su ovi autori objavili u dva nezavisna rada početkom 1970-ih godina (Blinder 1973; Oaxaca 1973). Osnovu za primenu metoda kojim se razlažu razlike u zaradama muškaraca i žena, ovi autori nalaze u ocenjivanju jednačine zarada Mincer-ovog tipa⁶³ (videti *tačku* 4.1.2) i svojstva da je očekivana vrednost slučajne greške u modelu zarada jednaka nula, tj. $E(\varepsilon_i) = 0$, što implicira sledeći izraz za očekivanu vrednost zavisne promenljive y_i :

$$E(y_i) = E(x_i)' \beta, i=1,2,...,N. \quad (5.1)$$

⁶³ Za razliku od Mincer-ove linearne jednačine zarada, Fortin i Lemieux (1998) u analizu uvode regresije rangova i modeliraju funkcije zarada na način da je pozicija (ili rang) radnika u raspodeli zarada određena njihovim karakteristikama (koje čine obrazovanje i radno iskustvo), tako da su svi radnici sa sličnim karakteristikama pod podjednakim uticajem promena u strukturi zarada.

Standardna metoda dekompozicije Blinder-Oaxaca-e se zasniva na ocenjivanju dve odvojene jednačine zarada:

$$\ln(y_i^M) = \beta_0^M + \sum_{k=1}^K \beta_k^M x_{ik}^M + \varepsilon_i^M, i=1,2,...,N, k=1,...,K, \quad (5.2a)$$

$$\ln(y_i^F) = \beta_0^F + \sum_{k=1}^K \beta_k^F x_{ik}^F + \varepsilon_i^F, i=1,2,...,N, k=1,...,K, \quad (5.2b)$$

gde su y_i^M i y_i^F zarade muškaraca (nadalje označene sa M u eksponentu) i žena (označene sa F u eksponentu), respektivno, merene prema radnom času i izražene u logaritmima, β_0^M i β_0^F su slobodni članovi, a x_{ik}^M i x_{ik}^F su objašnjavajuće promenljive sa pripadajućim skupom nepoznatih parametara β_k^M i β_k^F , dok su ε_i^M i ε_i^F slučajne greške. Primena metoda ocenjivanja OLS koji podrazumeva normalnu raspodelu slučajnih grešaka sa sredinom jednakom nula omogućava da se sistem jednačina (5.2a) i (5.2b) izrazi u srednjim vrednostima slučajnih promenljivih:

$$\ln(\hat{y}^M) = \hat{\beta}_0^M + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^M \bar{x}_k^M, k=1,...,K, \quad (5.3a)$$

$$\ln(\hat{y}^F) = \hat{\beta}_0^F + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^F \bar{x}_k^F, k=1,...,K. \quad (5.3b)$$

Razlika između predviđene vrednosti zarada muškaraca i predviđene vrednosti zarada žena sada se dobija oduzimanjem jednačine (5.3b) od (5.3a), što se u smislu metoda dekompozicije Blinder-Oaxaca-e svodi na sledeći izraz:

$$\ln(\hat{y}^M) - \ln(\hat{y}^F) = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^M (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F) + \sum_{k=1}^K \bar{x}_k^F (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F) + (\hat{\beta}_0^M - \hat{\beta}_0^F), k=1,...,K. \quad (5.4)$$

U gornjem izrazu, $\hat{y}^M$ i $\hat{y}^F$ su ocenjene vrednosti zarada muškaraca i žena, $\bar{x}_k^M$ i $\bar{x}_k^F$ su srednje vrednosti objašnjavajućih promenljivih u jednačinama zarada muškaraca i žena sa pripadajućim ocenama nepoznatih parametara $\hat{\beta}_k^M$ i $\hat{\beta}_k^F$, dok su $\hat{\beta}_0^M$ i $\hat{\beta}_0^F$ ocene

slobodnog člana u dvema jednačinama zarada, respektivno, a K je broj objašnjavajućih promenljivih. Blinder (1973) i Oaxaca (1973) su ukupnu razliku u zaradama raščlanili na dva dela. Prvi član s desne strane jednačine (5.4) meri deo ukupne razlike koja se javlja usled različitih prosečnih karakteristika dveju demografskih grupa i naziva se objašnjenim delom razlike ili delom razlike koja postoji zbog unapred datih karakteristika (en. *endowments effect*). Drugi član na desnoj strani jednačine (5.4) koji se naziva rezidualom i obuhvata deo ukupne razlike koja se pripisuje diskriminaciji protiv jedne demografske grupe, Blinder (1973) je dalje raščlanio na dva dela. Prvi deo ovog člana meri razlike u efektima objašnjavajućih promenljivih, tj. u ocenjenim parametrima za muškarce i žene (en. *coefficients effect*), dok drugi deo ovog člana meri razlike u ocenama slobodnih članova iz dveju jednačina i rezultat je pripadnosti određenoj demografskoj grupi (en. *group membership*).⁶⁴ U alternativnim obrascima dekompozicije, deo ukupne razlike koja se pripisuje rezidualu se naziva neobjašnjenim delom razlike. Jann (2008) sugerise opreznost u tumačenju ovog člana, budući da njime mogu da budu obuhvaćeni i potencijalni efekti razlika u zaradama koji se pripisuju uticajima koji se ne opažaju i stoga ne mogu da se izmere, kao što su lične karakteristike, u koje se ubrajaju motivacija, zalaganje i spremnost da se preuzme rizik, sklonost konkurenciji i sl., ili zauzimanje diskriminatornog stava prema određenoj grupi na tržištu rada. Međutim, na probleme interpretacije neobjašnjenog dela razlike ili efekta diskriminacije, u Blinder-ovom tipu dekompozicije, prvi je ukazao Jones (1983) demonstrirajući kako izbor skale merenja kod kontinuelnih promenljivih ili izbor referentne kategorije kod kategoričkih promenljivih utiču na rezidual ili deo ukupne razlike koji je nastao zbog diskriminacije. Ove promene se odražavaju na vrednost slobodnog člana u ocenjenim jednačinama zarada. Slobodnim članom su dakle obuhvaćeni i uticaji mogućeg prisustva neopaženih karakteristika, tako da se interpretacija rezidualnog dela ukupne razlike u zaradama suštinski svodi na mešovite

⁶⁴ Juhn et. al (1993) su modifikovali standardni metod razlaganja razlika u srednjim vrednostima zarada Blinder-a i Oaxaca-e i predložili metod dekompozicije koji se sastoji od tri komponente, gde prva meri promene u raspodeli individualnih karakteristika (obrazovanje, iskustvo i zanimanje), druga promene u cenama posmatranih karakteristika (prinosi na obrazovanje, iskustvo i zanimanje), dok treća meri promene u raspodeli reziduala ocenjene jednačine zarada (neopaženih karakteristika), i to kroz standardnu devijaciju i rang u raspodeli zarada po percentilima. Međutim, Suen (1997) je pokazao da ovaj metod dekompozicije može dovesti do pogrešne interpretacije reziduala ocenjene jednačine zarada, budući da raspodele sa većom disperzijom imaju tanje krajeve, tako da se razlika u ocenjenim zaradama povećava sa porastom nejednakosti zarada. Ovo je naročito bitno ako se, na primer, posmatra razlika između desetog i devedesetog percentila raspodele zarada, tj. najnižih i najviših zarada.

efekte diskriminacije i ovih neopaženih (ili izostavljenih) karakteristika (Cotton 1988). Doprinoseći diskusiji o interpretaciji rezidualnog dela Blinder-ove dekompozicije ili diskriminacije, Jones i Kelley (1984) su dali tipologiju četiri alternativna načina dekompozicije ukupne razlike u zaradama i naglasili da je veličina (ali ne i struktura) reziduala suštinski određena specifikacijom modela zarada i greškom merenja.⁶⁵ Do sada nisu predložena rešenja koja bi interpretaciju rezultata dekompozicije, u delu koji se tiče efekata diskriminacije, učinila manje osetljivom na spoznaju o prisustvu neopaženih karakteristika koje nisu uključene u model.

Dakle, **dvočlana dekompozicija razlika u zaradama** data izrazom (5.4) podrazumeva da se jedna demografska grupa, za koju se hipotetički pretpostavlja da je u neravnopravnom položaju, posmatra kroz prizmu karakteristika druge “superiorne” demografske grupe (en. *counterfactual manner*). Pri tome, prvi član se interpretira kao razlika u prosečnim karakteristikama dveju demografskih grupa (muškaraca i žena), ponderisana parametrima iz ocenjene jednačine zarada muškaraca, dok se drugi član interpretira kao razlika nastala usled toga kako bi se na osnovu jednačine zarada muškaraca vrednovala prosečne karakteristike žena i kako se one vrednuju na osnovu ocenjene jednačine zarada žena, uključujući i razliku u ocenama slobodnih članova. Izbor grupe za poređenje za koju se pretpostavlja da najverovatnije nije diskriminisana na tržištu rada, a u izrazu (5.4) to su muškarci, indukuje problem indeksnih brojeva (en. *index number problem*). Ovaj problem uzrokuje da komponente razlaganja razlika u zaradama, koje su dobijene primenom metoda Blinder-Oaxaca-e, nisu invarijantne na izbor referentne grupe, tj. da se sa promenom referentne (bazne) grupe menjaju i vrednosti komponenti dekompozicije, jer se uvek posmatraju u odnosu na referentnu grupu. Polazeći od pretpostavke da struktura zarada iz ocenjene jednačine zarada muškaraca odgovara situaciji odsustva diskriminacije i njenom zamenom sa strukturom zarada iz ocenjene jednačine zarada žena, Oaxaca (1973) je pokazao da se značajno menjaju proporcije objašnjenog i neobjašnjenog dela ukupne razlike u zaradama, čime se menja i interpretacija rezultata ocenjivanja. Problem indeksnih brojeva je indukovao

⁶⁵ Levi (1973) je pokazao da je primena metoda OLS osetljiva na uključivanje objašnjavajućih promenljivih u modele koje sadrže greške merenja. Prisustvo ovih promenljivih u jednačinama zarada može da zamagli neobjašnjeni deo razlike u zaradama, nerealno ga povećavajući ili smanjujući, usled pristrasnosti ocena parametara i slobodnog člana.

pojavu alternativnih načina razlaganja ukupnog jaza u zaradama, kao i primenu različitih ponderacionih šema što će u nastavku biti i obrazloženo.

Ukoliko bismo u jednačinu (5.3a) dodali dva preuređena člana, prvi koji se odnosi na strukturu zarada muškaraca $\hat{\beta}_k^M = \hat{\beta}_k^F + (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F)$ i drugi koji se tiče prosečnih karakteristika ove demografske grupe $\bar{x}_k^M = \bar{x}_k^F + (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F)$, a zatim od nje oduzeli jednačinu (5.3b), dobili bismo alternativnu reprezentaciju dekompozicije. Sada se ova alternativna **tročlana dekompozicija razlika u zaradama** muškaraca i žena može izraziti na sledeći način (Blinder 1973; Jones i Kelley 1984):

$$\ln(\hat{y}^M) - \ln(\hat{y}^F) = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^F (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F) + (\hat{\beta}_0^M - \hat{\beta}_0^F) + \sum_{k=1}^K \bar{x}_k^F (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F) + \sum_{k=1}^K (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F) (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F), k=1, \dots, K. \quad (5.5)^{66}$$

Gornji izraz je nastao na osnovu kombinovanja dveju pretpostavki Oaxaca-e (1973) koje glase: (i) da se u modelima merenja jaza u zaradama, u odsustvu diskriminacije, struktura zarada žena može jedinstveno primeniti i na muškarce, (ii) ali da važi i obrnuto, tj. da se struktura zarada muškaraca, pod istim uslovima, može jedinstveno primeniti i na žene. Dakle, prvi član u izrazu (5.5) meri deo ukupne razlike u prosečnim karakteristikama muškaraca i žena vrednovane na osnovu ocenjenih parametara iz jednačine koja determiniše strukturu zarada žena, kao i deo razlike u ocenama slobodnih članova, dok drugi član prikazuje deo ukupne razlike koja je rezultat različitog vrednovanja prosečnih karakteristika žena, tj. deo jaza koji je nastao usled toga kako se prosečne karakteristike žena stvarno vrednuju na osnovu ocenjene jednačine zarada žena i kako bi se one vrednovale na osnovu ocenjenih parametara iz jednačine zarada muškaraca. Prvi i drugi član čine deo razlike u zaradama koji se posmatra kroz prizmu postojanja diskriminacije, slično kao i u obrascu dekompozicije (5.4). Treći član se

⁶⁶ Na istovetan način se mogu obrazovati članovi koji prikazuju strukturu zarada žena $[\hat{\beta}_k^F = \hat{\beta}_k^M + (\hat{\beta}_k^F - \hat{\beta}_k^M)]$ i prosečne karakteristike žena $[\bar{x}_k^F = \bar{x}_k^M + (\bar{x}_k^F - \bar{x}_k^M)]$, čijim se dodavanjem u ocenjenu jednačinu zarada žena (5.3b), dobija obrazac dekompozicije suprotan izrazu (5.5).

javlja usled istovremenog postojanja razlika u prosečnim karakteristikama i u ocenjenim parametrima i naziva se članom interakcije (Jones i Kelley 1984; Cotton 1988). Ovaj deo razlike se javlja zbog načina na koji se u standardnim obrascima dekompozicije formiraju članovi koji mere ili razlike u prosečnim karakteristikama ili razlike u stopama prinosa na te karakteristike i nestao bi ukoliko ne bilo razlika u vrednovanju prosečnih karakteristika žena i muškaraca. Objašnjavajući značaj interpretacije ovog člana, Cotton (1988) se poziva na empirijsko istraživanje u kojem se član interakcije interpretira kao proporcija diskriminacije protiv članova demografske grupe koja se nalazi u “inferiornom” položaju na tržištu rada, a čije karakteristike su iznad proseka.

Ako se vratimo na obrazac dekompozicije (5.4) i pretpostavimo da je proširen dodavanjem novog vektora parametra $\hat{\beta}_k^*$, koji ilustruje strukturu zarada u odsustvu diskriminacije, dobijamo sledeći izraz:

$$\ln(\hat{y}^M) - \ln(\hat{y}^F) = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^* (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F) + \sum_{k=1}^K [\bar{x}_k^M (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^*) + \bar{x}_k^F (\hat{\beta}_k^* - \hat{\beta}_k^F)], \quad k=1, \dots, K. \quad (5.6)$$

Kao i u ranijem prikazivanju razlaganja razlika u zaradama, prvi član na desnoj strani predstavlja objašnjeni, a drugi neobjašnjeni deo ukupne razlike, ili deo razlike koja se javlja zbog diskriminacije. Ocena slobodnog člana $\hat{\beta}_0$ je zbog pojednostavljenja izraza (5.6) uključena u vektor ocena parametara $\hat{\beta}_k$. Interpretacija rezultata dekompozicije predstavljena izrazom (5.6) počiva na polaznoj pretpostavci da u ocenjivanim modelima zarada nisu izostavljeni relevantni regresori. Polazeći od teorije diskriminacije koja sugerše da se diskriminacija javlja u formi pozitivne (grupa je favorizovana na tržištu) ili negativne (grupa trpi posledice) diskriminacije, neobjašnjeni deo jaza u zaradama se može dalje raščlaniti na dve komponente (Oaxaca i Ransom 1994). Ukoliko su dobijeni vektori ocenjenih parametara koji ilustruju nivo diskriminacije specifični za određenu demografsku grupu, označimo ih sa $\hat{\gamma}_k^M$ i $\hat{\gamma}_k^F$, tada se vektori ocenjenih parametara strukture zarada muškaraca i žena mogu predstaviti redom: $\hat{\beta}_k^M = \hat{\beta}_k^* + \hat{\gamma}_k^M$ i $\hat{\beta}_k^F = \hat{\beta}_k^* + \hat{\gamma}_k^F$. Nakon toga, neobjašnjeni deo razlike u zaradama se može raščlaniti na

dva dela: (i) na deo koji meri pozitivnu diskriminaciju muškaraca ($\sum_{k=1}^K \bar{x}_k^M \hat{\gamma}_k^M$), (ii) kao i na deo koji predstavlja negativnu diskriminaciju žena ($\sum_{k=1}^K \bar{x}_k^F \hat{\gamma}_k^F$).

Kao što vidimo iz izraza (5.6), da bismo identifikovali ocenjene parametre, problem izbora strukture zarada referentne grupe ostaje i dalje aktuelan. U ekonomskoj literaturi je dato nekoliko sugestija o dekompoziciji razlika u zaradama i o načinu izbora referentne grupe čija struktura zarada nije određena pod uticajem diskriminacije. Jann (2008) polazi od Reimers-ove ponderacione formule prema kojoj se vektor ocenjenih parametara, koji determiniše strukturu zarada u odsustvu diskriminacije, određuje kao zbir ocenjenih parametara iz jednačine zarada muškaraca i žena, pri čemu se svaki vektor ocenjenih parametara ponderiše jednom polovinom: $\hat{\beta}_k^* = 1/2 \hat{\beta}_k^M + 1/2 \hat{\beta}_k^F$. Cotton (1988) je predložio određivanje strukture zarada koje nisu opterećene diskriminacijom na tržištu na način da se vektori ocenjenih parametara iz dveju jednačina zarada ponderišu učešćem svake demografske grupe u ukupnom uzorku, tj. $\hat{\beta}_k^* = w^M \hat{\beta}_k^M + w^F \hat{\beta}_k^F$, gde su w^M i w^F proporcije muškaraca i žena u posmatranom uzorku, respektivno. Navedene procedure podrazumevaju da se zarade muškaraca i žena ocenjuju posebno za svaki poduzorak. Takođe, Oaxaca i Ransom (1994) su predložili metod dekompozicije u kojem parametri jednačine zarada, ocenjeni na ukupnom uzorku muškaraca i žena, ilustruju strukturu zarada u odsustvu diskriminacije koja dozvoljava da se obe demografske grupe istovremeno posmatraju i kao referentne grupe. Međutim, Jann (2008) je pokazao da primena ovog metoda omogućava da se deo neobjašnjene razlike “prelije” u objašnjeni deo jaza u zaradama, te je predložio da se u slučaju ocenjivanja strukture zarada na ukupnom uzorku, u skup objašnjavajućih promenljivih doda veštačka promenljiva koja je indikator pripadnosti određenoj demografskoj grupi.

Polazeći od pretpostavke da se zarade žena formiraju pod uticajem diskriminacije i da nema pozitivne diskriminacije u određivanju zarada muškaraca, ocenu parametara iz jednačine (5.3a), tj. ocenjenu strukturu zarada muškaraca, možemo koristiti kao ekvivalent ocenjenom vektoru parametara za slučaj da ne postoji diskriminacija, tj.

$\hat{\beta}_k^M = \hat{\beta}_k^*$. Time se izraz (5.6) jednostavnom transformacijom članova može svesti na standardni obrazac dekompozicije Blinder-Oaxaca-e (5.4). Da bi se omogućilo statističko zaključivanje na osnovu ocenjenih članova dekompozicije razlika u prosečnim zaradama, Oaxaca i Ransom (1998) i Jann (2008) su predložili odgovarajuće aproksimacije za ocene varijansi.⁶⁷ Poći ćemo od izraza za ocenu varijansi objašnjenog i neobjašnjenog dela jaza koji su prikazali Oaxaca i Ransom (1998):

$$\hat{Var}[(\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F)\hat{\beta}_k^M] \approx \sum_{k=1}^K [(\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F)\hat{\beta}_k^M + 1] (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F)' \hat{Var}(\hat{\beta}_k^M)(\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F), \quad (5.7a)$$

$$\hat{Var}[\bar{x}_k^F(\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F)] \approx \sum_{k=1}^K [\bar{x}_k^F(\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F) + 1] \bar{x}_k^{M'} [\hat{Var}(\hat{\beta}_k^M) + \hat{Var}(\hat{\beta}_k^F)] \bar{x}_k^M. \quad (5.7b)$$

U izrazima (5.7a) i (5.7b) $\hat{Var}(\cdot)$ je ocenjena matrica varijansi i kovarijansi iz jednačina zarada (5.3a) i (5.3b). Ukoliko je struktura reziduala u ocenjenim jednačinama zarada homoskedastična, ocenjena matrica varijansi i kovarijansi je $\hat{Var} = \hat{\sigma}^2(x'x)^{-1}$, gde je $\hat{\sigma}^2$ ocenjena varijansa reziduala, a u slučaju heteroskedastičnosti reziduala konzistentna ocena matrice varijansi i kovarijansi se dobija primenom standardne White-ove procedure $\hat{Var} = \hat{\sigma}^2(x'x)^{-1}(x'\Omega x)(x'x)^{-1}$ (White 1980).

Jann (2008) je predložio aproksimaciju ocenjene varijanse objašnjenog i neobjašnjenog dela jaza koja se zasniva na pretpostavci da je varijansa sume dve slučajne promenljive koje nisu međusobno korelisane jednaka sumi njihovih pojedinačnih varijansi:

$$\hat{Var}[(\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F)\hat{\beta}_k^M] \approx \sum_{k=1}^K (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F)' \hat{Var}(\hat{\beta}_k^M)(\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F) + \quad (5.8a)$$

$$\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^{M'} [\hat{Var}(\bar{x}_k^M) + \hat{Var}(\bar{x}_k^F)] \hat{\beta}_k^M,$$

$$\hat{Var}[\bar{x}_k^F(\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F)] \approx \sum_{k=1}^K \bar{x}_k^{F'} [\hat{Var}(\hat{\beta}_k^M) + \hat{Var}(\hat{\beta}_k^F)] \bar{x}_k^F + \quad (5.8b)$$

⁶⁷ Greene (2012: str. 79-80) je dao alternativan način izračunavanja intervala poverenja da bi se omogućilo zaključivanje o statističkoj značajnosti objašnjenog i neobjašnjenog dela u standardnoj Blinder-Oaxaca dekompoziciji.

$$\sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F)' \hat{Var}(\bar{x}_k^F) (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F),$$

pri čemu su $\hat{Var}(\hat{\beta}_k^M)$ i $\hat{Var}(\hat{\beta}_k^F)$ ocene varijansi i kovarijansi u jednačinama zarada, dok su ocene varijansi objašnjavajućih promenljivih, centriranih oko sopstvenih srednjih vrednosti, u jednačinama zarada muškaraca (5.3a) i žena (5.3b), $\hat{Var}(\bar{x}_k^M) = (\bar{x}_k^{M'} \bar{x}_k^M) / n(n-1)$ i $\hat{Var}(\bar{x}_k^F) = (\bar{x}_k^{F'} \bar{x}_k^F) / n(n-1)$, respektivno.

Polazeći od pretpostavke da struktura zarada žena odgovara situaciji odsustva diskriminacije u određivanju nivoa zarada, tj. $(\hat{\beta}_k^F = \hat{\beta}_k^*)$, te zatim transformacijom članova na desnoj strani izraza (5.4), analogno mogu da se izvedu formule, slične gore prikazanim (5.8a) i (5.8b), za ocenu varijansi objašnjenog i neobjašnjenog dela ukupnog jaza u zaradama radi testiranja njihove statističke značajnosti.

5.1.2 Metodi detaljne dekompozicije razlika u zaradama

Kao što je već istaknuto u prethodnoj tački, rezultati detaljne dekompozicije razlika u zaradama, kojom se meri deo neobjašnjenog jaza, nastalog kao rezultat doprinosa pojedinačne objašnjavajuće promenljive, nisu invarijantni na izbor referentne kategorije, ako skup objašnjavajućih promenljivih sadrži jednu ili više kategoričkih promenljivih (Jones 1983; Jones i Kelley 1984). Ukoliko se kategoričke promenljive, koje se sastoje od skupa veštačkih (binarnih) promenljivih sa vrednostima 1 i 0, uključuju u jednačine zarada (kao što su npr. pol, bračni status, nivo obrazovanja, zanimanje, ekonomski sektor i sl.), problem identifikacije ocenjenih parametara proizlazi iz činjenice da je slobodnim članom obuhvaćen uticaj isključenih kategorija za svaku od pojedinačnih kategoričkih promenljivih. Promena referentne (tj. bazne ili isključene) kategorije neminovno se odražava i na ocenu slobodnog člana.⁶⁸ Oaxaca i Ransom (1999) su pokazali da su ukupni efekti razlika u zaradama, kao i objašnjeni deo razlike invarijantni na izbor referentne kategorije u skupu veštačkih promenljivih bilo da je u modele zarada

⁶⁸ Standardna primena metoda OLS u ocenjivanju modela koji sadrže konstantu i jednu ili više kategoričkih promenljivih podrazumeva da se iz skupa veštačkih, za svaku od kategoričkih promenljivih u modelu, izostavi jedna veštačka promenljiva da bi se izbegla perfektna multikolinearnost.

uključena jedna ili više kategoričkih promenljivih. Međutim, uticaji pojedinačnih veštačkih promenljivih na neobjašnjeni deo razlike u zaradama se menjaju u zavisnosti od izbora referentne kategorije. Razlog tome je što ocenjeni parametri uz veštačke promenljive mere doprinos toj razlici u odnosu na isključenu veštačku promenljivu, tako da se sa promenom referentne kategorije, menjaju i rezultati dekompozicije. Izbor referentne kategorije, dakle, utiče na doprinos neobjašnjenom delu razlike, ne samo kroz promenu uticaja pojedinačne veštačke promenljive, već i kroz promenu celokupnog uticaja kategoričke promenljive (Oaxaca i Ransom 1999; Jann 2008). Otuda proizlazi da u detaljnoj dekompoziciji razlika u zaradama, neobjašnjeni deo razlike ima smislenu interpretaciju samo za one slučajne promenljive koje sadrže prirodnu tačku nula. Kod kategoričkih promenljivih isključenjem referentne kategorije “veštački” određujemo tačku nula (Jones i Kelley 1984).

Polazeći od predloga za rešenje problema identifikacije, uzrokovanog izborom referentne kategorije kod skupa veštačkih promenljivih u modelima detaljnog razlaganja razlika u zaradama, koji su dali Fields i Wolff (1995), Horrace i Oaxaca (2001) su predložili alternativan način merenja jaza u zaradama koji je rezultat razlika u ocenjenim parametrima (tj. u strukturi zarada). Njihov pristup, problemu identifikacije ocenjenih parametara, nudi rešenje kroz uprosečavanje karakteristika obe ili jedne demografske grupe za sve veštačke promenljive.⁶⁹ Međutim, predlog da se zajedničke karakteristike celog uzorka analiziraju samo kroz prosečne karakteristike žena u uzorku,

tj. $\bar{x}^F = \sum_{i=1}^{N_F} x_i^F$, čime neobjašnjeni deo jaza postaje $[\bar{x}^F(\hat{\beta}^M - \hat{\beta}^F)]$, dok se uticaj

slobodnog člana posmatra izolovano, istovremeno omogućava da se otkrije kako bi žene bile plaćene kada bi imale iste karakteristike kao i muškarci. Takođe, predložena je i procedura za izračunavanje varijansi ocena, što omogućava izvođenje zaključaka o statističkoj pouzdanosti i vrednosti ocenjenih komponenti razlika u zaradama muškaraca i žena.

⁶⁹ Ovo rešenje je nastalo zbog toga što deo ocenjenog jaza, koji je rezultat razlika u ocenama parametara za jednu veštačku promenljivu, varira sa prosečnim karakteristikama žena za preostale iz skupa veštačkih promenljivih koje formiraju datu kategoričku promenljivu, tj. $\bar{z}_d^F$, $d=1, \dots, D-1$. Dakle, ako se posmatra jaz u zaradama, na primer, na nivou zanimanja ili ekonomskih sektora, razlika u ocenama parametara, bez slobodnog člana, zavisi od prosečnih karakteristika lica sa datim zanimanjem ili zaposlenih u datom ekonomskom sektoru, te stoga varira sa d , tj. $\bar{z}_d^F(\hat{\phi}^M - \hat{\phi}^F)$ (Horrace i Oaxaca 2001).

Ukoliko se sada vratimo na model (5.4), **detaljna dekompozicija** objašnjenog i neobjašnjenog dela ukupnog jaza može da se izrazi sledećim skupom jednačina:

$$\sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^M (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F) = \hat{\beta}_1^M (\bar{x}_1^M - \bar{x}_1^F) + \dots + \hat{\beta}_K^M (\bar{x}_K^M - \bar{x}_K^F), \quad (5.9a)$$

$$\sum_{k=1}^K \bar{x}_k^F (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F) = (\hat{\beta}_0^M - \hat{\beta}_0^F) + \bar{x}_1^F (\hat{\beta}_1^M - \hat{\beta}_1^F) + \dots + \bar{x}_K^F (\hat{\beta}_K^M - \hat{\beta}_K^F), \quad (5.9b)$$

gde izraz (5.9a) reprezentuje detaljnu dekompoziciju objašnjenog dela jaza ili dela jaza koji je rezultat razlika u prosečnim karakteristikama muškaraca i žena, dok izraz (5.9b) prikazuje neobjašnjeni deo jaza, tj. deo jaza koji je rezultat samo pripadnosti datoj demografskoj grupi (odnosno razlika u ocenama slobodnih članova), kao i različitog vrednovanja istih karakteristika koje poseduju pripadnici ove dve demografske grupe.

Ukoliko zatim pretpostavimo da skup objašnjavajućih promenljivih sadrži barem jednu kategoričku promenljivu z koja se sastoji od D kategorija, $d=1, \dots, D$, u opštem slučaju, jednačina zarada može da se izrazi sledećom formulom:

$$\ln(y_i) = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} + \sum_{d=1}^{D-1} \varphi_d z_{id} + \varepsilon_i, \quad i=1,2,\dots,N, \quad k=1,\dots,K, \quad d=1,\dots,D-1. \quad (5.10)$$

U gornjem izrazu β_0 je slobodni član, β_k je skup nepoznatih parametara uz objašnjavajuće promenljive x_{ik} , $k=1,\dots,K$, dok je φ_d skup nepoznatih parametara uz veštačke promenljive z_{id} , $d=1,\dots,D-1$, gde je z_{iD} D -ta referentna (isključena) veštačka promenljiva, a ε_i je slučajna greška. Predloženo je nekoliko rešenja za identifikaciju ocenjenih parametara uz veštačke promenljive u detaljnoj dekompoziciji razlika u zaradama muškaraca i žena. Uslov koji treba da bude ispunjen da bi identifikacija ocenjenih parametara bila moguća jeste da je suma parametara uz veštačke promenljive normalizovana u nuli, tj. $\sum_{d=1}^D \varphi_d = 0$. Da bi ovaj uslov bio ispunjen, Gardeazabal i Ugidos (2004) su predložili transformaciju veštačkih promenljivih pre ocenjivanja, tako što se u

model uključuje $D-1$ veštačkih promenljivih koje su izražene u formi odstupanja od izostavljene veštačke promenljive koja reprezentuje referentnu kategoriju. Ova procedura se ponavlja za svaku kategoričku promenljivu u modelu. Nakon primene metoda OLS, ocenjeni parametri uz transformisane veštačke promenljive mere direktne efekte uključenih veštačkih promenljivih, dok se ocena uz izostavljenu veštačku promenljivu dobija kao zbir ovih ocena, tj. $\hat{\varphi}_d = -\sum_{d=1}^{D-1} \hat{\varphi}_d$, $d=1,...,D-1$. Drugo rešenje,

koje rezultate detaljne dekompozicije dobijene standardnim metodom Blinder-Oaxaca-e čini invarijatnim na izbor referentne kategorije, sastoji se u iterativnom ocenjivanju modela u kojima se naizmenično isključuje po jedna iz skupa veštačkih promenljivih koje reprezentuju uticaj kategoričke promenljive na rezultate ocenjivanja (Jann 2008). Nakon toga transformiše se vektor ocenjenih parametara i dodaje parametar uz izostavljenu veštačku promenljivu. To znači da je u modelu (5.10) ocenjeni parametar uz D -tu izostavljenu veštačku promenljivu jednak nula, tj. $\varphi_D = 0$, dok je prosečna vrednost svih parametara određena izrazom: $\bar{\varphi} = (\varphi_1 + ... + \varphi_D) / D$. Ukoliko se sada vratimo na model (5.10) i prikažemo ga u formi transformisanog modela dobijamo:

$$\ln(y_i) = \tilde{\beta}_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{ik} + \tilde{\varphi}_1 z_{i1} + ... + \tilde{\varphi}_D z_{iD} + \varepsilon_i, i=1,2,...,N, k=1,...,K, d=1,...,D, (5.11)$$

gde su transformisani parametri $\tilde{\beta}_0 = \beta_0 + \bar{\varphi}$ i $\tilde{\varphi}_d = \varphi_d - \bar{\varphi}$, dok su β_k i x_{ik} prethodno determinisani, a ε_i je slučajna greška. Dakle, izrazi (5.10) i (5.11) su matematički ekvivalentni pod uslovom da je suma transformisanih parametara uz veštačke promenljive, koji su preuređeni na način da predstavljaju odstupanje od zajedničke sredine, jednaka nula. Jednostavnosti radi, primenom metoda Blinder-Oaxaca-e **detaljnu dekompoziciju** razlika u zaradama muškaraca i žena, koja se meri samo **kroz doprinos kategoričkih promenljivih**, možemo izraziti na sledeći način:

$$\ln(\hat{y}^M) - \ln(\hat{y}^F) = (\tilde{\beta}_0^M - \tilde{\beta}_0^F) + \sum_{d=1}^D \bar{z}_d^F (\tilde{\varphi}_d^M + \tilde{\varphi}_d^F) + \sum_{d=1}^D \tilde{\varphi}_d^M (\bar{z}_d^M - \bar{z}_d^F). \quad (5.12)$$

Prvi član, zajedno sa razlikom u transformisanim ocenama slobodnih članova, predstavlja neobjašnjeni deo razlike, dok drugi član predstavlja deo razlike koji je objašnjen uticajem date kategoričke promenljive. Izrazi pod sumom mogu da se razviju tako da mere pojedinačne uticaje svake od promenljivih iz skupa veštačkih promenljivih, $d=1,...,D$. Interpretacija članova dekompozicije u slučaju prisustva kategoričkih promenljivih je istovetna klasičnoj interpretaciji rezultata dekompozicije. Konzistentne ocene varijansi i kovarijansi za transformisane ocene parametara, tj. $\hat{Var}(\tilde{\varphi}_d)$, moguće je dobiti primenom standardnih formula za izračunavanje matrice varijansi i kovarijansi ponderisanih suma slučajnih promenljivih, koje se zasnivaju na zakonitosti da je varijansa razlike (zbira) dve slučajne promenljive jednaka razlici (zbiru) varijansi dve slučajne promenljive, tj. $Var(x_{i1} \pm x_{i2}) = Var(x_{i1}) \pm Var(x_{i2})$ (Jann 2008).

5.2 Proširenje standardnog obrasca dekompozicije razlika u zaradama nakon izbora metoda ocenjivanja

5.2.1 Metod dekompozicije u modelima sa korekcijom za neslučajan izbor podataka

Primena metoda dekompozicije Blinder-Oaxaca-e u modelima sa korekcijom za neslučajan izbor podataka bazira se na Heckman-ovom (1976, 1979) pristupu i modelu izbora podataka (2.24a)–(2.24d) (videti *tačku* 2.2.1). Polazi se od pretpostavke da izbor pojedinca da se uključi u tržište rada nije slučajan i da neopažene karakteristike koje određuju nečiju stvarnu zaradu nisu nezavisne od odluke pojedinca da li će da radi ili ne. Drugim rečima, ponuđena zarada (en. *offered wage*) takođe može da utiče na odluku pojedinca o tome da li će da radi ili ne. Dakle, ako su neopažene karakteristike, koje utiču na odluke pojedinaca da se priključe radnoj snazi, korelisane sa posmatranim karakteristikama u jednačini zarada, tada će njihovo zanemarivanje dovesti do pristrasnih ocena dobijenih metodom OLS u jednačini zarada.

Poznato je da mehanizam izbora podataka sugerise da se stvarna zarada y_i posmatra samo za i -tog pojedinca, u uzorku veličine N , koji je doneo pozitivnu odluku da radi, tj.

$y_i = y_i^*$ kada je $d_i = 1$. Dakle, očekivana vrednost od y_i , odnosno očekivana zarada za pojedinca koji radi, može da se prikaže na sledeći način:

$$E[y_i | z_i, d_i = 1] = x_i' \beta + E[\varepsilon_i | v_i > -z_i' \lambda] = x_i' \beta + \rho \sigma_\varepsilon \Theta_i, \quad (5.13)$$

gde je ρ koeficijent korelacije između ε_i i v_i , σ_ε je koren iz rezidualne varijanse u jednačini zarada, $\Theta_i = \phi(z_i' \lambda) / \Phi(z_i' \lambda)$ je inverzni Mills-ov količnik, a $\phi(\cdot)$ i $\Phi(\cdot)$ su funkcija gustine i funkcija raspodele standardizovane normalne slučajne promenljive, respektivno. Jednačina zarada samo za one koji rade, tj. na cenzurisanom uzorku opservacija, $i=1, \dots, N_1 < N$, može da se izrazi na način:

$$y_i | z_i, d_i = 1 = x_i' \beta + \kappa \hat{\Theta}_i + \gamma_i, \quad (5.14)$$

gde je $\kappa = \rho \sigma_\varepsilon$, a $\hat{\Theta}_i$ je konzistentna ocena inverznog Mills-ovog količnika koja je dobijena ocenjivanjem jednačine izbora podataka na celom uzorku od N jedinica posmatranja.

Polazeći od rezultata ocenjivanja **modela izbora podataka sa korekcijom za neslučajan izbor**, Neuman i Oaxaca (2004) su predložili sledeći način dekompozicije razlika u zaradama muškaraca i žena:

$$\ln(\hat{y}^M) - \ln(\hat{y}^F) = \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^M (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F) + \sum_{k=1}^K \bar{x}_k^F (\hat{\beta}_k^M - \hat{\beta}_k^F) + (\hat{\kappa}^M \hat{\Theta}^M - \hat{\kappa}^F \hat{\Theta}^F), \quad k=1, \dots, K, \quad (5.15)$$

gde je $\hat{\kappa}$ ocena od $\rho \sigma_\varepsilon$, a $\hat{\Theta}$ je ocena prosečne vrednosti inverznog Mills-ovog količnika kao nelinearne funkcije indeksa $z_i' \lambda$, tj. $\hat{\Theta} = \sum_{i=1}^N \hat{\Theta}_i / N$, dok je K broj objašnjavajućih promenljivih. Ocenjene vrednosti zarada i njihovo razlaganje na tri komponente dekompozicije u (5.15), dobijene su ocenjivanjem jednačine zarada (5.14)

za muškarce i žene ponaosob. Prva dva člana u izrazu (5.15) predstavljaju objašnjeni i neobjašnjeni deo ukupne razlike u posmatranim zaradama muškaraca i žena, te imaju istu interpretaciju kao što je već ranije objašnjeno, dok treći član predstavlja deo razlike koja se pripisuje korekciji za neslučajan izbor podataka. Ocene varijansi komponenata dekompozicije se mogu izračunati na način prikazan u *tački 5.1.1.*

Na osnovu izraza (5.15) se mere razlike u ocenjenim vrednostima posmatranih zarada muškaraca i žena (en. *observed wage difference*). Uvođenje poslednjeg člana u izraz (5.15), otvara pitanje koje se odnosi na to da li i ovaj član treba da se dalje razloži na deo razlike objašnjene prosečnim karakteristikama pojedinaca i na neobjašnjeni deo razlike (koji nastaje zbog diskriminacije) i na koji način (Neuman i Oaxaca 2004). Jedno od rešenja koje se primenjuje u empirijskim studijama jeste da se poslednji član prebaci na levu stranu izraza (5.15) i oduzme od ocenjene vrednosti posmatranih zarada. U ovom slučaju, dekompozicija se više ne sastoji u razlaganju razlika u ocenjenim vrednostima posmatranih zarada, već u razlaganju razlika u ocenjenim vrednostima zarada koje su korigovane za neslučajan izbor podataka (en. *selectivity adjusted wage difference*) (Madden 2000).

Neuman i Oaxaca (2004) su dali alternativno rešenje za interpretaciju dela ukupne razlike u zaradama koji se pripisuje korekciji za neslučajan izbor podataka, predloživši sledeću dekompoziciju uslovne srednje vrednosti slučajnih grešaka iz jednačina zarada muškaraca i žena, $E(\varepsilon_i^M | v_i^M > -z_i^{M'} \hat{\lambda}^M) - E(\varepsilon_i^F | v_i^F > -z_i^{F'} \hat{\lambda}^F)$:

$$\hat{\kappa}^M \hat{\Theta}^M - \hat{\kappa}^F \hat{\Theta}^F = \hat{\kappa}^M (\hat{\Theta}^{F^0} - \hat{\Theta}^F) + \hat{\kappa}^M (\hat{\Theta}^M - \hat{\Theta}^{F^0}) + (\hat{\kappa}^M - \hat{\kappa}^F) \hat{\Theta}^F, \quad (5.16)$$

gde je $\hat{\Theta}^{F^0} = \sum_{i=1}^{N_F} \hat{\Theta}_i^{F^0} / N_F$, $\hat{\Theta}_i^{F^0} = \phi(z_i^{F'} \hat{\lambda}^M) / \Phi(z_i^{F'} \hat{\lambda}^M)$, a N_F je poduzorak zaposlenih

žena. U izrazu (5.16) struktura zarada muškaraca reprezentuje strukturu zarada u slučaju da nema diskriminacije. Članovi ove dekompozicije imaju sledeću interpretaciju: prvi član meri efekte razlika u ocenjenim parametrima koji su dobijeni iz jednačine selekcije koja determiniše izbor pojedinca da radi, drugi član meri efekte u srednjim vrednostima nezavisnih promenljivih iz iste jednačine, dok poslednji član meri efekte razlika u

zaradama koje su rezultat odgovora posmatranih zarada na verovatnoću selekcije u uzorak pojedinaca koji rade. Poslednji član, dakle, meri efekte razlika u koeficijentima korelacije između neopaženih karakteristika u jednačinama izbora podataka i zarada, kao i razlike u varijansama slučajnih grešaka u jednačinama zarada za muškarce i žene. Polazeći od toga da izložena procedura ocenjivanja daje konzistentne ocene od $\hat{\kappa} = \hat{\rho}\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, Neuman i Oaxaca (2004) su član $(\hat{\kappa}^M - \hat{\kappa}^F)$ iz (5.16) dalje razložili na sledeće dve komponente:

$$(\hat{\kappa}^M - \hat{\kappa}^F) = (\hat{\rho}^M - \hat{\rho}^F)\hat{\sigma}_\varepsilon^{2M} + \hat{\rho}^F(\hat{\sigma}_\varepsilon^{2M} - \hat{\sigma}_\varepsilon^{2F}). \quad (5.17)$$

Ukoliko se dekompozicija razlika u zaradama vrši pod pretpostavkom da je potrebno dalje razlagati deo ukupne razlike koji se pripisuje korekciji za neslučajan izbor podataka, sugerise se da se ovaj član izdvoji kao zaseban deo dekompozicije. Tim više što se u nekim empirijskim studijama pokazalo da pristrasnost usled neslučajnog izbora podataka nema značajan doprinos u objašnjenju diskriminacije i da je sama ova pretpostavka podložna daljem empirijskom testiranju (Madden 2000).⁷⁰

5.2.2 Metod dekompozicije u modelima panela

Objašnjavajući primenu metoda dekompozicije razlika u zaradama u modelima panela, koji se zasnivaju na standardnom obrascu Blinder-Oaxaca-e, najpre ćemo se osvrnuti na klasični linearni model panela sa fiksnim individualnim efektima,⁷¹ koji je detaljnije izložen u *tački 2.1.1.2*, a koji se može izraziti na sledeći način (Hsiao 2003):

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad i=1,2,...,N, t=1,2,...,T. \quad (5.18)$$

⁷⁰ Predlažu se i drugi metodi dekompozicije u modelima sa korekcijom za neslučajan izbor podataka. Npr. Nielsen (1998) modifikuje standardni metod dekompozicije Blinder-Oaxaca-e za primenu u logit modelima. Yun (2000) predlaže metod dekompozicije koji se zasniva na tzv. uopštenom pristupu pristrasnosti usled neslučajnog izbora podataka. Ovaj metod dekompozicije se može primeniti na rezultate ocenjenih jednačina zarada koji su dobijeni bilo parametarskim ili poluparametarskim metodima, ako su ocene regresionih parametara konzistentne.

⁷¹ Da bismo ukazali na razliku između individualnih (neopaženih) i grupnih (neopaženih) efekata, u ovoj tački ćemo u nazive modela sa fiksnim i slučajnim efektima dodati i ovu odrednicu.

U modelu (5.18) y_{it} je $(T \times 1)$ vektorska zavisna promenljiva, čija vrednost za i -tu jedinicu posmatranja u vremenskoj tački t , zavisi od $(T \times K)$ vektora objašnjavajućih promenljivih x_{it} koje su karakteristične za i -tu jedinicu posmatranja u vremenskoj tački t i variraju kroz vreme i jedinice posmatranja; β_0 je slobodni član, dok su μ_i ($\mu_i = (\mu_{i1}, \dots, \mu_{iN})'$) individualni efekti koji odražavaju neopaženu heterogenost (en. *unobserved heterogeneity*). Za slučajne greške ε_{it} se pretpostavlja da su $\varepsilon_{it} \sim IID(0, \sigma_\varepsilon^2)$ sa kovarijansom između ε_i i ε_j jednakom nula, tj. $Cov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$, $i \neq j$, kao i da su nezavisne od x_{it} .

U zavisnosti od toga kako se tretiraju individualni efekti μ_i , tj. da li predstavljaju aditivne članove u modelu sa fiksnim efektima (5.18) ili se polazi od pretpostavke da su iz modela izostavljeni, moguće je primeniti najmanje dva metoda ocenjivanja u nivoima promenljivih koji daju numerički identične ocene parametara $\hat{\beta}$. Primena metoda LSDV bazira se na OLS ocenjivanju modela fiksnih efekata sa veštačkim promenljivim (videti *tačku 2.1.1.2*). Drugi metod se sastoji u OLS ocenjivanju transformisanog modela sa fiksnim efektima u kojem su zavisna promenljiva, objašnjavajuće promenljive i slučajne greške izraženi u formi odstupanja od sopstvenih proseka, tj. $(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i)$, $i=1,2,\dots,N$, $t=1,2,\dots,T$. Ovaj metod ocenjivanja uzima vrednosti pojedinačnih opservacija koje su uprosečene kroz vreme, tako da svi članovi modela koji su vremenski invarijantni (slobodni član, individualni efekti i individualne promenljive) iščezavaju primenom ove transformacije te, stoga, ne mogu da se ocene (Jovičić i Dragutinović Mitrović 2011).

Ukoliko se zanemari vremenska dimenzija panela, tj. ako se posmatra specijalan slučaj da je $t=1$, i pretpostavi da se podaci o jedinicama posmatranja, $i=1,\dots,N$, analiziraju u g grupa, $g=1,\dots,G$, tada se model sa fiksnim grupnim efektima, na bazi kojeg će se oceniti razlika u zaradama muškaraca i žena, svodi na sledeći izraz:

$$y_{ig} = \beta_0 + x'_{ig} \beta + z'_g \varphi + \mu_g + \varepsilon_{ig}, \quad i=1,2,\dots,N, g=1,2,\dots,G. \quad (5.19)$$

U izrazu (5.19) y_{ig} predstavlja vrednost zavisne promenljive za i -tu jedinicu posmatranja u grupi g , koja se posmatra u zavisnosti od x_{ig} skupa posmatranih individualnih karakteristika i -te jedinice posmatranja koja pripada grupi g , kao i od posmatranih individualnih karakteristika z_g koje su zajedničke svim jedinicama posmatranja koje pripadaju istoj grupi, i neopaženih grupnih efekata μ_g za sve jedinice posmatranja u grupi g . Nadalje, β_0 , β i φ su nepoznati regresioni parametri, ε_{ig} su slučajne greške, a od početnih pretpostavki o raspodeli ovog člana u modelu (5.19) zavisi izbor metoda ocenjivanja.

U **modelu panela sa fiksnim grupnim efektima** polazi se od specifikacije u kojoj se ukupni grupni efekti sastoje od posmatranih (z_g) i od neopaženih efekata (μ_g) (de la Rica 2003):⁷²

$$y_{ig} = \beta_0 + x'_{ig}\beta + \psi_g + \varepsilon_{ig}, \quad i=1,2,...,N, g=1,2,...,G, \quad (5.20)$$

gde je $\psi_g = z'_g\varphi + \mu_g$, a preostali članovi modela su ranije definisani. Jednačina (5.20) se posebno iskazuje za muškarce i žene. Skup individualnih promenljivih z_g sadrži npr. karakteristike radnog mesta, kao što su zanimanje, ekonomski sektor, region i sl. koje su zajedničke za sve jedinice posmatranja u okviru date grupe g i za koje se pretpostavlja da su fiksne tokom vremena. S druge strane, μ_g su neopaženi grupni efekti ili grupni efekti objašnjavajućih promenljivih koje su izostavljene iz modela koji se ocenjuje.

Primenom metoda ocenjivanja LSDV na model fiksnih grupnih efekata, dobijaju se sledeće dve ocenjene jednačine zarada za muškarce i žene:

$$\ln(\hat{y}_g^M) = \hat{\beta}_0^M + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^M \bar{x}_{kg}^M + \hat{\varphi} \bar{z}_g + \hat{\mu}_g, \quad (5.21a)$$

⁷² Ova specifikacija kombinuje klasični model panela sa fiksnim individualnim efektima i pristup uporedive vrednosti (en. *comparable worth approach*) prema kojem muškarci i žene istih zanimanja treba da za obavljanje istog posla budu i jednako plaćeni (Johnson i Solon 1986).

$$\ln(\hat{y}_g^F) = \hat{\beta}_0^F + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_k^F \bar{x}_{kg}^F + \hat{\varphi} \bar{z}_g + \hat{\mu}_g, \quad k=1, \dots, K, g=1, 2, \dots, G \quad (5.21b)$$

u kojima su $\hat{y}_g^M$ i $\hat{y}_g^F$ ocenjene ponderisane srednje vrednosti zarada za muškarce i žene za sve grupe, dok su $\bar{x}_{kg}^M$ i $\bar{x}_{kg}^F$ ponderisane prosečne posmatrane karakteristike muškaraca i žena za sve grupe, respektivno, $\bar{z}_g$ su prosečne posmatrane karakteristike koje su iste za muškarce i žene unutar grupa, a $\hat{\mu}_g$ su ocene veštačkih promenljivih za grupe. Vrednosti pondera su dobijene kao proporcije muškaraca i žena u svakoj grupi g , posmatrano u odnosu na ukupnu proporciju muškaraca i žena u celom uzorku N . K je broj posmatranih objašnjavajućih promenljivih x .

Oduzimanjem jednačine (5.21b) od (5.21a) dobija se standardni obrazac Blinder-Oaxaca-ine dekompozicije razlika u zaradama. Izložena procedura omogućava da se primene standardni metodi dekompozicije koji su ranije izloženi, a tiču se detaljnog razlaganja rodni razlika i merenja uticaja efekata kategoričkih promenljivih. Procedura na bazi koje se dobija struktura zarada u odsustvu diskriminacije polazi od toga da se oceni zajednička jednačina zarada na ukupnom uzorku muškaraca i žena i formira ocena $\hat{\beta}^*$ (Oaxaca i Ransom 1994).

Metodi ocenjivanja modela panela sa fiksnim individualnim efektima daju robustne rezultate pod pretpostavkom da postoji korelisanost između μ_i i x_{it} , dok se metodi ocenjivanja modela panela sa slučajnim individualnim efektima zasnivaju na strogoj pretpostavci o nezavisnosti ovih veličina, tako da važi $E[\mu_i | x_{it}] = 0$, $i=1, \dots, N$, $t=1, \dots, T$. Klasični linearni model panela sa slučajnim individualnim efektima može da se izrazi u sledećoj formi (Hsiao 2003):

$$y_{it} = \beta_0 + x_{it}'\beta + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad i=1, 2, \dots, N, t=1, 2, \dots, T, \quad (5.22)$$

gde su svi članovi modela, kao i pretpostavke o slučajnoj grešci poznati. Stroga pretpostavka o nezavisnosti μ_i i x_{it} , na kojoj počiva primena klasičnog linearnog

modela sa slučajnim individualnim efektima, može da se učiniti manje restriktivnom ako se naruši uslovom da je $E[\mu_i | x_{it}] \neq 0$. Chamberlain (1984) je predložio model panela sa koreliranim slučajnim efektima (en. *correlated random effects model*):

$$\mu_i = x'_{it}\gamma + \varsigma_i, \quad i=1,2,\dots,N, \quad t=1,2,\dots,T, \quad (5.23)$$

gde je μ_i ponderisana suma posmatranih objašnjavajućih promenljivih x_{it} . Model (5.23) daje linearnu projekciju neopaženih efekata μ_i na regresore u modelu sa slučajnim efektima x_{it} i grešku projekcije ς_i , za ceo vremenski period, $t=1,\dots,T$. Potpun model sa koreliranim slučajnim efektima, dakle, dobijamo ako μ_i u modelu (5.22) zamenimo sa jednačinom (5.23). Reparametarizacijom modela uz posmatrane objašnjavajuće promenljive x_{it} dobijaju se novi parametri π .⁷³

Ukoliko se ponovo posmatra specijalan slučaj da je $t=1$ i da se jedinice posmatranja i , $i=1,\dots,N$, analiziraju u g grupa, $g=1,\dots,G$, model panela sa koreliranim slučajnim grupnim efektima se može izraziti na sledeći način (de la Rica 2003):

$$\mu_g^M = x_g^{M'}\gamma^M + x_g^{F'}\gamma^F + \delta^M F_g + \varsigma_g^M, \quad (5.24a)$$

$$\mu_g^F = x_g^{F'}\gamma^F + x_g^{M'}\gamma^M + \delta^F F_g + \varsigma_g^F, \quad g=1,2,\dots,G. \quad (5.24b)$$

Grupni efekti označeni su redom sa μ_g^M i μ_g^F za muškarce i žene, a posmatrane objašnjavajuće promenljive u pripadajućim jednačinama sa x_g^M i x_g^F . Sistemu jednačina (5.24a)–(5.24b) dodati su i članovi F_g , koji izražavaju proporciju (zastupljenost) žena u svakoj grupi g , pri čemu su δ^M i δ^F nepoznati parametri uz date promenljive F_g , a ς_g^M i ς_g^F su slučajne greške za koje se pretpostavlja da nisu korelisane sa x_g^M i x_g^F , u jednačinama muškaraca i žena, respektivno.

⁷³ Ovaj pristup tretiranja individualnih efekata je u literaturi poznat pod nazivom Chamberlain-ov π pristup (Hsiao 2003).

Ukoliko se u modelima zarada muškaraca i žena, μ_g^M i μ_g^F zamene sa izrazima na desnoj strani jednačina (5.24a) i (5.24b), dobijaju se sledeće dve redukovane forme **modela panela sa korelisanim slučajnim grupnim efektima** (de la Rica 2003):

$$y_{ig}^M = \beta_0^M + x_{ig}^{M'} \beta^M + z_g^{M'} \mu^M + x_g^{M'} \gamma_1^M + x_g^{F'} \gamma_2^M + \delta^M F_g + \zeta_g^M + \varepsilon_{ig}^M, \quad (5.25a)$$

$$y_{ig}^F = \beta_0^F + x_{ig}^{F'} \beta^F + z_g^{F'} \mu^F + x_g^{F'} \gamma_1^F + x_g^{M'} \gamma_2^F + \delta^F F_g + \zeta_g^F + \varepsilon_{ig}^F, \quad (5.25b)$$

$i=1,...,N, g=1,...,G$.

U modelima (5.25a) i (5.25b), pored članova koji su već prethodno definisani, parametri γ_r , $r=1,2$, mere uticaj prosečnih objašnjavajućih promenljivih (neopažene karakteristike), koje su inicijalno izostavljene iz modela zarada muškaraca i žena koji pripadaju istoj grupi radnika. S druge strane, parametri δ mere uticaj rodne strukture na pojedinačne zarade zaposlenih muškaraca i žena koji pripadaju istoj grupi radnika.

Ocenjivanjem dveju posebnih jednačina zarada metodom OLS (5.25a) i (5.25b) za muškarce i žene, respektivno, na nivou grupa kojima pripadaju radnici sa istim karakteristikama, dobijaju se sledeća dva ocenjena modela:

$$\ln(\hat{y}_g^M) = \hat{\beta}_0^M + \sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_k^M + \hat{\gamma}_1^M) \bar{x}_{kg}^M + \hat{\varphi} \bar{z}_g^M + \sum_{k=1}^K \hat{\gamma}_2^M \bar{x}_{kg}^F + \hat{\delta}^M F, \quad (5.26a)$$

$$\ln(\hat{y}_g^F) = \hat{\beta}_0^F + \sum_{k=1}^K (\hat{\beta}_k^F + \hat{\gamma}_1^F) \bar{x}_{kg}^F + \hat{\varphi} \bar{z}_g^F + \sum_{k=1}^K \hat{\gamma}_2^F \bar{x}_{kg}^M + \hat{\delta}^F F, \quad k=1,...,K, g=1,2,...,G. \quad (5.26b)$$

U modelima (5.26a) i (5.26b), $\hat{y}_g^M$ i $\hat{y}_g^F$ su ocene ponderisanih srednjih vrednosti zarada muškaraca i žena, dok su $(\bar{x}_{kg}^M$ i $\bar{x}_{kg}^F)$ i $(\bar{z}_g^M$ i $\bar{z}_g^F)$ ponderisane prosečne posmatrane individualne karakteristike, kao i karakteristike radnog mesta, muškaraca i žena za sve grupe, respektivno. K je broj posmatranih objašnjavajućih promenljivih x , u ocenjenim modelima zarada muškaraca i žena. Ponderi su izračunati na način da odražavaju proporciju muškaraca i žena u svakoj grupi u odnosu na ukupan broj muškaraca i žena u celom uzorku. Pored standardnih razlika u ocenama slobodnih članova i u prosečnim posmatranim karakteristikama muškaraca i žena, jednačine

zarada (5.26a) i (5.26b) upućuju na to da je moguće izmeriti i prosečne razlike u neopaženim karakteristikama, kao i to koliko se one vrednuju za muškarace i žene ponaosob, a isto tako mogu da se dobiju i razlike u prosečnom efektu udela žena u određenoj grupi na zarade muškaraca i žena, respektivno. I kod ocenjivanja modela panela sa koreliranim slučajnim grupnim efektima, procedura dekompozicije prosečnih razlika u zaradama muškaraca i žena se svodi na standardni obrazac Blinder-Oaxaca-e, čija primena je već objašnjena u prethodnim tačkama ovog poglavlja.

5.2.3 Metod dekompozicije u kvantilnim regresijama

Kvantilnu regresiju, polazeći od pristupa Koenker-a i Bassett-a (1978, 1982) i Buchinsky-og (1998a), moguće je izraziti u obliku funkcije raspodele verovatnoće, pod uslovom da su $\{y_i, x_i\}$, $i=1, \dots, N$, nezavisni slučajni uzorci birani iz neke populacije:

$$P(y_i \leq \theta | x_i) = F_{\varepsilon_\theta}(\theta - x_i' \beta_\theta | x_i), \forall \theta \in (0,1), i=1, \dots, N, \quad (5.27)$$

gdje je x_i ($1 \times K$) vektor objašnjavajućih promenljivih, β_θ je ($K \times 1$) vektor nepoznatih parametara kvantilne regresije, a θ je θ -ti kvantil od y_i koje je uslovljeno skupom objašnjavajućih promenljivih x_i .

Da bi se razlike u zaradama posmatrale na različitim tačkama duž cele raspodele, funkcije zarada za muškarce i žene mogu da se prikažu u obliku kvantilne regresije:

$$\ln(y_i^M) = x_i^{M'} \beta_\theta^M + \varepsilon_{\theta_i}^M, Q_\theta^M(y_i^M | x_i^M) = x_i^{M'} \beta_\theta^M, \quad (5.28a)$$

$$\ln(y_i^F) = x_i^{F'} \beta_\theta^F + \varepsilon_{\theta_i}^F, Q_\theta^F(y_i^F | x_i^F) = x_i^{F'} \beta_\theta^F, \quad i=1, \dots, N, \quad (5.28b)$$

gde $Q_\theta^{M,F}(y_i^{M,F} | x_i^{M,F})$ označava uslovni $\theta^{M,F}$ -ti kvantil raspodele zavisne promenljive $y_i^{M,F}$ za dato $x_i^{M,F}$, a raspodela slučajne greške $\varepsilon_{\theta_i}^{M,F}$, označimo je sa $F_{\varepsilon_{\theta_i}^{M,F}}(.)$, nije poznata. Jedini uslov koji treba da zadovolji slučajna greška $\varepsilon_{\theta_i}^{M,F}$ je uslov o

nezavisnosti od skupa objašnjavajućih promenljivih, tj. $Q_{\theta}^{M,F}(\varepsilon_{\theta}^{M,F} | x_i^{M,F}) = 0$. Koenker i Bassett (1978) su pokazali da se β_{θ} može oceniti rešenjem sledećeg problema minimizacije, za $\forall \theta \in (0,1)$:

$$\hat{\beta}_{\theta} = \min_{\beta \in \mathbb{R}^K} \frac{1}{N} \left[\sum_{i, y_i \geq x_i \beta} \theta |y_i - x_i \beta| + \sum_{i, y_i < x_i \beta} (1-\theta) |y_i - x_i \beta| \right], \quad i=1, \dots, N. \quad (5.29)$$

Vektor ocenjenih regresionih parametara $\hat{\beta}_{\theta}^{M,F}$ interpretira se kao marginalna promena na uslovnom kvantilu $\theta^{M,F}$, *ceteris paribus*, nastala zbog marginalne promene u odgovarajućem elementu vektora objašnjavajućih promenljivih $x_i^{M,F}$ (Buchinsky 1994). U smislu ekonomske interpretacije, ocenjeni parametri kvantilne regresije direktno mere stope prinosa na različite karakteristike ljudskog kapitala (i druge objašnjavajuće promenljive) na izabranim kvantilima uslovne raspodele zarada.

Buchinsky (1998b) je primenu kvantilnih regresija proširio na modele izbora podataka sa korekcijom pristrasnosti ocena regresionih parametara koja nastaje usled neslučajnog izbora podataka (Gronau 1974; Heckman 1979). Klasični model izbora podataka (videti tačku 2.2.4.1) sastoji se od dve jednačine, prve koja predstavlja osnovni regresioni model, a kojom se ponuđena zarada modelira kao funkcija objašnjavajućih promenljivih (x_i), dok se drugom jednačinom određuje mehanizam izbora opservacija zavisne promenljive u uzorak koji se zasniva na tome da se ponuđena zarada posmatra samo ako je i prihvaćena, tj. ($y_i = y_i^*$), i funkcija je objašnjavajućih promenljivih (z_i). Identifikacija ocenjenih parametara osnovnog regresionog modela je moguća ako je $x_i \subset z_i$, pod uslovom da z_i sadrži najmanje jednu promenljivu koja je isključena iz x_i .

Ako se mehanizam izbora podataka zavisne promenljive uključi u kvantilnu regresiju tada se posmatrana zarada, za muškarce i žene ponaosob, može izraziti na sledeći način:

$$\begin{aligned} Q_{\theta}^{M,F}(y_i^{M,F} | x_i^{M,F}) &= Q_{\theta}^{M,F}(y_i^{*M,F} | x_i^{M,F}, d_i^{M,F} = 1), \quad i=1, \dots, N, \\ &= x_i^{M,F'} \beta_{\theta}^{M,F} + Q_{\theta}^{M,F}(\varepsilon_{\theta}^{M,F} | z_i^{M,F}, d_i^{M,F} = 1). \end{aligned} \quad (5.30)$$

Ukoliko je drugi aditivni član u (5.30), $Q_{\theta}^{M,F}(\varepsilon_{\theta}^{M,F} | z_i^{M,F}, d_i^{M,F} = 1)$, funkcija samo poznatog indeksa $g_i^{M,F}(\cdot)$, tada prema Buchinsky-om (1998b), jednačina posmatranih zarada za muškarce i žene može da se izrazi u formi **kvantilne regresije**:

$$\ln(y_i^M) = x_i^{M'} \beta_{\theta}^M + \Theta_{\theta}^M(g_i^M) + \varepsilon_{\theta_i}^M, i=1,...,N, \quad (5.31a)$$

$$\ln(y_i^F) = x_i^{F'} \beta_{\theta}^F + \Theta_{\theta}^F(g_i^F) + \varepsilon_{\theta_i}^F, i=1,...,N, \quad (5.31b)$$

gde je $\Theta_{\theta}^{M,F} \equiv Q_{\theta}^{M,F}(\varepsilon_{\theta}^{M,F} | z_i^{M,F}, d_i^{M,F} = 1)$, a uslov da je $Q_{\theta}^{M,F}(\varepsilon_{\theta_i}^{M,F} | x_i^{M,F}) = 0$ i dalje važi. Budući da funkcija $\Theta_{\theta}^{M,F}(g_i^{M,F})$, koja u gornjem sistemu jednačina predstavlja inverzni Mills-ov količnik, nije poznata, predviđeno je da se izvrši njena aproksimacija stepenim redom (en. *power series expansion*), primenom jedne od procedura koje su izložene u *tački 2.2.4.1*. Time se problem ocenjivanja kvantilnih regresija svodi na primenu standardne dvostepene procedure, gde se u prvom koraku, primenom npr. neparametarskog ocenjivanja jezgrom dobijaju parametri jednačine selekcije, dok se, zatim, u drugom koraku ocenjuje kvantilna regresija zarada koja pored objašnjavajućih promenljivih (x_i) sadrži i ocenu inverznog Mills-ovog količnika $\hat{\Theta}_{\theta}(g_i)$.

Dekompozicija razlika u zaradama muškaraca i žena na različitim kvantilima raspodele zarada koju su razvili Machado i Mata (2005) se zasniva na konstrukciji hipotetičke raspodele (en. *counterfactual distribution*) zarada žena koja bi predstavljala raspodelu zarada žena u slučaju da žene imaju sopstvene uzoračke karakteristike a da su plaćene kao muškarci u istom uzorku. Dakle, ovaj pristup proširuje standardni pristup dekompozicije razlika u zaradama koji su predložili Blinder i Oaxaca na celu raspodelu zarada, što je omogućeno ocenjivanjem funkcije zarada u obliku kvantilne regresije. Kvantilne regresije obuhvataju uticaje promena u objašnjavajućim promenljivim na uslovnoj raspodeli zarada na sličan način kao što i klasične linearne regresije, koje se ocenjuju primenom metoda OLS u srednjim vrednostima promenljivih, mere uticaje promena u objašnjavajućim promenljivim u srednjoj vrednosti uslovne raspodele zarada (Machado i Mata 2005). Rezultati ocenjivanja funkcija zarada primenom metoda kvantilnih regresija, zahvaljujući pristupu koji polazi od ocene hipotetičke raspodele

zarada, omogućuju da se efekti razlika u zaradama prate kroz medijanu i druge kvantile, kao i u višim momentima (i ostalim statistikama) raspodele zarada.⁷⁴

Procedura koju su razvili Machado i Mata (2005) objedinjava primenu metoda kvantilnih regresija sa metodom samouzorkovanja u generisanju slučajnih uzoraka, a sastoji se u nekoliko koraka: (i) generiše se slučajan uzorak od m uzoračkih jedinica, $i=1,...,m$, iz uniformne raspodele $U[0,1]$: $u_1,...,u_m$; (ii) za svako m se ocenjuje kvantilna regresija koja rezultuje ocenama parametara $\hat{\beta}_{\theta}^{M,F}(u_i)$, $i=1,...,m$; (iii) generiše se slučajan uzorak sa ponavljanjem od m uzoračkih jedinica iz skupa objašnjavajućih promenljivih x , označenih sa $\tilde{x}_i^{M,F}$, $i=1,...,m$; (iv) formiraju se slučajni uzorci od m uzoračkih jedinica, $\tilde{y}_i^{M,F} = \tilde{x}_i^{M,F} \hat{\beta}_{\theta}^{M,F}(u_i)$, $i=1,...,m$, iz marginalne raspodele zarada y ; (v) i na kraju se formira hipotetička raspodela, $\tilde{y}_i^{F,h} = \tilde{x}_i^F \hat{\beta}_{\theta}^M(u_i)$, koja predstavlja empirijske vrednosti raspodele zarada žena, koju bi žene mogle da ostvare sa sopstvenim karakteristikama, pod uslovom da se njihov rad vrednuje na osnovu cena rada muškaraca. Polazeći od prikazane procedure, **dekompozicija razlika po kvantilima raspodele zarada** se može predstaviti na sledeći način, za $\forall \theta \in (0,1)$:

$$Q_{\theta}^M(y_i^M) - Q_{\theta}^F(y_i^F) = [Q_{\theta}^M(\tilde{y}_i^M) - Q_{\theta}^F(\tilde{y}_i^{F,h})] - [Q_{\theta}^F(\tilde{y}_i^{F,h}) - Q_{\theta}^F(\tilde{y}_i^F)] + rezidual. \quad (5.32)$$

Prvi član u zagradi na desnoj strani izraza (5.32) predstavlja doprinos koeficijenata (ili “cena” individualnih karakteristika) razlici u zaradama na θ -tom kvantilu raspodele zarada muškaraca i na θ -tom kvantilu raspodele zarada žena, dok drugi član predstavlja doprinos individualnih karakteristika toj razlici. Melly (2005b) ističe da poslednji član dekompozicije, koji se sastoji od tri tipa grešaka, iščezava sa povećanjem broja simulacija, sa porastom broja opservacija u uzorku, kao i pod pretpostavkom da je kvantilna regresija tačno specifikovana. Angrist et al. (2006) su u svom radu diskutovali o primeni asimptotske teorije u modeliranju podataka u uslovima pogrešne specifikacije kvantilnih regresija i ukazali na pristrasnost rezultata koja nastaje zbog isključenih relevantnih regresora. Međutim, nije redak slučaj da se zanemaruje prisustvo

⁷⁴ DiNardo et al. (1996) su predložili alternativan metod dekompozicije koji se bazira na rezultatima ocenjivanja hipotetičke raspodele zarada.

rezidualnog člana u dekompoziciji razlika u zaradama koja se izvodi iz empirijskog modela kvantilne regresije (de la Rica et al. 2008).

Albrecht et al. (2009) su modifikovali metod Machado i Mata (2005), uvođenjem korekcije za neslučajan izbor podataka u kvantilne regresije prema pristupu koji je razvio Buchinsky (1998b), dok su de la Rica et al. (2008) primenili modele panela sa fiksnim individualnim efektima u testiranju hipoteze o statističkoj diskriminaciji. Međutim, rukovodeći se spoznajom da se ocenjena hipotetička raspodela zarada žena zasniva na ocenama parametara iz kvantilne regresije zarada muškaraca koje ne bi trebalo da budu pristrasne, pri razlaganju razlika na kvantilima raspodele zarada ne uključuje se član koji bi ukazivao na značajnost korekcije rezultata ocenjivanja usled neslučajnog izbora podataka (de la Rica et al. 2008). Takođe, Melly (2005b) zanemaruje problem pristrasnosti usled neslučajnog izbora podataka pri korišćenju pristupa Machado i Mata (2005) u analizi razlika u zaradama između javnog i privatnog sektora.⁷⁵ Uključivanje članova korekcije na način objašnjen u ekonometrijskoj literaturi (Albrecht et al. 2009), u empirijsko modeliranje kvantilnih regresija, ne predstavlja pouzdan metod za ublažavanje potencijalne pristrasnosti koja je rezultat neslučajnog izbora podataka. Huber i Melly (2011) su pokazali da je pretpostavka o nezavisnosti slučajne greške od regresora u kvantilnim regresijama sa korekcijom za neslučajan izbor često narušena. Pretpostavka o nezavisnosti podrazumeva da su ocenjeni parametri kvantilnih regresija homogeni i jednaki ocenama dobijenim metodom OLS u srednjoj vrednosti, čime se primena kvantilnih regresija ne može distancirati od linearnog regresionog modela. Primena kvantilnih regresija sa korekcijom za neslučajan izbor koja za rezultat ima statistički značajne razlike u ocenama kroz kvantile implicira narušenost pretpostavke o nezavisnosti na kojoj se bazira identifikacija modela izbora podataka (u formi kvantilne regresije). Međutim, korišćenje Monte Carlo eksperimenta pokazano je da kvantilne regresije daju robustne rezultate u uslovima heteroskedastičnosti i odsustva normalnosti slučajnih grešaka (Huber i Melly 2011), što je ključan argument za njihovo korišćenje u empirijskim studijama.

⁷⁵ Primeri korišćenja kvantilnih regresija u empirijskom modeliranju zarada, kao osnove za praćenje razlika na različitim kvantilima raspodele zarada, dati su npr. u radovima García-e et al. (2001) i Hyder-a i Reilly-ja (2005).

Vredno je pomenuti da je Melly (2005a) svoju proceduru dekompozicije razlika u raspodelama zarada muškaraca i žena zasnovao na pristupu Machado-Mata-e. Njegov metod dekompozicije razlika u zaradama se zasniva na ocenama dveju raspodela: (i) prve koja polazi od ocenjivanja uslovne raspodele primenom metoda za kvantilne regresije, i (ii) druge koja polazi od ocenjivanja marginalne raspodele integraljenjem uslovne raspodele po svim objašnjavajućim promenljivim.⁷⁶ Dokazano je da su oba pristupa numerički ekvivalentna ukoliko se dozvoli da broj simulacija u proceduri Machado-Mata-e teži ka beskonačnosti (Melly 2006). S obzirom na kompleksnost procedure ocenjivanja asimptotske matrice varijansi i kovarijansi, statističko zaključivanje o značajnosti ocenjenih efekata, pri razlaganju razlika u dvema raspodelama, zasniva se na primeni metoda samouzorkovanja (Melly 2005a).

⁷⁶ Melly-jeva procedura se takođe delom bazira i na metodu dekompozicije Juhn-a et al. (1993) kojoj je svrha da se izoluju efekti porasta disperzije u zaradama na kretanje razlika u zaradama. Međutim, primena ovog metoda dekompozicije je ograničena, jer daje pouzdane rezultate samo pod pretpostavkom da slučajne greške regresionog modela imaju ujednačenu i normalnu raspodelu, odnosno zanemaruje potencijalno prisustvo heteroskedastičnosti zbog pogrešne specifikacije regresionog modela, te se retko koristi u empirijskim istraživanjima (Melly 2005a). O nedostacima ovog pristupa više je dato u radu Suen-a (1997).

6. DOSADAŠNJA ISKUSTVA U OCENI RODNIH RAZLIKA U ZARADAMA I VIŠESTRUKOG IZBORA ZAPOSLENJA

Pregled literature u ovom poglavlju se u velikoj meri bavi doprinosima empirijskih studija datih kroz analizu razlika u zaradama muškaraca i žena u Srbiji, kao i u drugim izabranim zemljama centralne i istočne Evrope i bivšeg Sovjetskog Saveza, te u starim članicama EU i nekim razvijenim zemljama. Manji deo pregleda rekapitulira rezultate radova koji se bave analizom izbora dodatnog zaposlenja, budući da je ovaj fenomen mnogo ređe studiran kako u razvijenim tako i u tranzicionim zemljama. Mnoge od ovih studija se bave metodološkim izazovima, u vidu tumačenja metoda korišćenih u oceni jaza u zaradama i raspoloživih izvora podataka, koji moraju da se uzmu u obzir da bi interpretacija dobijenih rezultata bila konzistentna sa ekonomskom teorijom. Studije koje izводе rezultate samo na bazi podataka panela su retke, a mnogo češće rezultati proizlaze iz analize uporednih podataka u datoj vremenskoj tački ili iz ponovljenih anketa na nezavisnim uzorcima uporednih podataka. Prve komparativne studije koje su urađene za izabrane zemlje centralne i istočne Evrope i Rusiju, pokazale su da talas tranzicionih reformi koji je u većini ovih zemalja otpočeo krajem 1980-ih godina nije bio neutralan kada su u pitanju muškarci i žene. Rezultati kasnijih studija se odnose na period pristupanja EU dela tranzicionih zemalja, kao i na implementaciju politika koje bi trebalo da ublaže efekte diskriminacije. Brainerd (2000) je pokazala da su žene u ovim zemljama na početku bile više pogođene reformama od muškaraca, ali da se vremenom diskriminacija na tržištu rada kojoj su bile izložene žene smanjivala. S druge strane, u Rusiji i Ukrajini je bio izražen nesrazmeran trend rasta jaza u zaradama muškaraca i žena, što autorka objašnjava činjenicom da ove zemlje nisu imale efikasan institut minimalne zarade.⁷⁷ Do sličnih rezultata su kasnije došli Newell i Reilly (2001) koji su analizirali razlike u zaradama u jedanaest izabranih zemalja centralne i istočne Evrope i bivšeg Sovjetskog Saveza, uključujući i SR Jugoslaviju, tj. Srbiju i Crnu Goru. Autori nisu pružili dodatne dokaze o značajnom rastu razlika u zaradama muškaraca i žena u periodu pre i nakon početka tranzicionih reformi. U zemljama bivše Jugoslavije prva analiza rodni razlika u zaradama je urađena za Sloveniju (Orazem i Vodopivec 1995). Poredeći rezultate za dve godine, pre i posle tranziciju, 1987. i 1991., autori su

⁷⁷ Većina bivših post-socijalističkih zemalja je sa izmenom zakonodavstva o tržištu rada uvela i minimalnu zaradu (Orazem i Vodopivec 1995).

došli do zaključka da je jaz smanjen za 23,0%, tj. sa 0,13 na 0,10,⁷⁸ zahvaljujući realnom rastu zarada i boljoj relativnoj poziciji žena u raspodeli zarada muškaraca, kao i činjenici da su u strukturi potražnje za radom favorizovane žene koje su imale bolju obrazovnu strukturu od muškaraca i korist u vidu rasta prinosa na obrazovanje. Žene su češće radile u onim ekonomskim sektorima, kao što su usluge, koji su se zahvaljujući tranzicionim reformama brže razvijali. Takođe, rezultati su potkrepili dokaz da je došlo i do poboljšanja u neopaženim karakteristikama ženske radne snage.

6.1 Rezultati empirijskih studija za tranzicione zemlje i razvijene zemlje

6.1.1 Analiza razlika u zaradama u izabranim zemljama

U studiji FREN-a (2013) su prezentovani rezultati analize razlika u zaradama muškaraca i žena za Srbiju, Makedoniju i Crnu Goru koji su dobijeni primenom iste metodologije. U analizi su korišćeni podaci 'Ankete o radnoj snazi' (ARS) za period od 2008. do 2011. godine. Praćenje obe demografske grupe na tržištima rada, u sve tri zemlje, ukazuje na zajednički zaključak da se žene susreću sa većim ograničenjima pri ulasku na tržište rada, tako da su im, u proseku, potrebne bolje kvalifikacije (obrazovanje, radno iskustvo, zanimanje) da bi u konkurenciji sa muškarcima dobile posao. Neobjašnjeni deo jaza ocenjen na podacima za Makedoniju iznosi 0,227, a za Crnu Goru 0,176, i značajno je veći nego za Srbiju 0,041 (sa korekcijom potencijalne pristrasnosti usled neslučajne selekcije u uzorak zaposlenih). Istovremeno, ocenjeni deo objašnjenog jaza za Makedoniju je negativan i iznosi (-0,004), a za Crnu Goru je sveden na nulu.⁷⁹ Interpretacija objašnjenog dela razlika u zaradama muškaraca i žena se svodi na zaključak da ukoliko bi, u proseku, zaposlena žena u Srbiji i Makedoniji imala iste karakteristike kao i zaposleni muškarac, dobijala bi veću zaradu, međutim, u Crnoj Gori

⁷⁸ Neki autori umesto procenata koriste log poene budući da je zavisna promenljiva (zarada) izražena u logaritmima. Rezultati koji su prikazani u ovom pregledu preuzeti su iz radova u izvornom obliku, imajući u vidu da su samo ilustrativni. U cilju tačnije interpretacije rezultata, u nekim radovima je korišćena korekcija u smislu da se eksponencijalna vrednost logaritamske razlike u zaradama oduzme od jedinice i pomnoži sa sto (Thornton i Innes 1989). Isti postupak se primenjuje i u interpretaciji ocena.

⁷⁹ Neobjašnjeni deo jaza, izračunat na bazi jednačina zarada ocenjenih bez Heckman-ove korekcije za potencijalnu pristrasnost, viši je samo za Srbiju i iznosi 0,110, a za Makedoniju i Crnu Goru niži i iznosi 0,188 i 0,161, respektivno. Objasnjeni deo jaza se nije menjao. Rezultati ocenjenih jednačina zarada za Srbiju su pokazali da je efekat selekcije statistički značajan i u negativnoj korelaciji sa verovatnoćom da muškarci i žene budu birani u uzorak zaposlenih.

njena zarada se ne bi razlikovala od one koju već prima, te se efekat dekompozicije svodi samo na deo razlike koji ne može da se objasni modelom ili na diskriminaciju. Detaljna analiza na izabranim kvantilima raspodele zarada pokazuje da je ocenjeni jaz u zaradama najniži na donjem delu raspodele, a najviši na samom vrhu raspodele u privatnom sektoru u Srbiji, kao i u oba sektora u Makedoniji i Crnoj Gori, dok su u javnom sektoru u Srbiji razlike u zaradama ujednačene duž cele raspodele zarada. Ovi rezultati impliciraju da je izražen efekat “staklenog plafona” u raspodeli zarada (en. *glass ceiling*), što ukazuje na činjenicu da je ženama mnogo teže da dobiju najbolje plaćene poslove u privatnom sektoru, dok se u javnom sektoru prisustvo ovog efekta objašnjava budžetskim ograničenjima, manjim rasponima između najnižih i najviših zarada, ali i očiglednim preprekama u promociji koje onemogućuju ženama da zauzmu najviše položaje u javnom sektoru (FREN 2013). Dobijeni rezultati za Makedoniju i Crnu Goru su bliski oceni dubine rodnog jaza u zaradama za Hrvatsku koja je, primenom metoda dekompozicije koji su predložili Machado i Mata (2005), procenjena na 0,220 u 2008. godini, pokazujući povećanje od 0,020 u odnosu na 1998. godinu (Nestić 2010). Objašnjenje ove razlike se nalazi u činjenici, slično kao i u drugim zemljama centralne i istočne Evrope, da zaposlene žene imaju bolje karakteristike na hrvatskom tržištu rada u odnosu na zaposlene muškarce, ali da ta prednost samo delimično ublažava razliku koja i dalje ostaje značajna zbog slabijeg vrednovanja njihovih karakteristika.

Procene jaza u zaradama muškaraca i žena u ostalim post-socijalističkim zemljama se u određenoj meri razlikuju, ne samo po dubini jaza, već i prema tome koji faktori najviše doprinose posmatranoj razlici u zaradama. Koristeći podatke ‘Longitudinalne ankete o životnom standardu’ u Rusiji za period 1994-1996. godina, primenom modifikovanog metoda dekompozicije Blinder-a (1973) i Oaxaca-e (1973) i uvažavanjem korekcije za neslučajan izbor u uzorak zaposlenih, Ogloblin (1999) je ocenio da jaz u logaritmima zaradama iznosi 0,333 u korist muškaraca (vrednost nekorigovanog jaza je bila viša i iznosila je 0,410). Ovi rezultati su dali osnov pre za poređenje dubine jaza u Rusiji sa razvijenim zemljama nego sa ostalim post-socijalističkim zemljama. Takođe, nekoliko ocenjenih modela je dovelo do robustnog zaključka da se najveći deo razlike objašnjava segregacijom žena u određenim grupama zanimanja i ekonomskim sektorima,

obuhvatajući 92,6% razlike nakon korekcije za neslučajan izbor u uzorak zaposlenih. Do nešto drugačijih rezultata je došao Reilly (1999), koji je pokazao da su, tokom perioda od 1992. do 1996. godine, zarade muškaraca i žena u Rusiji blago konvergirale što je rezultovalo sužavanjem jaza, ali da ta promena nije bila statistički značajna. Jaz u prosečnim zaradama muškaraca i žena izraženim u logaritmima je iznosio 0,280 u 1996. godini. U ocenjivanju jednačina zarada na uporednim podacima, autor je koristio metod OLS, kao i metode za kvantilne regresije. Tokom posmatranog perioda je zabeležen statistički značajan rast jaza samo na medijalnom kvantilu. Takođe, Newell i Reilly (1996) su za Rusiju u 1992. godini ocenili da se jaz u logaritmima zaradama kreće u intervalu od 0,300 (nekorigovan) do 0,232 (korigovan). Na bazi posebne analize, zaključili su da najveći deo rodni razlika nastaje zbog različitog vrednovanja istih prosečnih karakteristika muškaraca i žena, kao i da (horizontalna) segregacija po zanimanjima doprinosi veoma malo ukupnom jazu, implicirajući da je različito vrednovanje muškaraca i žena istih zanimanja (vertikalna segregacija) u najvećoj meri uzrok jaza. Autori takođe navode da se to negativno odražava na karijerno napredovanje i promociju žena u organizaciji.

Rezultati empirijskih studija pokazuju da su zaposlene žene nesrazmerno pogođene diskriminacijom na albanskom tržištu rada (Miluka 2013). Na bazi 'Ankete o životnom standardu' (AŽS) za 2005. godinu i primene standardnih metoda dekompozicije razlika u prosečnim mesečnim zaradama izraženim u logaritmima, ocenjen je veoma veliki jaz od 0,443, ukazujući na to da zaposleni muškarci, u proseku, primaju za 36,0% veću zaradu od zaposlenih žena. Najveći deo ove razlike nastaje zbog različitog vrednovanja istih prosečnih karakteristika, koje zajedno sa segregacijom po grupama zanimanja, manjim brojem godina radnog iskustva zbog težeg ulaska na tržište rada, privrženosti porodici i brizi o deci, žene stavlja u nepovoljniju poziciju i utiče na smanjenje njihovih zarada, doprinoseći širenju jaza. Iako u proseku žene imaju bolje obrazovanje od muškaraca, ono ne utiče značajno na smanjenje jaza. Ovi rezultati su veoma bliski rezultatima koji su dobijeni za Rusiju i Ukrajinu (Brainerd 2000).

Jolliffe (2002) je na bazi bugarske 'Integrisane ankete o domaćinstvima' za 1995. godinu, korišćenjem poluparametarskog metoda STLS za ocenjivanje Tobit modela III

koji uzima u obzir korekciju za neslučajan izbor zaposlenja (Honoré et al. 1997) i metoda dekompozicije Oaxaca-e (1973), ocenio da je razlika u prosečnim zaradama po času izraženim u logaritmima 0,22. Ovi rezultati pokazuju da muškarci, u proseku, zarađuju za 24,0% veću platu u odnosu na žene istih karakteristika na bugarskom tržištu rada, implicirajući da između 21,0% i 25,0% te razlike nije objašnjeno, te se naslućuje da ona nastaje usled različitih vidova diskriminacije. Procenat jaza koji može da se objasni razlikama u prinosima na obrazovanje, radno iskustvo i izbor sektora zaposlenja je mali i kreće se od (-5,0%) do 14,0%. Autor zaključuje da su ove razlike sličnije razlikama koje postoje u Rusiji i Poljskoj, kao i u nekim razvijenim zemljama, nego u ostalim tranzicionim zemljama centralne i istočne Evrope. Korišćenjem istog skupa podataka za 1995. godinu, Falaris (2004) je analizirao izbor zaposlenja u javnom i privatnom sektoru u Bugarskoj, posebno za muškarce i žene. Pri ocenjivanju jednačina zarada, uzeta je u obzir pretpostavka o endogenosti izbora sektora zaposlenja. Ocene su korigovane za potencijalnu pristrasnost usled izbora datog sektora. Žene su češće zaposlene u javnom sektoru, a predviđena zarada u ovom sektoru, objašnjena skupom uslovnih promenljivih, prevazilazi predviđenu zaradu koja nije kontrolisana objašnjavajućim promenljivim za 6,1%, implicirajući pozitivnu selekciju žena u javni sektor. Ocenjeni efekat u jednačini zarada muškaraca je značajno viši i iznosi 14,0%. Žene zaposlene u privatnom sektoru, s druge strane, izložene su negativnoj selekciji koja se objašnjava time da neopažene osobine, koje utiču na to da se žena prosečnih karakteristika zaposli u privatnom sektoru, smanjuju njenu zaradu (razlika u zaradama koje jesu i koje nisu kontrolisane skupom uslovnih promenljivih iznosi 33,1%). Duže radno iskustvo i bolje obrazovanje ne znače i veću premiju za žene zaposlene u privatnom sektoru, što nije slučaj i sa zaradama muškaraca, pošto privatni sektor, čak i više, nagrađuje radno iskustvo od javnog, dok premija sa višim obrazovanjem raste podjednako u oba sektora. Interesantni su rezultati koje je dobila Tansel (2005) za Tursku analizirajući podatke 'Ankete o potrošnji domaćinstava' za 1994. godinu. Razlike u zaradama muškaraca i žena izraženim u logaritmima, u dva svojinska sektora, uključujući državnu upravu, državna preduzeća i privatna preduzećima su iznosile redom 0,003, 0,220 i 0,270, pri čemu je efekat selekcije zaposlenja u državnim preduzećima bio statistički značajan i negativan (-0,150), a u privatnim pozitivan (0,080), dok je u državnoj upravi bio zanemarljiv. Dubina jaza u privatnim preduzećima

je rezultat nagrađivanja karakteristika muškaraca, međutim, ocenjeni prinosi na obrazovanje su viši u privatnom, nego u državnom sektoru, za oba pola, sa blagom tendencijom rasta prinosa za žene zaposlene u svim sektorima. Zaposlenje u privatnom sektoru pruža mnogo veće premije nego zaposlenje u javnom sektoru, naročito u razvijenim zemljama. Na primer, na bazi podataka ankete 'Socijalno-ekonomski panel,' prikupljenih kroz dva talasa istraživanja 1984. i 1986. godine, Dustman i van Soest (1998) su za muškarce zaposlene u javnom i privatnom sektoru u Zapadnoj Nemačkoj ocenili negativan jaz u zaradama. Kontrolisano za izbor sektora zaposlenja, ocenjeni jaz u zaradama koje primaju muškarci zaposleni u javnom sektoru i onoga što bi primili da su zaposleni u privatnom sektoru je negativan, kao i u većini razvijenih i tranzicionih zemalja, i iznosi (-18,0%), dok bi za radnike koji su zaposleni u privatnom sektoru dubina jaza premašila (-38,0%). Rezultati specifične analize su pokazali da su zarade u privatnom sektoru više, u proseku, za sve nivoe obrazovanja, ali da monotonno opadaju sa godinama starosti i stepenom obrazovanja, što je u skladu sa očekivanim kretanjem zarada tokom životnog ciklusa (Mincer 1958). Tokom perioda od 1984. do 1993. godine, Dustman i van Soest (1997) su, takođe, na podacima ankete 'Socijalno-ekonomski panel,' analizirali strukturu zarada muškaraca i žena prema nivou obrazovanja u javnom i privatnom sektoru u Zapadnoj Nemačkoj. Njihovi rezultati su pokazali da su zarade muškaraca u privatnom sektoru više od zarada muškaraca istog nivoa obrazovanja u javnom sektoru, pri čemu su ocenjene razlike najmanje na najnižem nivou obrazovanja, a najviše na srednjem nivou obrazovanja. Suprotno tome, ocenjene premije za žene zaposlene u javnom sektoru su pozitivne i statistički značajne kroz sve nivoe obrazovanja i rastu sa višim nivoima obrazovanja. U 1993. godini, premija za muškarce zaposlene u javnom sektoru je bila negativna (-0,060), ali ne i statistički značajna, a za žene pozitivna, iznoseći 0,350, i statistički značajna, te se tokom perioda povećavala sa 0,170, koliko je iznosila 1984. godine.

Ocenjeni jaz u zaradama po času rada, izraženim u logaritmima, između muškaraca i žena u urbanim sredinama u Rumuniji je iznosio 0,240, a u ruralnim 0,600 u 1994. godini (Paternostro i Sahn 1999). Na bazi ovih rezultata sledi da su muškarci, u proseku, posmatrano u odnosu na žene, imali respektivno za 27,1% i 82,2% veću platu u urbanim i ruralnim sredinama. Autori su koristili rumunsku 'Integrisanu anketu o

domaćinstvima' koja je sprovedena između aprila i decembra 1994. godine. Za svaku od geografskih oblasti, jednačine zarada su ocenjene posebno za muškarce i žene u formi Heckman-ovog (1979) modela izbora podataka sa korekcijom za potencijalnu pristrasnost usled neslučajne selekcije u uzorak zaposlenih. Žene su, u proseku, imale niže obrazovanje od muškaraca, tako da je primena standardnog metoda dekompozicije razlika u zaradama ukazala na prisustvo diskriminacije koje je bilo očitije u ruralnim sredinama i to među najslabije obrazovanim zaposlenim ženama. Zaposleni u javnom sektoru u Rumuniji imaju veće zarade od zaposlenih u privatnom sektoru, pod uslovom da je kretanje zarada objašnjeno razlikama prema polu, obrazovanju i radnom iskustvu, kao i da je odgovarajućom promenljivom kontrolisana potencijalna endogenost u jednačini izbora sektora zaposlenja (Voinea i Mihaescu 2012). U ovoj studiji su korišćeni podaci rumunske 'Ankete o budžetima domaćinstava' prikupljeni u periodu od 2004. do 2009. godine. Analiza je urađena na uporednim podacima samo za prvu i poslednju posmatranu godinu, a rezultati pokazuju da je ocenjena premija u javnom sektoru tokom perioda smanjena sa 20,7% na 13,6%. Nakon korekcije za moguću pristrasnost usled neslučajnog izbora zaposlenja u javnom i privatnom sektoru, ocenjena premija nije bila značajno smanjena, i dalje je bila pozitivna i iznosila je 10,0%, što je autorima omogućilo da odbace pretpostavku da pristrasnost ima statistički značajan uticaj na visinu ocenjene premije koju pruža zaposlenje u javnom sektoru. Polazeći od ocena kvantilnih regresija i metoda dekompozicije koji je sugerisao Melly (2005a), autori su razložili ocenjenu premiju i zaključili da tek oko polovine dobijene razlike može da se objasni prosečnim karakteristikama, naročito na višim kvantilima raspodele, dok ostatak čine različito vrednovanje tih karakteristika i rezidualni deo dekompozicije.

Tokom perioda od 1993. do 1997. godine, a na bazi podataka ARS-a, u Poljskoj nisu zapažene značajnije promene u kretanju jaza u prosečnim mesečnim zaradama muškaraca i žena, izraženim u logaritmima, budući da su bile u intervalu od 0,230 do 0,220, odnosno od 0,280 do 0,260, nakon korekcije za izbor statusa na tržištu rada (Adamchik i Bedi 2003). Primenjena je standardna procedura dekompozicije, a status na tržištu rada je kontrolisan na bazi ocenjenog probit modela poređanog izbora sa četiri ishoda: nije u radnoj snazi, nezaposlen, zaposlen na određeno i neodređeno vreme. Rezultati su pokazali da je između 50,0% i 60,0% ovog jaza objašnjeno razlikama u

prosečnim karakteristikama učesnika na tržištu rada, i to, pre svega, zbog segregacije žena u određenim grupama zanimanja i ekonomskim sektorima, na šta su ukazali rezultati detaljne dekompozicije jaza. Nakon kontrolisanja ocenjenih jednačina zarada promenljivim, kao što su karakteristike ljudskog kapitala i radnog mesta, i dalje ostaje značajan neobjašnjeni deo razlike, koji se kreće u rasponu od 40,0% do 50,0%. Ovi rezultati su bliski rezultatima koje je dobio Grajek (2003) za period od 1987. do 1996. godine na bazi analize podataka 'Ankete o budžetima domaćinstava.' Njegovi rezultati su pokazali da se jaz zatvarao tokom perioda i smanjio sa 0,345 na 0,243. Autor je zaključio da promena u strukturi zaposlenih žena, u smislu porasta udela onih sa boljim obrazovanjem i traženim veštinama, kao i rast prinosa na te karakteristike, u velikoj meri objašnjavaju konvergenciju prosečnih zarada muškaraca i žena i doprinose favorizovanju žena na tržištu rada. Trend karakterističan za poljsko tržište rada u velikoj meri je odlika i mađarskog tržišta, što delom može da se objasni sličnim institucionalnim karakteristikama pre početka ekonomske tranzicije i težnjama obe zemlje da uđu u EU. Jolliffe i Campos (2005) su za Mađarsku ocenili da je od 1986. od 1998. godine jaz u prosečnim mesečnim zaradama izraženim u logaritmima smanjen sa 0,310 na 0,190, na bazi nacionalno reprezentativne ankete o zaradama. Primenili su standardni metod dekompozicije i zaključili da se uočeno smanjenje jaza može u potpunosti pripisati smanjenju neobjašnjene komponente dekompozicije koju autori interpretiraju kao potencijalni izvor diskriminacije. Korišćenjem podataka ARS-a za 1996. godinu, Adamchik i Bedi (2000) su ocenili razliku u prosečnim mesečnim zaradama izraženim u logaritmima za muškarce i žene zaposlene u javnom i privatnom sektoru u Poljskoj. Ocenjena razlika je negativna. Nakon kontrolisanja izbora sektora zaposlenja, ocenjena razlika u nivoima zarada iznosi 7,0% u korist muškaraca zaposlenih u privatnom sektoru, a za žene je viša i iznosi 10,0%. Ova razlika se povećava na višim nivoima obrazovanja i za muškarce i za žene, te na nivou univerzitetskog obrazovanja iznosi više od jedne petine prosečne zarade koju bi ostvario radnik istih karakteristika u javnom sektoru.

Jurajda (2003) je analizirao kako različiti oblici segregacije zaposlenih u češkim i slovačkim preduzećima utiču na razlike u zaradama zaposlenih muškaraca i žena. Za svrhu analize su korišćeni administrativni kombinovani podaci o srednjim i velikim

preduzećima i njihovim radnicima u obe zemlje za 1998. godinu. Primenjeni su standardni metodi dekompozicije razlika u zaradama po času koje su izražene u logaritmima, posmatrano za javni sektor i sektor koji obuhvata privatni i sve ostale oblike svojine. Rezultati su pokazali da veličina nekorigovanog jaza, dobijena na bazi ocene uz veštačku promenljivu koja reprezentuje zaposlenu ženu, u jednačini zarada koja ne uključuje objašnjavajuće promenljive, iznosi redom 0,240 i 0,300 u javnom i ostalim sektorima u Češkoj, dok je ta razlika za Slovačku iznosila 0,150 i 0,230. Nakon što su u jednačinu zarada uključene produktivne karakteristike radnika, kao što su nivo obrazovanja i starost koja zamenjuje njihovo iskustvo, zatim karakteristike preduzeća, uključujući i fiksne efekte koji obuhvataju njihove specifičnosti, ove razlike su se mnogo više smanjile za češka i slovačka preduzeća u javnom sektoru i iznosile su 0,160 i 0,080, a za ostala preduzeća 0,250 i 0,180. Autor zaključuje da različiti vidovi segregacije zaposlenih u preduzećima objašnjavaju gotovo jednu trećinu ukupnog jaza u zaradama za obe zemlje, implicirajući da značajan deo tog jaza može da se pripiše narušavanju principa “uporedive vrednosti” za ista zanimanja ili poslove u preduzeću.

Analizirajući kretanje rodni razlika u zaradama od 1990. do 1994. godine u Istočnoj Nemačkoj, Hunt (2002) je dobila rezultat da je tokom ovog perioda došlo do konvergencije prosečnih realnih zarada muškaraca i žena, što je rezultovalo smanjenjem jaza za 10,2 procentnih poena. U analizi su korišćeni podaci nemačke ankete ‘Socijalno-ekonomski panel.’ Rezultati specifične analize su zatim pokazali da je do smanjenja jaza došlo, ne zbog toga što su žene sa svojim karakteristikama favorizovane na tržištu rada, već zbog toga što su nisko kvalifikovane žene napustile tržište rada, što je ostavilo prostor za dodatni rast prosečnih zarada koje su već bile rapidno porasle u Istočnoj Nemačkoj nakon ujedinjenja. Segregacija zaposlenih po zanimanjima u Istočnoj i Zapadnoj Nemačkoj ima različite efekte na zarade (Jurajda i Harmgart 2007). Na bazi analize administrativnih podataka za 1995. godinu, proizlazi zaključak da su u Istočnoj Nemačkoj pretežno ženska zanimanja plaćena više za oba pola, međutim, u Zapadnoj Nemačkoj efekat segregacije žena u specifične grupe zanimanja na zarade nije naglašen. Ovi rezultati su utoliko bitni jer je segregacija zaposlenih muškaraca i žena po grupama zanimanja, pri čemu su žene zastupljenije na najniže plaćenim poslovima, vodeća eksplanatorna promenljiva u objašnjenju dubine jaza u zaradama. Usled toga što

pretežno “ženski” poslovi mogu da zahtevaju radnike sa niskim kvalifikacijama, njihovim isključenjem iz tržišta rada se dobija privid o smanjenju jaza, što je u skladu sa rezultatima do kojih je došla Hunt (2002) i kredibilni su za većinu post-tranzicionih zemalja, članica EU, kao i za druge razvijene zemlje.

U većini razvijenih zemalja ocenjene razlike u zaradama muškaraca i žena su bile značajno više od onih koje su dobijene za bivše post-socijalističke zemlje. Kako za ove zemlje ne postoje rezultati koji sežu duboko u period koji prethodi tranziciji, a i zbog poznate činjenice da je ponuda i potražnja za ženskom radnom snagom veštački održavana na nivoima koji su bili daleko iznad nivoa u razvijenim zemljama (Brainerd 2000), kao i zbog sistema nagrađivanja koji nije dozvoljavao da postoje velika odstupanja u zaradama zaposlenih (Münich et al. 2005), to nije moguće realno sagledati da li su žene, na bazi prava koja su im bila garantovana, zaista uživale jednak ekonomski položaj kao muškarci. Međutim, usled jednakog pristupa obrazovanju koji je bio omogućen pripadnicima obe demografske grupe, kasnije kohorte žena su unapredile svoju obrazovnu strukturu do te mere da su u većini tranzicionih zemalja prinosi na obrazovanje žena rasli brže nego prinosi na obrazovanje muškaraca (Orazem i Vodopivec 1995). Dinamika kretanja jaza u zaradama između muškaraca i žena u SAD-u je ilustrativna kada su u pitanju razvijene zemlje i pokazuje genezu porasta blagostanja žena od 1970-ih godina na dalje (Blau i Kahn 2007).

Međutim, tokom vremena promenio se značaj faktora koji objašnjavaju razlike u zaradama zaposlenih muškaraca i žena, kao i interpretacija neobjašnjenog dela razlike, koja nije samo rezultat diskriminacije, već i neopaženih faktora koji mogu različito da utiču na veličinu neobjašnjenog dela jaza. Na primer, Blau i Kahn (2007: str. 11) objašnjavaju da ako muškarci u proseku više “poseduju” tih neopaženih osobina, njihovo prisustvo u rezidualima ocenjenog modela može da preceni uticaj diskriminacije; i obrnuto, ako postoje barijere koje ne dozvoljavaju da se žene zapošljavaju na pretežno “muškim” poslovima, prisustvo promenljive u modelu kojom kontrolišemo “zanimanje” može da obuhvati i tu nemerljivu produktivnost koja za žene može biti i viša nego za muškarce na istim poslovima, te da potceni uticaj diskriminacije. Blau i Kahn (2006) su ocenili da je rodni jaz u zaradama u SAD-u

iznosio 20,3% u 1998. godini koristeći podatke ‘Panel studije o dinamici dohodaka’ i zaključili da razlike u nivoima obrazovanja ne objašnjavaju ovaj jaz (-6,7%), kao i da razlike koje proizlaze iz izbora zanimanja i sektora zaposlenja objašnjavaju najveći deo jaza, čak 49,3%, dok je, na primer, uticaj sindikata mali i objašnjava samo 3,5% ukupne razlike.⁸⁰ Takođe, neobjašnjeni deo jaza ostaje značajan i iznosi 41,1%. Dakle, članstvo radnika u sindikatima, naročito onih koji su zaposleni u privatnom sektoru, nije više faktor koji značajno doprinosi objašnjenju rodnog jaza u zaradama. Premija koju je nosilo članstvo u sindikatu je bila značajna i, k tome, viša za radnike u privatnom sektoru. Na primer, Gyourko i Tracy (1988) su ocenili da članstvo u sindikatima za radnike zaposlene u privatnom sektoru u SAD-u donosi premiju od 14,2%, a za radnike zaposlene u javnom sektoru od svega 3,7%, pri čemu ova ocena nije statistički značajna. Premija je u privatnom sektoru, očekivano bila viša za muškarce (12,9%) nego za žene (10,7%), a u javnom sektoru obrnuto, žene su imale više koristi od članstva u sindikatima od muškaraca, što se vidi iz ocena od 4,9% i 2,0%, dobijenih respektivno za ove dve grupe zaposlenih.

Christofides et al. (2013) su analizirali rodne razlike u zaradama za 26 evropskih zemalja, uključujući zemlje EU (bez Malte), Island i Norvešku. Koristili su podatke EU ‘Ankete o prihodima i uslovima života’ (EU-SILC) za 2007. godinu. Primenili su Heckman-ovu (1979) proceduru korekcije za neslučajan izbor u uzorak zaposlenih. Osim Oaxaca i Ransom-ovog (1994) metoda dekompozicije razlika u prosečnim zaradama po času izraženih u logaritmima, ocenili su i kvantilne regresije i primenili Melly-jev (2005) metod razlaganja razlika na tačkama raspodele zarada. Dubina jaza ocenjena na bazi modela bez Heckman-ove (1979) korekcije u prosečnim zaradama se

⁸⁰ Značajan jaz u zaradama postoji i kod samozaposlenih muškaraca i žena. Hundley (2000) je analizirajući podatke za SAD pokazao da na širenje jaza utiču, s jedne strane, činjenica da se zarade samozaposlenih žena smanjuju sa zaključenjem braka, veličinom porodice i časovima rada provedenim obavljajući kućne poslove, dok se, s druge strane, zarade samozaposlenih muškaraca povećavaju stupanjem u brak i širenjem porodice, tako da oženjeni samozaposleni muškarci ostvaruju “premiju” stupanjem u brak. Samozaposlene žene mogu da ostvare tek 79% zarade po času koju primaju njihove samozaposlene kolege, kontrolisano za izbor sektora zaposlenja, dok žene zaposlene u organizacijama ostvaruju 84% prosečne zarade zaposlenog muškarca. Ovi rezultati su zanimljiviji utoliko što samozaposlenje dozvoljava veću fleksibilnost, kada je u pitanju organizacija posla i raspodela ograničenog produktivnog vremena koje se troši na proizvodnju za tržište i na rad u domaćinstvu, nego rad u organizacijama.

kreće od 0,032 za Belgiju do 0,370 za Kipar,⁸¹ dok na nivou EU iznosi 0,250. Analiza rezultata sa korekcijom za neslučajan izbor u uzorak zaposlenih je pokazala da ostaje značajan deo jaza koji ne može da se objasni karakteristikama zaposlenih žena. Naime, za zemlje Belgiju, Francusku, Grčku, Italiju, Luksemburg, Mađarsku, Poljsku, Portugal, Sloveniju i Španiju objašnjeni deo jaza je negativan, implicirajući da zaposlene žene u tim zemljama imaju bolje prosečne karakteristike od zaposlenih muškaraca, ali da to nije dovoljno za zatvaranje jaza. Ocenjena rodna razlika u zaradama na medijalnom kvantilu je 0,150. Na bazi kvantilnih regresija⁸² je otkriveno da efekat “lepljivog poda” (en. *sticky floor*) postoji u 12 zemalja od kojih šest ima najizraženije efekte (Francuska, Italija, Kipar, Luksemburg, Slovenija i Švedska). U 11 zemalja je otkriveno postojanje efekta “staklenog plafona” na gornjem delu raspodele, sa šest zemalja u kojima je najizraženiji (Danska, Holandija, Mađarska, Nemačka, Norveška i Slovačka). U dve zemlje, Grčkoj i Španiji, nije otkriveno prisustvo ovih efekata, što autori objašnjavaju time da u tim zemljama zaposlene žene odlikuju iznadprosečne karakteristike, kao što je visoko obrazovanje koje generiše i visoke zarade. Međutim, de la Rica et al. (2008) su dobili drugačije rezultate za Španiju, posmatrajući rodne razlike u zaradama posebno za visoko i nisko obrazovane radnike, kao što će se videti niže. Sličnu analizu je uradila Nicodemo (2009) za pet mediteranskih zemalja (Francusku, Grčku, Italiju, Portugal i Španiju) za 2001. i 2006. godinu na bazi podataka dveju anketa ‘Evropski panel domaćinstava’ i EU-SILC. U ocenjenim kvantilnim regresijama je primenjena korekcija za neslučajan izbor zaposlenja. Rezultati su pokazali da je ocenjeni jaz u zaradama udatih žena i oženjenih muškaraca u svim izabranim zemljama pozitivan i statistički značajan, te je bio veći u 2006. nego u 2001. godini. Najveći deo razlika u zaradama po zemljama nije objašnjen posmatranim karakteristikama i može da se pripiše efektu diskriminacije, dok je deo razlike koji je objašnjen posmatranim karakteristikama veoma mali. Na podacima za 2006. godinu ocenjene su veće razlike u zaradama na

⁸¹ Konings i Roodhooft (1997) su za Belgiju u periodu od 1987. do 1994. godine ocenili kratkoročnu i dugoročnu elastičnost potražnje za radom od 0,6 i 1, izraženo u apsolutnoj vrednosti, zaključivši da troškovi rada imaju stabilan, ali i važan uticaj na kretanje zaposlenosti. U Kipru, kao tradicionalnoj evropskoj zemlji sa jakim ulogom porodice, ekonomska struktura, koja podrazumeva zastupljenost žena u određenim, pre svega, uslužnim zanimanjima, dobrim delom utiče na formiranje razlike u zaradama.

⁸² Autori prisustvo efekata “lepljivog poda” na donjem i “staklenog plafona” na gornjem delu raspodele definišu ako ocenjena razlika na 0,10-tom i 0,90-tom kvantilu prevazilazi druge referentne tačke raspodele zarada za najmanje dva procentna poena (Christofides et al. 2013). I jedan i drugi efekat opisuju diskriminaciju protiv žena, različitih nivoa obrazovanja i potencijalnih rezultata na tržištu rada, koja se najčešće javlja zbog njihove nedovoljne mobilnosti i nemogućnosti da promene svoju situaciju.

donjem delu raspodele, sa izuzetkom Portugala, dok je efekat razlika na gornjem delu raspodele zarada bio manje izražen u gotovo svim zemljama, sa izuzetkom Francuske.

Pojedinačne studije za izabrane članice EU pokazuju da je jedna od prvih primena modela fiksnih efekata u modeliranju zarada urađena na podacima Danske i predstavljena je u radu Pedersen-a et al. (1990). Korišćeni su administrativni podaci za period 1976-1985. godina iz kojih je izabran uzorak pojedinaca koji su praćeni tokom pet i više perioda, a korekcija za neslučajan izbor zaposlenja u javnom ili privatnom sektoru je urađena na bazi primene Heckman-ove (1979) procedure. Autori se nisu bavili razlaganjem jaza u zaradama, ali su ocenili uticaj obrazovanja i radnog iskustva na zarade zaposlenih muškaraca i žena u oba sektora. Njihovi rezultati su pokazali da ove dve promenljive generišu veoma male prinose koje je teško porediti sa rezultatima za ostale razvijene zemlje. Istraživanje je bilo motivisano analizom efekata instrumenata uvedenih 1970-ih godina u Danskoj koji su imali za cilj da izbalansiraju razlike između zarada u javnom i privatnom sektoru u uslovima kada su i zaposlenost i zarade u javnom sektoru rasle brže, pri čemu je javni sektor bio najveći poslodavac za žensku radnu snagu. Prinosi na obrazovanje muškaraca u javnom sektoru su iznosili 0,059, a u privatnom 0,042, dok su za žene ocenjeni u visini od 0,019 i 0,003. Porast godina radnog iskustva je generisao tek zanemarljive prinose za oba pola, koji su za muškarce zaposlene u oba sektora iznosili 0,008, a za žene su bili nula. Prinosi na karakteristike ljudskog kapitala koje su dobili Pedersen-a et al. (1990) za javni sektor u Danskoj, slični su prinosima koje je kasnije dobio Cardoso (2000) za Portugal na bazi administrativnih kombinovanih podataka o preduzećima i zaposlenima za 1992. godinu koje prikuplja ministarstvo nadležno za zapošljavanje i socijalnu zaštitu u ovoj zemlji. Naime, prosečna stopa prinosa na obrazovanje iznosi 0,061, a na svaku dodatnu godinu radnog iskustva 0,006, koliko iznosi i stopa prinosa na vreme provedeno u istom preduzeću, dok su novozaposleni sa vremenom provedenim u firmi kraćim od godine dana "kažnjeni" sa negativnom stopom prinosa od (-0,053). Ocenjena dubina jaza u zaradama je negativna i statistički značajna (-0,210), a dobijena je kao ocena uz veštačku promenljivu koja reprezentuje zaposlene žene.

U skorije vreme je objavljeno nekoliko radova u kojima su analizirane razlike u zaradama za pojedinačne zemlje EU (videti npr. de la Rica et al. (2008) za Španiju; Bargain i Melly (2008) za Francusku; Chzhen i Mumford (2011) za Veliku Britaniju; Depalo i Giordano (2011) za Italiju). Analize prikazane u ovim radovima se bave rodnim razlikama u zaradama, ali i između zaposlenih u javnom i privatnom sektoru. U dve studije (de la Rica et al. 2008, Bargain i Melly 2008) su korišćeni metodi za podatke panela, a u prethodnoj studiji su primenjeni i poluparametarski metodi za ocenjivanje modela izbora zaposlenja. Rezultati variraju kroz zemlje EU odražavajući specifičnosti lokalnih tržišta rada.

De la Rica et al. (2008) su primenili dva pristupa u analizi rodni razlika u zaradama u Španiji. Korišćeni su podaci ankete 'Evropski panel domaćinstava.' Jedan deo analize je sproveden na uporednim podacima za 1999. godinu, a drugi na podacima panela u kojem je status pojedinaca izabranih u uzorak praćen tokom perioda od 1994. do 2001. godine. Razlike u zaradama su ocenjene na bazi kvantilnih regresija duž cele raspodele zarada, a metod koji su sugerisali Machado i Mata (2005) je primenjen za dekompoziciju jaza po kvantilima. Za potrebe analize, uzorci zaposlenih žena i muškaraca su podeljeni u dve grupe. Prvu su sačinjavala lica sa visokim obrazovanjem, a drugu lica sa osnovnom i srednjom školom. K tome, rezultati dobijeni primenom metoda OLS u ocenjivanju jednačine zarada po času izraženih u logaritmima za drugu grupu lica, sa i bez korekcije za neslučajan izbor u uzroku žena, pokazali su da jaz u nivoima zarada iznosi redom 22,6% i 19,7%, ukazujući na mali značaj efekta selekcije. Međutim, analiza po kvantilima je pokazala da jaz raste za grupu lica sa visokim obrazovanjem, krećući se duž raspodele zarada, dok se za lica sa niskim obrazovanjem smanjuje, što je suprotno nalazima za većinu zemalja, te ga autori nazivaju efektom koji oslikava obrazac "poda" i ukazuje na moguće prisustvo diskriminacije protiv žena sa nižim nivoima obrazovanja. Na bazi sprovedene analize autori su zaključili da se ponašanje koje karakteriše obrazac "poda" može objasniti statističkom diskriminacijom (videti poglavlje 5), pošto poslodavci manje ulažu u kvalifikacije žena, koje imaju i niske stope učešća u radnoj snazi, nego muškaraca sa nižim obrazovanjem. Sa dužim vremenom provedenim u istoj firmi razlozi za postojanje ovog vida diskriminacije se smanjuju, tako da zarade muškaraca i žena sa istim posmatranim karakteristikama

počinju da konvergiraju. Pretpostavku da ponašanje poslodavaca, kada su u pitanju žene sa nižim nivoima obrazovanja, sledi obrazac statističke diskriminacije, autori su dalje istraživali i na bazi ocenjivanja jednačina zarada u formi modela fiksnih efekata da bi se uzela u obzir neopažena heterogenost u uzorku žena. Dobijeni rezultati su dali dovoljne dokaze koji su potvrdili da postoji statistička diskriminacija protiv žena sa nižim nivoima obrazovanja. Ocenjeni prinosi na vreme provedeno u istom preduzeću su značajno viši za žene nego za muškarce u grupi mlađih lica sa niskim obrazovanjem, dok za lica sa višim obrazovanjem ocene nisu statistički značajne, kao ni za starije radnike u obe obrazovne grupe.

U studiji koja je urađena za Italiju, Depalo i Giordano (2011) su, na bazi podataka 'Ankete o dohocima i blagostanju domaćinstava,' u periodu od 1998. do 2008. godine pratili kretanje jaza u zaradama zaposlenih u javnom i privatnom sektoru na različitim tačkama raspodele zarada. Jednačine zarada po času izražene u logaritmima ocenjene su posebno za muškarce i žene primenom metoda za kvantilne regresije, uz korekciju uslovne raspodele zarada za neslučajan izbor sektora zaposlenja. Ocenjena je pozitivna premija za sve zaposlene u javnom sektoru, a izbor sektora zaposlenja ima značajnu ulogu u determinisanju visine premije. Rezultati dobijeni na bazi modela koji nisu korigovani za izbor sektora zaposlenja rangiraju ocenjenu premiju za žene zaposlene u javnom sektoru između 13,0% i 17,0%, dok za muškarce premija iznosi 7,0% i manje. Ukoliko su ocene korigovane za potencijalnu endogenost izbora sektora zaposlenja, ocenjene su značajno više premije. To autore navodi na zaključak da se, osim zaradama, zaposleni u javnom sektoru vode i drugim motivima kada biraju sektor zaposlenja, kao i da to treba imati u vidu da se ne bi potcenile nefinansijske prednosti koje pruža zaposlenje u javnom sektoru.

Razlike u zaradama između javnog i privatnog sektora za zaposlene muškarce i žene u Francuskoj, analizirane su u studiji Bargain-a i Melly-a (2008) na bazi ocenjenih jednačina zarada primenom metoda OLS, na uporednim podacima i ocena modela kvantilne regresije sa fiksnim efektima, na panel podacima. Korišćeni su podaci ARS-a za period 1990-2002. godina. Primena modela fiksnih efekata je omogućila da se izdvoji uticaj neopaženih karakteristika među pojedincima izabranim u uzorak. Njihovi rezultati

su pokazali da se zarade u javnom i privatnom sektoru ne razlikuju značajno nakon ocenjivanja kvantilnih regresija, implicirajući da je ocenjena pozitivna premija za žene, odnosno negativna za muškarce suštinski rezultat selekcije zaposlenih po sektorima. Interkvantilna razlika 0,90-tog i 0,10-tog kvantila u zaradama između dva sektora je značajno smanjena tokom vremena i kreće se od 0,020 do 0,040 za žene i od 0,030 do 0,050 za muškarce. Efekti neopaženih osobina pojedinaca u uzorku delom objašnjavaju dobijene rezultate. Iz čega proizlazi da se javni sektor susreće, s jedne strane, sa problemom privlačenja manje produktivnih radnika koji primaju niže zarade na donjem delu raspodele i koji biraju javni sektor, ne samo zbog zarada, već i zbog sigurnosti zaposlenja i sličnih razloga, a s druge, sa nemogućnošću da se privuku i zadrže produktivni stručni radnici čije zarade se nalaze na gornjem delu raspodele.

Chzhen i Mumford (2011) su ocenili da razlika u logaritmima zarada stalno zaposlenih muškaraca i žena u Velikoj Britaniji iznosi 0,160. Međutim, ocenjeni jaz ima tendenciju širenja, ukoliko ga posmatramo duž cele raspodele zarada, implicirajući da je izražen efekat “staklenog plafona” na gornjim tačkama raspodele. Koristili su podatke ‘Britanskog panela domaćinstava’ za 2005. godinu, a jednačine zarada po času, izražene u logaritmima, ocenili su metodima ocenjivanja kvantilnih regresija sa korekcijom uslovne raspodele zarada za neslučajan izbor u uzorku žena. Takođe, koristili su metod dekompozicije koji su za kvantilne regresije predložili Machado i Mata (2005) i dobili rezultat da je za žene izražen pozitivan efekat selekcije u uzorak stalno zaposlenih, kao i da se ocenjeni jaz nakon korekcije duplo povećava, uz intenzivno širenje jaza u zaradama na gornjem delu raspodele. Njihova studija je otkrila da bi se jaz u zaradama zatvorio, kada bi prinosi na posmatrane karakteristike žena koji su dobijeni na bazi jednačine zarada žena bili jednaki prinosima ocenjenim u jednačini zarada muškaraca. Ovaj rezultat ukazuje na prisustvo diskriminacije protiv žena na britanskom tržištu rada.

U tabeli P6.1 u Prilogu 1 su sumirani glavni rezultati analize razlika u zaradama muškaraca i žena koji su preuzeti iz nekih od izabranih studija koje su predstavljene u ovom poglavlju.

6.1.2 Analiza višestrukog izbora zaposlenja u izabranim zemljama

Sklonost da se neko opredeli za dodatni posao, uz osnovni posao, izraženija je kod zaposlenih muškaraca nego kod žena. Paxson i Sicherman (1996) su korišćenjem podataka 'Panel studije o dinamici dohodaka' izračunali da je tokom perioda od 1976. do 1989. godine, u SAD-u, svake godine, oko 20% zaposlenih muškaraca i 12% zaposlenih žena, pored osnovnog, imalo i dodatni posao. Njihovo istraživanje je pokazalo da su stope dodatnog zaposlenja više ukoliko se pojedinci prate tokom dužeg vremenskog perioda, što je moguće samo ako raspoložemo podacima panela, za razliku od stope koja se može izračunati na bazi referentne vremenske tačke koja obično korespondira nedelji koja prethodi anketiranju ispitanika. Tako izračunata stopa za SAD-e iznosi oko 6%. Takođe, autori su se vodili uverenjem da, za razliku od standardnog statičkog modela ponude dodatnog rada koji se zasniva na ograničenju postavljenom na radne časove na osnovnom poslu, analizi izbora dodatnog posla više odgovara stohastički dinamički model. To im je poslužilo za testiranje hipoteze kojom se tvrdili da zaposleni ne koriste samo mogućnost dodatnog zaposlenja, već i mogućnost migracije sa jednog na drugi osnovni posao da bi prilagođavali radne željenim časovima rada, ukoliko se na osnovnom poslu susretnu sa ograničenim brojem časova rada. Izabrali su uzorak stalno zaposlenih muškaraca koje su pratili tokom posmatranog perioda i dobili rezultat da se njih više od 50% tokom radnog veka opredeli za dodatni posao. Ocenili su multinominalni logit model sa pet ishoda, na bazi kojeg su ispitivali zašto i kada se zaposleni muškarci opredeljuju za izbor i napuštanje dodatnog posla. Rezultati ocenjenog modela su pružili dokaze da, ograničenja postavljena u vidu broja časova rada na osnovnom poslu, utiču na njihovu odluku da promene svoj osnovni posao pri povećanom ili smanjenom broju časova rada, ili da se opredele za dodatni posao pri višoj ili nižoj stopi zarade bez napuštanja osnovnog posla. Time su potvrdili da je izbor dodatnog posla dinamičan proces i da se zaposleni, vođeni različitim motivima, tokom svojih radnih karijera, opredeljuju za izbor ili napuštanje dodatnih poslova.

Studije o višestrukom izboru zaposlenja, koje se baziraju na primeni statičkog neoklasičnog teorijskog koncepta ponude dodatnog rada (Shishko i Rostker 1976),

mnogo su češće. Jedna od takvih studija je urađena za Rusiju korišćenjem podataka 'Longitudinalne ankete o životnom standardu' u periodu od 1992. do 1996. godine (Foley 1997). Stopa izbora dodatog zaposlenja se tokom perioda povećala sa 5,6% na 10,1%. Analiza ponude dodatnog rada je urađena na uzorku uporednih podataka za 1996. godinu. Opređenost zaposlenih za dodatni posao pokazuje da muškarci učestvuju sa stopom od 12,2%, a žene od 8,0%. Jaz u zaradama od dodatnog zaposlenja iznosi 68,6%. Iako je tržište rada u Rusiji karakteristično po visokoj stopi segregacije muškaraca i žena u određenim zanimanjima (Ogloblin 1999), više od 87% zaposlenih je biralo dodatni posao izvan zanimanja na osnovnom poslu. Jednačine izbora dodatnog posla su kreirane za muškarce i žene, a zatim su jednačine zarada na dodatnom poslu korigovane za efekte selekcije. Obe jednačine su ocenjene simultano metodom ML. Probit analiza je korišćena da bi se ocenila verovatnoća da će se zaposleni pojedinac opredeliti za izbor dodatnog zaposlenja. Rezultati su pokazali da se muškarci, zaposleni u urbanim sredinama, kao i lica sa visokim obrazovanjem češće opredeljuju za dodatni posao u odnosu na ostale zaposlene. Zarada koju pojedinac može da ostvari na dodatnom poslu je statistički značajan motiv za opređenost muškaraca, ali ne i žena. Za većinu dodatnih poslova za koje se opredeljuju muškarci, predviđena zarada je viša od one koju mogu da ostvare na osnovnom poslu, i sledi rastući trend, dok se za žene smanjuje.

Bedi (1998) u svojoj analizi polazi od hipoteze da je sklonost zaposlenih u javnom sektoru u Poljskoj da pored osnovnog imaju i dodatni posao rezultat razlika u zaradama i činjenice da privatni sektor zaposlene sa visokim obrazovanjem nagrađuje pozitivnom premijom. U analizi su korišćeni podaci ARS-a za 1996. godinu, na bazi kojih je izračunato da radnik zaposlen u privatnom sektoru, u proseku, ostvaruje za 17,0% veću platu od radnika sa sličnim karakteristikama zaposlenog u javnom sektoru. Premija u privatnom sektoru ostaje statistički značajna i kada je izračunata na bazi modela u kojima su zarade kontrolisane posmatranim karakteristikama zaposlenih i korigovane za efekte selekcije zaposlenih u dati sektor. Posledično, zaposleni u javnom sektoru češće biraju dodatni posao izvan sektora u kojem rade, što su potvrdili i rezultati koji su pokazali da 10,0% radnika u javnom sektoru ima i dodatni posao, za razliku od 6,8% zaposlenih u privatnom sektoru. Štaviše, od 15,3% zaposlenih u javnom sektoru sa

visokim obrazovanjem, 26,4% ih ima barem jedan dodatni posao izvan ovog sektora. Takođe, viša zarada na osnovnom poslu smanjuje verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja, dok viša očekivana zarada u privatnom sektoru povećava tu verovatnoću. Zaključci ove analize su izvedeni samo na osnovu posmatranih razlika u zaradama zaposlenih u dva sektora, dok značaj nefinansijskih koristi, kao što su sigurnost zaposlenja u javnom sektoru, izdašni paketi socijalne zaštite, uključujući i penziono osiguranje, mogućnost formalnog i raznih vidova neformalnog obrazovanja uz rad, nije uzet u obzir i u određenoj meri može da smanji ocenjenu verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja.

6.2 Raniji doprinosi empirijskih studija u analizi nacionalnih mikro podataka

6.2.1 Analiza razlika u zaradama u Srbiji

Razlike u zaradama muškaraca i žena u Srbiji nisu intenzivno analizirane nakon početka ekonomske tranzicije (videti tabelu P6.1 u Prilogu 1). Postoji tek nekoliko studija u kojima su saopšteni rezultati empirijske analize. Prve rezultate, koji se odnose na period od 1995. do 1998. godine, objavili su Krstić i Reilly (2000) za SR Jugoslaviju, a dobijeni su analiziranjem podataka ARS-a. Autori su koristili metod dekompozicije koji su predložili Juhn et. al (1993) sa ciljem praćenja dubine jaza tokom analiziranog perioda na bazi ocenjenih jednačina zarada metodom OLS (osetljivost rezultata na potencijalno prisustvo pristrasnosti usled neslučajne selekcije u uzorak zaposlenih nije razmatrana). Njihovi rezultati su pokazali da su muškarci u proseku primali veću platu po času rada u odnosu na žene, izraženu u logaritmima, za 0,101 u 1995., i da je ta razlika povećana na 0,148 u 1998. godini, međutim, testovi nisu potvrdili da je ova razlika i statistički značajna. Zaključili su da je do produbljivanja jaza došlo zahvaljujući porastu neobjašnjelog dela jaza koji je tokom perioda povećan sa 0,107 na 0,161.

Koristeći podatke ARS-a za 2000. godinu, Lokshin i Jovanović (2003) su analizirali razlike u zaradama muškaraca i žena zaposlenih u javnom i privatnom sektoru u SR Jugoslaviji. Ocene jednačina zarada po času rada izražene u logaritmima korigovane su

za potencijalnu endogenost izbora sektora zaposlenja. Autori su sledili teorijski pristup van der Gaag-a i Vijverberg-a (1988) prema kojem se korist koju očekuje dati pojedinac određuje iz razlike u zaradama koje bi primao radeći u privatnom i javnom sektoru. To implicira da će se racionalni pojedinac opredeliti za posao u privatnom sektoru ako je razlika između očekivanih zarada koje bi primao u privatnom i javnom sektoru pozitivna, i obrnuto vezano za izbor javnog sektora. Njihovi rezultati su pokazali da muškarac prosečnih karakteristika zaposlen u privatnom sektoru može da ostvari za 9,4% veću platu od muškarca sličnih karakteristika zaposlenog u javnom sektoru. Razlika u zaradama žena zaposlenih u privatnom i javnom sektoru je bila značajno manja i iznosila je 4%. Međutim, razlika u prosečnim zaradama muškaraca i žena zaposlenih u privatnom sektoru je ocenjena u visini od oko 20% u korist muškaraca, dok je u javnom sektoru ta razlika bila oko 11%. Karakteristike ljudskog kapitala, kao što su obrazovanje, radno iskustvo i neka specifična znanja i veštine neophodne za obavljanje određenog posla, nisu bile značajne determinante zarada muškaraca zaposlenih u privatnom sektoru, ali su imale značajan uticaj na visinu zarada u javnom sektoru. Žene sa dužim radnim iskustvom i sa višim obrazovanjem uživaju i veće zarade u oba sektora, u odnosu na žene sa srazmerno kraćim radnim iskustvom i nižim obrazovanjem. Međutim, prinosi na obrazovanje, u vidu viših stopa zarada, daleko su veći u privatnom nego u javnom sektoru. Analizirajući nejednakost zarada muškaraca u Srbiji u dva potperioda 2001-2003. i 2004-2005. godina, korišćenjem podataka ARS-a, Kecmanović (2012) je došla do rezultata da je tokom oba potperioda nejednakost smanjena, pri čemu je to smanjenje bilo mnogo blaže u drugom potperiodu. Na bazi primene standardnog metoda Blinder-a (1973) i Oaxaca-e (1973) u razlaganju promena u prosečnim zaradama, kao i metoda razlaganja promena u ukupnoj raspodeli zarada, ona je došla do jedinstvenog zaključka da je do smanjenja nejednakosti u zaradama muškaraca došlo zahvaljujući promenama u strukturi zarada (tj. u vrednovanju prosečnih karakteristika), dok su posmatrane karakteristike muškaraca imale daleko manji uticaj na smanjenje nejednakosti u zaradama. Takođe, značajan rezultat koji proističe iz ove analize ukazuje na to da je smanjenje nejednakosti u zaradama muškaraca zaposlenih u privatnom sektoru važna objašnjavajuća komponenta smanjenja ukupne nejednakosti u zaradama. Autorka to objašnjava ekspanzijom privatnog sektora nakon 2000. godine i legalizovanjem aktivnosti dela nelegalnih privrednih subjekata, što

ih posledično obavezuje i na primenu propisa koji uređuju tržište rada, pre svega, misleći na institut minimalne zarade. Ovi rezultati su u skladu sa rezultatima koje su prethodno dobili Lokshin i Jovanović (2003).

Ognjenović (2011) je analizirala razlike u zaradama muškaraca i žena zaposlenih u javnom i privatnom sektoru u Srbiji korišćenjem podataka AŽS-a za 2003. i 2007. godinu. Primenila je dva metoda, metod OLS u ocenjivanju prosečnih vrednosti zarada, kao i kvantilne regresije u ocenjivanju ukupne raspodele zarada na izabranim kvantilima. Posebno su ocenjene jednačine zarada muškaraca i žena za svaki od posmatranih sektora. U modelima nije tretiran problem endogenosti izbora sektora zaposlenja, već je opredeljenost radnika da rade u javnom sektoru uključena kroz posebno kreiranu veštačku promenljivu. Rezultati, dobijeni na bazi ocenjivanja metodom OLS jednačina prosečnih realnih mesečnih zarada izraženih u logaritmima, pokazali su da se premija za muškarce zaposlene u javnom sektoru blago smanjila sa 0,157 na 0,128, dok se za žene zaposlene u istom sektoru povećala sa (-0,118) na 0,085. Ovi rezultati su u skladu sa činjenicom da su žene, i to sa visokim obrazovanjem, zastupljenije u strukturi zaposlenih u javnom sektoru koji uključuje državnu upravu, javne usluge i javna preduzeća, nego muškarci. Razlike u zaradama muškaraca između 0,90-tog i 0,10-tog kvantila pokazuju pomeranje ove razlike od 0,213 na (-0,167), dok je u realnim zaradama žena ta promena bila izraženija i kretala se od 0,227 do (-0,220). Međutim, kretanje jaza u zaradama između javnog i privatnog sektora po kvantilima raspodele zarada muškaraca ukazuje na povećanje jaza na putanji od najnižeg ka najvišem kvantilu u 2003. godini, dok je u 2007. godini bila prisutna obrnuta tendencija. Sličan rezultat o kretanju jaza u zaradama po kvantilima je dobijen i u raspodeli zarada žena, iako je ocenjena razlika u zaradama bila niža.

Sveobuhvatna analiza razlika u zaradama javnog i privatnog sektora je prikazana u radu Nikolić (2014) za dva potperioda ekonomske tranzicije u Srbiji. Prvi obuhvata period pre i tokom velikih privatizacija (1995-2003. godina), a drugi period u kojem je došlo do intenzivnijeg ekonomskog rasta koji se pozitivno odrazio na tržište rada i to neposredno pre recesije izazvane ekonomskom krizom (2004-2008. godina). Analiza je urađena na podacima ARS-a (1995-2003. i 2004-2008. godina) i AŽS-a (2002-2003.

godina), na bazi ocenjenih jednačina realnih zarada po času izraženih u logaritmima, posmatrano po sektorima i polu. Primenjen je metod OLS u ocenjivanju linearnih regresija, kao i kvantilne regresije da bi se dobile ocene jaza u zaradama na izabranim kvantilima ukupne raspodele zarada, a potencijalna endogenost izbora zaposlenja u javnom sektoru je tretirana uključivanjem promenljive koja treba da kontroliše promene u statusu pojedinca vezano za izbor sektora zaposlenja i uticaj privatizacije. Rezultati ocenjivanja regresije zarada metodom OLS su pokazali da je tokom potperioda 1995-2003. i 2002-2003. godina premija koju pruža zaposlenje u javnom sektoru bila negativna za oba pola, a da se zatim za potperiod 2004-2008. godina preobrtila u pozitivnu iznoseći redom za muškarce i žene 0,110 i 0,030. Bitno je takođe istaći da se negativna premija koja je bila karakteristična za muškarce zaposlene u javnom sektoru do 2003. godine preobrtila u pozitivnu u narednom periodu, s tim da se smanjivala krećući se od najnižeg 0,10-tog ka najvišem 0,90-tom kvantilu raspodele zarada. Istovremeno, slična tendencija je bila prisutna i u ocenjenim premijama koje ostvaruju žene, međutim, u potperiodu 2004-2008. godina, premija je bila najviša na medijalnom kvantilu, a zatim se smanjivala, krećući se ka vrhu raspodele zarada gde je i dalje bila negativna. Ovi rezultati se donekle razlikuju od rezultata koje je dobila Ognjenović (2011), a mogu da se pripišu primeni različitih metodologa i veličine uzoraka. Naime, u potonjem radu ocene mogu da budu pristrasne, budući da je zanemarena potencijalna endogenost izbora sektora zaposlenja.

Rezultati poslednje studije pokazuju da se jaz u zaradama muškaraca i žena u Srbiji održava na nivou od 0,041 (FREN 2013). Ocenjeni jaz se interpretira kao neobjašnjeni deo razlike u logaritmima zaradama i dobijen je primenom metoda dekompozicije Blinder-a (1973) i Oaxaca-e (1973). Objasnjeni deo jaza je negativan i iznosi (-0,077), kao i ukupni jaz (-0,036), a ovaj rezultat se objašnjava time da prosečna zaposlena žena u Srbiji ima bolje posmatrane karakteristike na tržištu rada od prosečnog zaposlenog muškarca. Dodatno je ocenjena i razlika u zaradama muškaraca i žena zaposlenih u javnom i privatnom sektoru. Ocenjeni jaz u zaradama u javnom sektoru iznosi 0,016, a u privatnom 0,094, pri čemu su različite karakteristike muškaraca i žena u dva sektora uticale na to da se jaz značajno produbi u javnom sektoru (0,075), dok je povećanje razlike u privatnom sektoru bilo umereno (0,110). Ovi rezultati su dobijeni na bazi

podataka ARS-a za period od 2008. do 2011. godine, pri čemu nisu korišćeni podaci ankete iz oktobra 2010. godine. Skup podataka predstavlja kombinaciju uporednih podataka o različitim jedinicama posmatranja i vremenskim periodima. Veštačke promenljive, koje uzimaju vrednost jedan za datu godinu ili mesec u kojem je sprovedena anketa i nulu za ostale periode, predstavljaju fiksne vremenske efekte koji figurišu u ocenjivanim regresijama zarada. Izbor pojedinca da radi je kontrolisan primenom Heckman-ove (1976; 1979) procedure u ocenjivanju modela izbora podataka. Takođe, u studiji su prikazane razlike u zaradama i na različitim tačkama raspodele zarada muškaraca i žena, ali specifikacije kvantilnih regresija nisu korigovane za potencijalnu pristrasnost usled neslučajne selekcije u uzorak zaposlenih.

6.2.2 Analiza višestrukog izbora zaposlenja u Srbiji

Nisu urađene posebne studije u kojima je analiziran izbor dodatnog zaposlenja u Srbiji (videti tabelu P6.2 u Prilogu 1). Razlog za to jeste nedostatak podataka, pošto se detaljnije informacije o dodatnom zaposlenju prate kroz ARS tek od 2004. godine. Međutim, jedina analiza koja se bavi ponudom dodatnog rada je urađena za SR Jugoslaviju na bazi podataka posebne ankete, kojoj je bio cilj da prikupi informacije o aktivnostima u neformalnom sektoru, i koja je sprovedena u januaru 1998. godine (Reilly i Krstić 2003). Autori su analizu zasnovali na primeni statičkog neoklasičnog teorijskog koncepta ponude dodatnog rada (Shishko i Rostker 1976). U radu su ocenjene dve specifikacije modela zavisne promenljive sa ograničenjem, koje se odnose na izbor dodatnog posla i časove rada na tom poslu, ali su testovi specifikacije potvrdili zadovoljavajuću funkcionalnu formu samo za probit model. Ova analiza je pokazala da je fenomen višestrukog izbora zaposlenja u SR Jugoslaviji krajem 1990-ih godina bio veoma izražen i da je stopa dodatnog zaposlenja iznosila oko 30%. Njihovi rezultati su pokazali da sklonost ka izboru dodatnog zaposlenja ima naglašenu regionalnu dimenziju (Centralna Srbija), kao i da je nesrazmerno zastupljena u određenim zanimanjima ("plave kragne"). Specifični rezultati ove analize su pokazali da je udeo muškarca starijih od trideset godina bio najviši među licima koja su se opredelila za dodatni posao, kao i da su niže stope učešća žena samo delimično povezane sa očekivanim manjim zaradama od dodatnog posla u odnosu na muškarce.

7. EMPIRIJSKA ANALIZA RAZLIKA U ZARADAMA I VIŠESTRUKOG IZBORA ZAPOSLENJA U SRBIJI EKONOMETRIJSKIM METODIMA PANELA

7.1 Tržište rada u Srbiji

Tržište rada u Srbiji je slično tržištima rada onih zemalja centralne i istočne Evrope i bivšeg Sovjetskog Saveza za koje je karakterističan dug i postepen proces tranzicije, koji se često odvijao u diskontinuitetu usled ekonomskih i političkih problema. Stoga, ne iznenađuje činjenica da u poređenju sa standardima Evropske unije dostignuti pokazatelji funkcionisanja tržišta rada u Srbiji zaostaju, naročito ukoliko se uzme u obzir rodna perspektiva zaposlenih (Babović 2010). Iako podaci ARS-a koji postoje još od 1994. godine, usled metodoloških unapređenja, ne obezbeđuju potpuni kontinuitet poređenja pokazatelja tržišta rada u Srbiji, ipak se naslućuje smanjenje rodnog jaza u stopi zaposlenosti zbog blage konvergencije u kontingentima aktivnog i zaposlenog muškog i ženskog stanovništva radnog uzrasta. Rodni jaz u zaposlenosti se širio tokom prve polovine 2000-ih, sve do 2005. godine, kada je razlika između stopa zaposlenosti muškaraca i žena iznosila 20%. Ovaj period je od naročitog značaja, jer je jedan deo analize rodni razlika u zaradama i izbora dodatnog zaposlenja u ovoj disertaciji smešten u taj vremenski okvir. Nakon 2005. godine se uočava nestabilnost u kretanju rodni razlika u zaposlenosti sa periodima blagog povećanja, a od 2015. godine rodni jaz se ponovo nalazi na opadajućoj putanji. Rodni jaz u zaposlenosti u 2015. godini bio je na nivou od oko 14,0%, pri stopama zaposlenosti muškaraca i žena od 58,7% i 44,7%, respektivno. Poređenje Srbije sa EU-28 ukazuje na trend konvergencije, međutim, rodna razlika od 10,4% u EU-28 je ostvarena pri znatno većim stopama zaposlenosti muškaraca (70,8%) i žena (60,4%).

Rodne razlike u zaradama je bitno posmatrati, ne samo u kontekstu razlika u stopama zaposlenosti muškaraca i žena, već i njihove spremnosti da se uključe u ekonomski aktivno stanovništvo. Nestabilnost tržišta rada izazvana tranzicijom uticala je na "izlazak" žena iz ekonomski aktivnog stanovništva, što se odnosi, pre svega, na one žene čije kvalifikacije nisu bile prepoznate od strane novih poslodavaca, kao i na žene

koje nisu uspele da razviju sopstvenu poslovnu inicijativu (Babović 2010). To je dobro ilustrovano podacima ARS-a koji pokazuju da su se stope učešća u radnoj snazi muškaraca i žena u SR Jugoslaviji tokom 1990-ih godina kretale na nivou od preko 70% i 59%, respektivno (Krstić i Reilly 2000). Poredeći ove rezultate sa podacima za ostale tranzicione zemlje, autori zaključuju da su stope aktivnosti žena niže nego u većini tih zemalja, ali i više nego u nekim razvijenim tržišnim ekonomijama koje neguju tradicionalni pristup o privrženosti žena porodici, što smanjuje njihovu ekonomsku aktivnost na tržištu rada. Početkom 2000-ih godina stope aktivnosti žena i muškaraca u ukupnom stanovništvu starijem od 15 godine kretale su se na nivou nižem od 50% i 65%, respektivno, a zatim su te stope rasle do 2008. godine. Učinak ekonomske krize se manifestovao i kroz značajan pad stopa aktivnosti koji je potrajao do 2012. godine. Analizirajući mogućnosti muškaraca i žena da promene svoj status na tržištu rada Srbije, Blunch i Sulla (2014) su na bazi panel podataka ARS-a za 2008. i 2009. godinu dobili rezultat da žene imaju mnogo manje izgleda da izađu iz stanja nezaposlenosti i neaktivnosti u odnosu na muškarce. Poslednjih godina, na tržištu rada Srbije, ipak se uočavaju blage pozitivne tendencije u smislu porasta aktivnosti muškaraca i žena u ukupnom stanovništvu radnog uzrasta. Međutim, stope aktivnosti muškaraca brže konvergiraju stopama koje su za njih bile karakteristične pre početka strukturnih reformi u Srbiji, kao i stopama aktivnosti muškaraca u EU-28. U 2015. godini, stope aktivnosti muškaraca i žena u Srbiji su iznosile 71,3% i 55,5%, što je, redom, za 7,0 i 11,3 procentnih poena manje nego u EU-28.

Pad stopa aktivnosti muškaraca i žena tokom 2000-ih godina može da se objasni i kroz njihovo veće učešće u neformalnoj zaposlenosti. Naime, stopa neformalne zaposlenosti u Srbiji, izračunata na bazi podataka AŽS-a, u 2002. godini iznosila je 31%, a u 2003. godini 34% (Bjeloglav et al. 2007). Stopa neformalne zaposlenosti se zatim blago održavala na nivou od 35% do 2007. godine (Vukmirović i Smith Govoni 2008). Ovi rezultati su veoma slični nalazima do kojih su došli Reilly i Krstić (2003) koji su izračunali da je stopa dodatnog zaposlenja u neformalnom sektoru krajem 1990-ih godina iznosila 30%. Neformalna zaposlenost u Srbiji se uglavnom tiče rada u poljoprivredi i u sektoru samozaposlenih, čije aktivnosti nisu registrovane, a češće je

prisutna kod siromašnih i slabije obrazovanih lica koja imaju teži pristup poslovima u formalnom sektoru, kao i kod mladih bez prethodnog radnog iskustva.

Uprkos visokoj stopi neformalne zaposlenosti, tokom perioda od 2002. do 2007. godine, stopa siromaštva, izračunata na bazi podataka AŽS-a, se smanjila sa 14% na 6,6% (Vukmirović i Smith Govoni 2008). Ovakva tendencija se može objasniti činjenicom da su tokom tog perioda rasle i formalna i neformalna zaposlenost, ali i da su socijalni transferi imali značajnu ulogu. Učešće u neformalnom sektoru se često objašnjava kroz mehanizam “osiguranja” u slučaju gubitka zaposlenja u formalnom sektoru ili se jednostavno sagledava kroz način “preživljavanja” u uslovima kada je pristup poslovima u formalnom sektoru otežan ili ukoliko ekonomija ne kreira nove poslove. Međutim, prema standardima ‘Ankete o prihodima i uslovima života’, koju RZS sprovodi u Srbiji od 2013. godine, procenat stanovništva koje se nalazi pod rizikom od siromaštva blago raste i u 2015. godini je iznosio 25,4%, što je za 8,1 procentnih poena iznad proseka za EU-28. Po ovim pokazateljima Srbija se nalazi u grupi nekih novih članica EU, kao što su Rumunija, Bugarska, Estonija i Letonija, ali i starih članica, poput Grčke i Španije, koje imaju najviše stope nezaposlenosti u EU.

Strukturne reforme u Srbiji su samo jednim delom uticale na jačanje privatnog sektora. To se najbolje vidi u strukturi zaposlenosti koja se smanjivala u društvenom i javnom sektoru i povećavala u preduzećima privatnog sektora. Analizirajući ekonomske efekte reformi u periodu od 2001. do 2005. godine, Kecmanović (2012) navodi da je udeo privanog sektora u ukupnoj zaposlenosti povećan na 56%, a društvenog se smanjio na 17%, i to, pre svega, zahvaljujući zapošljavanju u novo osnovanim preduzećima, dok se efekti privatizacije na rast zaposlenosti u privatnom sektoru ocenjuju kao nedovoljni. S obzirom na promene u ekonomskoj strukturi, izazvane slabljenjem industrije i jačanjem delatnosti usluga, javni sektor je težio da postane najveći poslodavac za žensku radnu snagu. Time se menjala i obrazovna struktura zaposlenih, ukazujući na porast udela žena sa visokim stepenom obrazovanja. Vredno je pomenuti da se udeo zaposlenih žena sa visokim obrazovanjem u ukupnom broju zaposlenih žena popeo na blizu 1/3, dok je udeo zaposlenih muškaraca sa istim obrazovanjem ispod 1/5.

Proces određivanja zarada u Srbiji se menjao sa uspostavljanjem tržišnih odnosa, što je menadžerima preduzeća donelo mnogo veća diskreciona prava u donošenju odluka. Do 2001. godine, minimalna zarada se određivala u visini od 35% prosečne zarade u Srbiji, a nakon usvajanja Zakona o radu 2001. godine, u određivanju minimalne zarade, pored predstavnika Vlade, učestvovali su predstavnici reprezentativnih tela poslodavaca i sindikata. Nakon formiranja Socijalno-ekonomskog saveta 2005. godine, uloga kolektivnog pregovaranja u procesu određivanja zarada je i formalno ojačana. Međutim, sam proces tripartitnog odlučivanja nije dovoljno unapređen na svim nivoima (European Commission 2016). Visina minimalne zarade može da utiče značajno na strukturu zarada onih radnika koji imaju niske kvalifikacije. U slučaju Srbije, procenjuje se da minimalna zarada nije toliko visoka da bi negativno uticala na određivanje praga zarada nisko kvalifikovanih radnika ili na njihovo zapošljavanje (World Bank 2006). Rodni jaz u zaradama je u 2005. godini ocenjen na 15% (World Bank 2006). I pored očekivanja da će se rodni jaz širiti sa ekspanzijom privatnog sektora, kao i u većini ostalih tranzicionih zemalja, rezultati određenih studija upravo ukazuju na njegovo sužavanje, time što je ocenjeno da iznosi 11% (FREN 2013).

Tokom prethodnog perioda u Srbiji je došlo do poboljšanja u normativnom pristupu, usvojeni su zakoni i strategije i formirana državna tela, čime je poboljšán celokupan institucionalni okvir za ostvarivanje rodne ravnopravnosti.⁸³ Status kandidata u procesu pristupanja EU, Srbiji je doneo obavezu da prati razlike između normativnog i stvarnog stanja u onim oblastima socijalne politike i politike zapošljavanja koje se odnose na sprečavanje rodne segregacije i diskriminacije, kao i na uspostavljanje principa jednakih mogućnosti, uključujući promociju žena i poštovanje načela uporedive vrednosti (European Commission 2016).⁸⁴

Analiza koja je ovde izložena potkrepljuje zaključak da je došlo do promena u kompoziciji radne snage u Srbiji tokom perioda u kojem su se sprovodile intenzivne

⁸³ Odredbe o jednakim mogućnostima i zabrani diskriminacije sadržane su u Zakonu o radu (*Sl. gl. RS* br. 24/05, 61/05, 54/09, 32/13 i 75/14), Zakonu o zabrani diskriminacije (*Sl. gl. RS* br. 15/09), kao i u Zakonu o ravnopravnosti polova (*Sl. gl. RS* br. 104/09).

⁸⁴ U tom smislu, vredno je pomenuti da je 'Nacionalna strategija za poboljšanje položaja žena i unapređivanje rodne ravnopravnosti' (*Sl. gl. RS* br. 15/09), čija primena se odnosila na period do 2015. godine, imala za cilj da u različitim segmentima promocije i stvaranja uslova za jednake mogućnosti doprinosi smanjenju jaza između "normativnog" i "stvarnog" položaja žena i muškaraca.

strukturne reforme. Zarade zaposlenih su realno rasle, ali sporijom dinamikom u privatnom nego u javnom sektoru, zbog usklađivanja zarada u uslužnim delatnostima javnog sektora i u državnoj upravi, koje su dugi niz godina bile veoma niske, sa prosečnom zaradom (Ognjenović 2011). Postoje empirijski nalazi koji dodatno potkrepljuju ove zaključke time što su pokazali da je premija na zarade zaposlenih u javnom sektoru u drugoj polovini 2000-ih bila pozitivna (Nikolić 2014). Međutim, iako niže, zarade u privatnom sektoru su bile mnogo volatilnije (World Bank 2006). Stoga je važno sagledati kako su se promene u kompoziciji radne snage i načinu na koji se, uspostavljanjem tržišnih odnosa, nagrađuju osobe zaposlenih, odrazile na kretanje rodni razlika u zaradama. Takođe, u uslovima dugotrajne tranzicije i latentnog porasta rizika od siromaštva, važno je utvrditi kolika je to očekivana zarada koju bi neko prihvatio na drugom poslu, ali i koji su to ostali faktori koji imaju pozitivan ili negativan uticaj na odluku pojedinaca da se opredele za dodatni posao.

7.2 Mikro podaci panela kao osnova za ekonometrijsko istraživanje

Empirijske studije u kojima su analize razlika u zaradama i višestrukog izbora zaposlenja urađene samo na bazi korišćenja podataka panela su retke, čak i u razvijenim zemljama koje imaju dugu tradiciju korišćenja anketa za prikupljanje mikro podataka (videti poglavlje 6). Osnovni razlog što se takav način prikupljanja podataka ređe koristi, pre svega, u zemljama u razvoju i u tranzicionim zemljama, jeste to što takva istraživanja iziskuju znatna finansijska sredstva. Ponekad se, upravo iz ovih razloga, koristi “nejednako vremenski raspoređen panel,” u smislu da vremenski raspon između uzastopnih istraživanja nije ujednačen (Baltagi i Wu 1999; Baltagi 2005).

U Srbiji postoje dva izvora mikro podataka koja predstavljaju pouzdanu informacionu osnovu za analizu i praćenje pojava na tržištu rada tokom 2000-ih godina; jedan se odnosi na ARS, a drugi na AŽS. Ovi izvori podataka postoje i u drugim zemljama, te ih istraživači koriste u svojim empirijskim studijama za testiranje različitih teorijskih modela. Informacionu osnovu u doktorskoj disertaciji čini AŽS, iako je ova anketa specijalizovana za praćenje siromaštva. Segment podataka koji se koristi u empirijskom delu istraživanja tiče se modula na bazi kojeg su prikupljeni podaci o tržištu rada koji je

veoma sličan ARS-u. Međutim, obimnost podataka prikupljenih kako za domaćinstva tako i za pojedince, članove domaćinstava, daje nam mogućnost za kreiranje mnoštva promenljivih, koje ne mogu da se dobiju samo na bazi ARS-a. To je jedan od razloga što AŽS ovde čini informacionu osnovu za testiranje empirijskih modela. Korišćeni podaci se odnose na tri vremenske tačke, uključujući 2002., 2003., i 2007. godinu, tj. na jedine tri godine tokom kojih je ovo istraživanje sprovedeno. Međutim, samo podaci prikupljeni u 2002. i 2003. godini mogu da obrazuju seriju panela, dok podaci prikupljeni u 2007. godini formiraju seriju uporednih podataka. AŽS je sprovedena prema metodologiji Svetske banke, a slična istraživanja su sprovedena i u drugim tranzicionim zemljama (videti poglavlje 6). Prva dva istraživanja je sproveo Strategic Marketing, a treće RZS (Republički zavod za statistiku et al. 2002, 2003, 2007).

Okvir za izbor uzorka za potrebe sva tri istraživanja je jedinstven i čine ga popisni krugovi korišćeni u Popisu stanovništva u Srbiji 2002. godine. Primenjen je isti sistem stratifikacije popisnih krugova prema regionu i tipu naselja. Popisni krugovi su birani sa verovatnoćom proporcionalnom meri obima, tj. broju domaćinstava. Za ankete sprovedene 2002. i 2003. godine korišćen je dvoetačni stratifikovani uzorak. Jedinice u prvoj etapi su činili popisni krugovi, a u drugoj domaćinstva. Metod izbora uzorka u 2007. godini je unapređen, time što je sproveden troetačni uzorak. Nakon izbora popisnih krugova, u drugoj etapi su birani nastanjeni stanovi i izvršeno njihovo ažuriranje, a zatim u trećoj domaćinstva.⁸⁵

7.3 Polazne istraživačke hipoteze

Polazeći od teorijskog okvira kojim je predviđeno postojanje određenih praksi na tržištu rada i ekonometrijske metodologije koja je predstavljena u prethodnim celinama, u disertaciji će biti empirijski testirane sledeće polazne hipoteze:

1) Ispitaće se da li postoje statistički značajne razlike u zaradama muškaraca i žena u Srbiji na bazi standardne procedure dvočlanog dekomponovanja ukupnog rodnog jaza na objašnjeni ili deo koji se duguje razlikama u prosečnim karakteristikama i

⁸⁵ Metodologija na bazi koje su sprovedena istraživanja i biran uzorak domaćinstava je iscrpno objašnjena u Bjeloglav et al. (2007) i Vukmirović i Smith Govoni (2008).

neobjašnjeni ili deo razlike koji je rezultat različitog vrednovanja prosečnih karakteristika muškaraca i žena i težio bi nuli ukoliko ne bi bilo diskriminacije. Neobjašnjena komponenta ukupne razlike, pored efekta koji je rezultat diskriminacije protiv žena, obuhvata i uticaje svih ostalih modelom neobuhvaćenih faktora tako da se njena ekonomska interpretacija svodi na istovremeno prisustvo i diskriminacije i ostalih neopaženih karakteristika.

$$H_{01}: \beta_k^M (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F) = 0; \bar{x}_k^F (\beta_k^M - \beta_k^F) + (\beta_0^M - \beta_0^F) = 0, k=1, \dots, K,$$

$$H_{a1}: \beta_k^M (\bar{x}_k^M - \bar{x}_k^F) \neq 0; \bar{x}_k^F (\beta_k^M - \beta_k^F) + (\beta_0^M - \beta_0^F) \neq 0, k=1, \dots, K.$$

U postavci hipoteze, $\bar{x}_k^M$ i $\bar{x}_k^F$ su srednje vrednosti objašnjavajućih promenljivih u jednačinama zarada muškaraca i žena, označenih eksponentima M i F, β_k^M i β_k^F su nepoznati parametri, a β_0^M i β_0^F su slobodni članovi regresija, respektivno. K je broj objašnjavajućih promenljivih (bez slobodnog člana).

2) Budući da se primena standardnih metoda ocenjivanja parametarskog modela izbora bazira na ispunjenosti pretpostavke o normalnoj raspodeli slučajne greške, pre korišćenja ocena strukture zarada u dekompoziciji rodnog jaza i testiranja hipoteze o diskriminaciji potrebno je ispitati validnost ove pretpostavke. Procedura testiranja se svodi na ispitivanje razlike u ocenama parametarske (β_k^P) i poluparametarske (β_k^{PP}) funkcionalne forme, primenom Hausman-ovog testa (Hausman 1978):

$$H_{02}: \sum_{k=1}^K (\beta_k^P - \beta_k^{PP}) = 0, k=1, \dots, K,$$

$$H_{a2}: \sum_{k=1}^K (\beta_k^P - \beta_k^{PP}) \neq 0, k=1, \dots, K.$$

Ukoliko nulta hipoteza ne može da se odbaci, zaključuje se da je uslov o normalnosti ispunjen što čini parametarsku specifikaciju tačno specifikovanom, a ukoliko se nulta hipoteza odbaci bira se poluparametarska specifikacija sa raspodelom slučajne greške na koju nisu postavljena ograničenja na uslovne momente.

3) Testiraće se prisustvo statističke diskriminacije u modelu panela sa fiksnim efektima ispitivanjem statističke značajnosti parametara (β_k) uz promenljive godine starosti, kao i radno iskustvo u istom preduzeću:

$$H_{03}: \beta_k = 0, k=1,...,K-j,$$

$$H_{a3}: \beta_k \neq 0, k=1,...,K-j.$$

Pri tome, analiziraće se kako uzorak svih zaposlenih muškaraca i žena tako i poduzorak muškaraca i žena sa nižim nivoima obrazovanja. Teorijski osnov za ispitivanje ove hipoteze zasniva se na pretpostavci da poslodavci različito tretiraju žene iz ovih dveju kategorija, u odnosu na muškarce, te da im je pristup obukama na radnom mestu otežan, što se negativno odražava na visinu njihove zarade i mogućnost napredovanja. Ovaj vid diskriminacije je u negativnoj korelaciji sa vremenom koji zaposlena žena provede u istom preduzeću i polako se smanjuje sa povećanjem radnog iskustva u firmi, a njegovo prisustvo je potvrđeno u brojnim empirijskim studijama (videti npr. de la Rica et al. 2008; Cardoso 2000). U tom smislu, postojanje statističke diskriminacije može da se posmatra u svetlu testiranja hipoteze o jednakim mogućnostima pristupu obukama i promociji u organizaciji.

4) Na osnovu rezultata ocenjivanja kvantilnih regresija testiraće se promene u rodnim razlikama u zaradama koje nastaju na različitim segmentima raspodele zarada:

$$H_{04}: Q_{\theta}^M(y^M) - Q_{\theta}^F(y^F) = 0, \theta \in (0,1),$$

$$H_{a4}: Q_{\theta}^M(y^M) - Q_{\theta}^F(y^F) \neq 0, \theta \in (0,1),$$

$Q_{\theta}^M(y^M)$ i $Q_{\theta}^F(y^F)$ označavaju kvantilne regresije zarada muškaraca i žena, respektivno, a θ je oznaka za kvantil raspodele zarada. Ova hipoteza se delom naslanja na prethodne, a svrha njenog testiranja jeste da se ukupan rodni jaz dekomponuje na objašnjeni i neobjašnjeni deo primenom Machdao i Mata (2005) metoda i da se testira njihov doprinos ukupnom jazu duž raspodele zarada. Pored toga, primenom standardne

procedure statističkog zaključivanja nastojće se otkriti da li je na tržištu rada Srbije izražena praksa koja se u ekonomskom smislu može interpretirati kao efekat “lepljivog poda” i “staklenog plafona.”

5) Na bazi teorijskog modela izbora dodatnog zaposlenja u Srbiji identifikovaće se faktori koji utiču na verovatnoću izbora i ispitati validnost pretpostavki kojima se tvrdi da ponuđena stopa zarada na drugom poslu (y^d) povećava, a stopa zarada na osnovnom poslu (y^o) smanjuje verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja:

$$H_{05}: y^o = 0, y^d = 0, \beta_k = 0, k=1,...,K,$$

$$H_{a5}: y^o < 0, y^d > 0, \beta_k \neq 0, k=1,...,K.$$

Ispitivanje validnosti ovih pretpostavki izvršiće se u dva koraka. Najpre će se oceniti model determinisanja dodatnih zarada na necenzurisanom uzorku opservacija koje čine svi zaposleni koji pored osnovnog imaju jedan ili više dodatnih poslova i testirati značajnost efekta selekcije zaposlenih u sektor dodatnih zarada. Potom će se oceniti uticaj skupa promenljivih, izabranih u skladu sa teorijskim ekonomskim modelom, na sklonost izbora dodatnog zaposlenja primenom probit modela sa slučajnim efektima.

U nastavku disertacije sledi ispitivanje polaznih teorijskih pretpostavki i izvođenje zaključaka na bazi ocenjenih ekonometrijskih modela. Analiza je urađena u programu Stata (StataCorp 2009).

7.4 Merenje diskriminacije i rezultati ocenjivanja rodni razlika u zaradama

7.4.1 Opis podataka

Informacionu osnovu za empirijsku analizu čine podaci AŽS-a za 2002., 2003. i 2007. godinu. U analizi rodni razlika u zaradama su korišćeni podaci za sve tri godine, gde se svaka godina posmatra kao nezavisan uzorak opservacija. Takođe, anketa iz 2003. godine je sprovedena na poduzorku istih ispitanika koji su učestvovali u istraživanju

prethodne godine, tako da je na bazi ponovljene ankete formiran uzorak panela za 2002. i 2003. godinu. U nastavku je dat sažet opis podataka zajedno sa definicijama promenljivih koje su birane na bazi ekonomskih modela.

7.4.1.1 Uporedni podaci

AŽS je izvor podataka prikupljenih anketiranjem domaćinstava i nacionalno je reprezentativna. Istraživanje je realizovano na uzorku od 6386, 2548 i 5557 domaćinstava u 2002., 2003. i 2007. godini, respektivno, na bazi čega su prikupljeni podaci za 19725, 8027 i 17375 članova domaćinstava redom. Međutim, osnovu za analizu čine samo lica radnog uzrasta od 15-64 godine starosti, kojih je bilo po godinama 13274, 5303 i 11772, a žene su činile oko 50,5%. Selekcija analitičkog uzorka je izvršena na standardan način. Broj lica u izabranom starosnom intervalu je dalje ograničen na zaposlene radnike, nakon što su iz uzorka isključena lica koja čine samozaposleni, poljoprivrednici i pomažući članovi domaćinstva. Takođe, iz uzorka su izuzeta neaktivna lica koja su uključena u proces obrazovanja, penzioneri i lica koja nisu sposobna za rad, kao i ostali neaktivni. Iz uzorka su isključeni i svi oni pojedinci za koje su identifikovani nedostajući podaci o zaradama, časovima rada, kao i ostale informacije o zaposlenju. Analitički uzorak zaposlenih radnika je sužen na 4347, 1644 i 3798 lica, datih redom po godinama, od kojih su žene činile između 41,8% i 43,7%. Poduzorak na bazi kojeg je izvršena selekcija čine sva ona lica koja su aktivno učestvovala na tržištu rada, a udeo žena se blago povećao sa 44,2% na 45,9%. Tabela P7.1 u Prilogu 2 sadrži opis strukture uzoraka muškaraca i žena.

Prikaz deskriptivnih statistika za ključne promenljive koje će se koristiti u modeliranju je dat posebno za muškarce i žene (tabele 1 i 2), a u tabeli P7.2 u Prilogu 2 je dat opis promenljivih. Tabela 1 daje prikaz strukture demografskih karakteristika i karakteristika radnog mesta muškaraca. Mesečne neto zarade zaposlenih su izražene u realnim RSD. Za baznu godinu je izabrana 2003. godina u kojoj je izmerena najniža inflacija, a realna zarada izražava mesečnu neto zaradu deflacioniranu indeksom potrošačkih (maloprodajnih) cena u referentnom mesecu, tj. mesecu na koji se odnosi zarada, posmatrano u odnosu na prosek 2003. godine. Sve nominalne veličine su na isti način

svedene na realne. Zarada po času (stopa zarada) je dobijena tako što je mesečna neto zarada podeljena sa brojem ostvarenih časova rada. Volatilnost u strukturi zarada je ublažena logaritamskom transformacijom, te promenljiva stopa zarada u logaritmima blago raste tokom perioda, što odražava stvarni trend u zaradama. Na bazi kategoričke promenljive, koja se odnosi na nivoe obrazovanja, definisane su veštačke promenljive koje obuhvataju lica sa nepotpunom ili završenom osnovnom školom i najviše dva razredna stručne škole (ISCED 1-2), trogodišnjom i četvorogodišnjom srednjom školom (ISCED 3-4) i sa višim i visokim obrazovanjem (ISCED 5-6). Ove promenljive su definisane na isti način u svim modelima (videti tabelu P7.2 u Prilogu 2).

Tabela 1: Deskriptivne statistike promenljivih, muškarci

Promenljiva	Radna snaga			Zaposleni radnici		
	2002	2003	2007	2002	2003	2007
Mesečna zarada, u rsd				11315,6 (7296,8)	11634,9 (7375,0)	14794,8 (9143,1)
Mesečni časovi rada				174,4 (56,9)	169,4 (54,8)	173,4 (55,4)
Realna zarada po času, u rsd				76,8 (164,6)	81,9 (114,9)	146,1 (679,3)
Realna zarada po času, u log				4,07 (0,66)	4,13 (0,66)	4,38 (0,79)
Starost	39,6 (11,2)	40,2 (11,8)	39,4 (11,7)	41,3 (10,5)	42,1 (10,70)	40,3 (11,1)
Neradni dohodak pojedinca, u log	4,34 (4,26)	4,53 (4,29)	4,58 (4,44)	4,06 (4,25)	4,14 (4,27)	3,95 (4,33)
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	8,68 (1,01)	8,76 (0,91)	8,34 (0,94)	8,68 (1,02)	8,77 (0,88)	8,66 (0,85)
Ukupno radno iskustvo				17,7 (10,8)	17,7 (11,5)	15,1 (10,2)
Brak						
Bračna i vanbračna zajednica	0,71	0,68	0,65	0,77	0,76	0,71
Nisu u braku (ref.)	0,29	0,32	0,35	0,23	0,24	0,29
Deca						
Broj dece, 0-3 godine	1,13 (0,36)	1,05 (0,21)	1,15 (0,39)	1,10 (0,32)	1,00 (0,00)	1,11 (0,33)
Broj dece, 4-6 godina	1,06 (0,24)	1,05 (0,23)	1,07 (0,25)	1,06 (0,25)	1,04 (0,20)	1,07 (0,25)
Broj dece, 7-14 godina	1,35 (0,54)	1,34 (0,51)	1,36 (0,55)	0,36 (0,55)	1,35 (0,52)	1,38 (0,57)
Lica starija od 65 godina	0,25	0,23	0,26	0,23	0,22	0,21
Ekonomski sektor						
Poljoprivreda (ref.)				0,07	0,09	0,03
Energetika				0,07	0,06	0,03
Prerađivačka				0,28	0,26	0,20
Građevinarstvo				0,07	0,09	0,02
Poslovne usluge				0,23	0,23	0,31
Javne usluge				0,13	0,12	0,30
Ostalo				0,14	0,15	0,11
Veličina preduzeća						
do 9				0,11	0,13	0,18
10-49				0,15	0,18	0,18
50-249				0,29	0,26	0,28
više od 250				0,45	0,42	0,35
Vlasništvo						

Privatno				0,27	0,38	0,55
Državno				0,70	0,56	0,35
Ostalo				0,03	0,05	0,10
Vrsta ugovora						
Neodređeno				0,86	0,83	0,81
Određeno (ref.)				0,14	0,17	0,19
Obrazovanje						
Bez formalnog obrazovanja (ref.)	0,03	0,004	0,007	0,02	0,01	0,007
ISCED 1-2	0,18	0,20	0,18	0,16	0,17	0,17
ISCED 3-4	0,70	0,72	0,72	0,71	0,73	0,72
ISCED 5-6	0,09	0,08	0,10	0,11	0,09	0,11
Tip naselja						
Grad	0,58	0,59	0,56	0,60	0,60	0,55
Ostalo (ref.)	0,42	0,41	0,44	0,40	0,40	0,45
Region						
Vojvodina	0,26	0,25	0,25	0,27	0,26	0,25
Beograd (ref.)	0,19	0,15	0,17	0,21	0,16	0,18
Šumadija i Zapadna	0,29	0,31	0,31	0,27	0,30	0,31
Južna i Istočna	0,26	0,29	0,27	0,25	0,27	0,26
N	3598	1380	3161	2530	956	2138

Izvor: Autor na bazi AŽS, 2002, 2003, 2007.

Napomena: Podaci u tabeli predstavljaju srednju vrednost i standardnu devijaciju u zagradi, odnosno proporciju za kategoričke i diskretne promenljive. Standardna devijacija za potonje promenljive je jednaka $\sqrt{p(1-p)}$, pri čemu je p proporcija.

Promene u strukturi ljudskog kapitala muškaraca slede obrazac koji je bio karakterističan i za druge tranzicione zemlje (Jolliffe i Campos 2005; Orazem i Vodopivec 1995). Prosečna starost zaposlenih muškaraca se blago smanjuje što je u koincidenciji sa manjim prosečnim radnim iskustvom, dok obrazovna struktura zaposlenih pokazuje pomeranja od smanjenja broja lica bez škole ka povećanju broja onih koji imaju visoko obrazovanje. Treba naglasiti da je struktura lica sa osnovnom školom stabilna što ukazuje na značajno učešće nekvalifikovanih radnika u strukturi zaposlenih. U poređenju sa aktivnim stanovništvom (radnom snagom) uočavaju se određene razlike, koje upućuju na to da su ova lica u proseku mlađa, među kojima je manji procenat oženjenih i da imaju nepovoljniju obrazovnu strukturu sa većim udelom lica bez kvalifikacija, a manjim lica sa visokim obrazovanjem. Promene u strukturi zaposlenih muškaraca prema ekonomskom sektoru najbolje opisuju odlike posmatranog perioda koji je bio karakterističan po smanjenju značaja primarnog sektora i industrije, dok je sektor poslovnih usluga beležio rast. S druge strane, vlasnička struktura preduzeća je značajno promenjena, udeo privatnog sektora je povećan, ali je i dalje visoko učešće javnog sektora. Takođe, zaposlenost se blago pomera iz centralnog regiona i Vojvodine ka ostalim delovima zemlje na šta upućuju i podaci o smanjenju broja zaposlenih u gradu i porastu u ostalim sredinama. Na sličnu strukturu ukazuju i podaci za aktivno stanovništvo.

Tabela 2 sadrži podatke za poduzorak žena. Poređenje zarada muškaraca i žena samo na bazi razlike u prosečnim realnim zaradama navodi na zaključak da je tokom perioda došlo do konvergencije u njihovom kretanju. Međutim, kada zarade normalizujemo ostvarenim časovima rada dobijamo obrnutu tendenciju koja ukazuje na to da se jaz u zaradama produbio. Precizan zaključak ćemo izvesti tek na bazi kompletne analize rodni razlika u zaradama. Zaposlena žena je u proseku mlađa od zaposlenog muškarca i ima manje radnog iskustva, međutim, za nju je karakterističan trend rasta prosečnog broja godina radnog staža. To najverovatnije proizlazi iz odlike žena da su manje sklone preduzetničkom riziku i da ređe menjaju posao od muškaraca. Za razliku od muškaraca struktura zaposlenosti žena po ekonomskim sektorima se nije bitnije menjala, izuzev što je primetno da se veći broj žena zapošljava u delatnostima koje pružaju poslovne usluge. Njihova zaposlenost u javnom sektoru u odnosu na ukupan broj zaposlenih žena, uprkos strukturnim reformama koje imaju za cilj smanjenje sektora države, značajno prevazilazi udeo zaposlenosti muškaraca u istom sektoru. Obrazovna struktura zaposlenih žena je povoljnija u odnosu na muškarce, kada se posmatraju lica bez kvalifikacija i lica sa visokim obrazovanjem, što može pre da potvrdi pretpostavku da su se slabije kvalifikovane žene isključile sa tržišta rada nego da su se prekvalifikovale. Priliv mlađih kohorti žena na tržište rada ukazuje na njihovu povoljniju obrazovnu strukturu, naročito kod lica sa visokim obrazovanjem, u odnosu na muškarce.

Tabela 2: Deskriptivne statistike promenljivih, žene

Promenljiva	Radna snaga			Zaposleni radnici		
	2002	2003	2007	2002	2003	2007
Mesečna zarada, u rsd				9760,5 (7476,2)	10267,8 (6215,7)	13438,3 (9910,8)
Mesečni časovi rada				165,5 (47,2)	162,3 (49,8)	164,5 (47,6)
Realna zarada po času, u rsd				71,2 (226,5)	73,7 (69,9)	118,7 (386,5)
Realna zarada po času, u log				3,96 (0,66)	4,07 0,65	4,31 (0,74)
Starost	37,1 (10,0)	40,0 (10,8)	39,3 (10,9)	39,9 (9,3)	40,7 (9,6)	40,4 (10,1)
Neradni dohodak pojedinca, u log	4,41 (4,32)	4,56 (4,33)	4,70 (4,48)	4,08 (4,34)	3,95 (4,33)	4,37 (4,50)
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	8,56 (0,94)	8,70 (0,84)	8,42 (0,95)	8,53 (0,94)	8,66 (0,85)	8,38 (0,31)
Ukupno radno iskustvo				15,3 (9,6)	15,1 (10,2)	15,9 (10,3)
Brak						
Bračna i vanbračna zajednica	0,71	0,71	0,70	0,72	0,71	0,70
Nisu u braku (ref.)	0,29	0,29	0,30	0,28	0,29	0,30

Deca						
Broj dece, 0-3 godine	1,13 (0,37)	1,06 (0,25)	1,11 (0,32)	1,06 (0,28)	1,06 (0,25)	1,08 (0,27)
Broj dece, 4-6 godina	1,06 (0,24)	1,08 (0,27)	1,07 (0,27)	1,07 (0,26)	1,06 (0,25)	1,04 (0,19)
Broj dece, 7-14 godina	1,33 (0,56)	1,28 (0,46)	1,33 (0,53)	1,33 (0,59)	1,30 (0,48)	1,32 (0,51)
Lica starija od 65 godina	0,22	0,22	0,27	0,22	0,21	0,24
Ekonomski sektor						
Poljoprivreda (ref.)				0,03	0,03	0,06
Energetika				0,02	0,03	0,02
Prerađivačka				0,20	0,20	0,20
Građevinarstvo				0,02	0,02	0,01
Poslovne usluge				0,29	0,31	0,35
Javne usluge				0,30	0,30	0,31
Ostalo				0,13	0,12	0,05
Veličina preduzeća						
do 9				0,15	0,18	0,50
10-49				0,18	0,18	0,25
50-249				0,29	0,28	0,15
više od 250				0,37	0,36	0,10
Vlasništvo						
Privatno				0,28	0,34	0,50
Državno				0,69	0,63	0,44
Ostalo				0,02	0,03	0,06
Vrsta ugovora						
Neodređeno				0,86	0,83	0,84
Određeno (ref.)				0,14	0,17	0,16
Obrazovanje						
Bez formalnog obrazovanja (ref.)	0,02	0,006	0,004	0,02	0,01	0,002
ISCED 1-2	0,16	0,22	0,18	0,13	0,16	0,14
ISCED 3-4	0,69	0,67	0,69	0,70	0,70	0,71
ISCED 5-6	0,13	0,10	0,13	0,15	0,14	0,15
Tip naselja						
Grad	0,70	0,68	0,62	0,74	0,74	0,66
Ostalo (ref.)	0,30	0,32	0,38	0,26	0,26	0,34
Region						
Vojvodina	0,26	0,25	0,24	0,27	0,26	0,23
Beograd (ref.)	0,23	0,18	0,19	0,26	0,21	0,22
Šumadija i Zapadna	0,28	0,30	0,29	0,26	0,29	0,29
Južna i Istočna	0,23	0,27	0,28	0,22	0,24	0,26
N	2855	1137	2679	1817	688	1660

Izvor: Autor na bazi AŽS, 2002, 2003, 2007.

Napomena: Podaci u tabeli predstavljaju srednju vrednost i standardnu devijaciju u zagradi, odnosno proporciju za kategoričke i diskretne promenljive. Standardna devijacija za potonje promenljive je jednaka $\sqrt{p(1-p)}$, pri čemu je p proporcija.

Izbor jedinica posmatranja u uzorak uslovljen je izborom žena da se aktivno uključe u radnu snagu. Stoga je uključeno nekoliko promenljivih za koje se očekuje da utiču na verovatnoću izbora, što je u skladu sa specifikacijom modela izbora podataka. U tu svrhu su formirane dve ekonomske promenljive. Prva se odnosi na dohodak pojedinca iz kojeg su isključena primanja po osnovu rada, tzv. “neradni dohodak,” kao što su primanja po osnovu vlasništva, tj. kapitala, doznake, penzije, socijalna pomoć i slična primanja. Druga promenljiva, koju čine ostali izvori dohotka, dobijena je oduzimanjem ukupnih primanja pojedinaca od ukupnog dohotka domaćinstava. Za ove dve

promenljive AŽS predstavlja bogat i pouzdan izvor podataka. Takođe, na odluku žena da rade mogu da utiču bračno stanje, broj dece, kao i prisustvo starijih članova u domaćinstvu za koje se očekuje da smanjuju verovatnoću selekcije. Međutim, prisustvo roditelja i drugih srodnika supružnika u domaćinstvu može da ima i dvosmislen efekat na verovatnoću izbora žena da rade. Naime, u Srbiji nije redak slučaj da bliski članovi porodice brinu o deci pružajući roditeljima deo usluga koje bi imali u specijalizovanim ustanovama podrške porodicama sa decom. Poređenje zaposlenih žena sa svim učesnicima pokazuje da su oba izvora dohotka, iz kojih su izuzeta primanja od radne aktivnosti, u proseku niža kod zaposlenih žena. Nisu uočene značajne razlike u pogledu bračnog stanja, međutim, žene koje rade imaju u proseku manje dece od ukupnog broja žena. Validnost izbora objašnjavajućih promenljivih i pitanje identifikacije parametara modela izbora podataka će biti razmatrani u nastavku izlaganja.

7.4.1.2 Podaci panela

U tabeli 3 su prikazane deskriptivne statistike skupa promenljivih koje su formirane na bazi opservacija uzorka panela u 2002. i 2003. godini. Srednje vrednosti promenljivih su dobijene uprosečavanjem opservacija za sve jedinice posmatranja u oba vremenska perioda. Procedura kreiranja analitičkog uzorka panela je izvršena na sličan način kao i pri kreiranju nezavisnih uzoraka uporednih podataka za 2002. i 2003. godinu. Iz polaznog uzorka radno aktivnih su isključena lica koja čine samozaposleni, poljoprivrednici i pomažući članovi domaćinstva, kao i neaktivna lica koja su uključena u proces obrazovanja, penzioneri, lica koja nisu sposobna za rad i ostali neaktivni. Ovako formiran uzorak se sastoji od 4120 opservacija, od kojih se 2296 opservacija odnosi na poduzorak muškaraca, a 1824 na poduzorak žena. Panel uzorak zaposlenih je izbalansiran nakon što su eliminisana lica koja nisu prijavila podatak o zaradi na osnovnom poslu ili ostvarenim časovima rada u referentnom mesecu. Ukupan broj opservacija koje čine svi zaposleni u obe godine iznosi 2558, od čega se 1518 odnosi na muškarce, a 1040 na žene.

Tabela 3: Deskriptivne statistike promjenljivih, podaci panela

Promenljiva	Radna snaga			Zaposleni radnici		
	Ukupno	Muškarci	Žene	Ukupno	Muškarci	Žene
Mesečna zarada - osnovni posao, u rsd				10017,7 (6223,1)	10584,5 (6415,7)	9190,3 (5835,7)
Mesečni časovi rada - osnovni posao				168,0 (55,0)	171,5 (59,3)	162,9 (47,4)
Realna zarada po času - osnovni posao, u rsd				73,9 (82,7)	77,0 (92,4)	69,5 (65,7)
Realna zarada po času - osnovni posao, u log				4,06 (0,66)	4,11 (0,64)	4,00 (0,67)
Starost	40,5 (10,3)	41,0 (10,9)	39,8 (9,5)	42,0 (9,4)	42,4 (9,8)	41,4 (8,7)
Neradni dohodak pojedinca, u log	4,47 (4,28)	4,46 (4,25)	4,48 (4,31)	4,12 (4,29)	4,23 (4,25)	3,94 (4,34)
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	8,69 (0,92)	8,74 (0,95)	8,62 (0,89)	8,68 (0,93)	8,72 (0,95)	8,62 (0,90)
Ukupno radno iskustvo				18,0 (10,1)	18,9 (10,5)	16,6 (9,3)
Radno iskustvo u istoj organizaciji				14,8 (10,0)	15,7 (10,4)	13,5 (9,3)
Do 5 godina				0,24	0,22	0,27
6-15 godina				0,29	0,28	0,29
16-25 godina				0,29	0,28	0,30
26 i više				0,18	0,21	0,13
Brak						
Bračna i vanbračna zajednica	0,75	0,74	0,75	0,77	0,80	0,73
Nisu u braku (ref.)	0,25	0,26	0,25	0,23	0,20	0,27
Deca						
Deca, 0-3 godine	1,11 (0,33)	1,09 (0,30)	1,14 (0,37)	1,06 (0,24)	1,06 (0,24)	1,07 (0,26)
Deca, 4-6 godina	1,06 (0,23)	1,07 (0,23)	1,05 (0,23)	1,05 (0,21)	1,05 (0,22)	1,05 (0,21)
Deca, 7-14 godina	1,32 (0,54)	1,33 (0,51)	1,31 (0,57)	1,33 (0,57)	1,33 (0,52)	1,32 (0,63)
Lica starija od 65 godina	0,23	0,24	0,22	0,22	0,22	0,22
Par sa decom	0,29	0,29	0,28	0,28	0,31	0,22
Par sa decom i odraslim članom	0,38	0,38	0,38	0,38	0,41	0,33
Samohrani roditelj	0,03	0,02	0,04	0,03	0,01	0,05
Radno mesto						
Menadžeri				0,04	0,05	0,02
Stručnjaci				0,10	0,08	0,12
VKV radnici				0,29	0,37	0,17
Službenici				0,26	0,20	0,35
Uslužni radnici				0,14	0,11	0,19
NKV radnici (ref.)				0,17	0,19	0,15
Ekonomski sektor						
Poljoprivreda (ref.)				0,06	0,09	0,03
Energetika				0,05	0,07	0,02
Prerađivačka				0,25	0,28	0,20
Građevinarstvo				0,05	0,07	0,03
Poslovne usluge				0,23	0,20	0,27
Javne usluge				0,23	0,16	0,34
Ostalo				0,13	0,13	0,11
Veličina preduzeća						
do 9				0,09	0,07	0,11
10-49				0,13	0,12	0,14
50-249				0,23	0,22	0,26
više od 250				0,34	0,35	0,32
Nedostajući podatak				0,21	0,24	0,17
Vlasništvo						
Privatno				0,25	0,24	0,25
Državno				0,71	0,71	0,72
Ostalo				0,04	0,05	0,03

Vrsta ugovora						
Neodređeno				0,88	0,89	0,88
Određeno (ref.)				0,12	0,11	0,12
Obrazovanje						
Bez škole (ref.)	0,02	0,03	0,02	0,02	0,02	0,01
ISCED 1-2	0,17	0,17	0,17	0,16	0,17	0,14
ISCED 3-4	0,63	0,64	0,60	0,62	0,63	0,60
ISCED 5-6	0,18	0,16	0,21	0,20	0,18	0,25
Tip naselja						
Grad	0,65	0,59	0,72	0,66	0,60	0,76
Ostalo (ref.)	0,35	0,41	0,28	0,34	0,40	0,24
Region						
Beograd (ref.)	0,16	0,14	0,19	0,18	0,15	0,21
Vojvodina	0,26	0,26	0,25	0,28	0,28	0,28
Šumadija i Zapadna	0,30	0,31	0,29	0,29	0,30	0,28
Južna i Istočna	0,28	0,29	0,27	0,25	0,27	0,23
N*T	4120	2296	1824	2558	1518	1040

Izvor: Autor na bazi AŽS, 2002, 2003.

Napomena: Podaci u tabeli predstavljaju srednju vrednost i standardnu devijaciju u zagradi, odnosno proporciju za kategoričke i diskretne promenljive. Standardna devijacija za potonje promenljive je jednaka $\sqrt{p(1-p)}$, pri čemu je p proporcija.

Struktura uzorka panela za muškarce i žene se ne razlikuje bitnije od strukture koja je prikazana za svaku godinu posebno. Žene u proseku rade manje časova na osnovnom poslu od muškaraca, ali im je i realna zarada po času manja za 9,7%. Zaposlene žene su mlađe od muškaraca i imaju manje ukupnog radnog iskustva od muškaraca, kao i iskustva ostvarenog u istoj organizaciji. Veći procenat žena od muškaraca, u proseku, provede u istoj organizaciji do pet godina, ali se njihov broj značajno smanji kada se posmatra staž duži od 26 godina, što se može objasniti time da žene, u proseku, rade kraće od muškaraca. Žene su ređe od muškaraca zaposlene na upravljačkim pozicijama koje donose veće zarade, ali su, s druge strane, zastupljenije među stručnjacima, službenicima i uslužnim radnicima. Struktura zaposlenih muškaraca i žena se ne razlikuje značajnije prema sektoru vlasništva. Žene imaju, u proseku, bolju obrazovnu strukturu od muškaraca, i to kako zaposlene tako i radno aktivne. Geografska distribucija zaposlenih žena pokazuje da ih ima više u gradskim sredinama od muškaraca. Promenljive koje odražavaju ekonomsko-socijalnu strukturu pokazuju da su neradni dohodak i dohodak ostvaren iz ostalih izvora, u proseku, veći kod radno aktivnog stanovništva, kao i da su ovi izvori dohotka veći u poduzorku muškaraca. Zaposleni muškarci su češće u braku od zaposlenih žena. Zaposleni muškarci češće žive u porodicama sa decom i ostalim odraslim članovima, dok su zaposlene žene češće samohrani roditelji. Sličan sastav porodice je karakterističan i za radno aktivne muškarce i žene.

7.4.2 Analiza rodni razlika u zaradama

Modeli zarada ocenjeni su metodom OLS na združenom uzorku opservacija za 2002., 2003. i 2007. godinu (en. *pooled OLS*), rezultati ocenjivanja su prikazani u tabeli 4. U inicijalnom koraku, pošlo se od pretpostavke da se radi o tri nezavisna uzorka opservacija kako bi se sagledala samo dinamika ukupnog rodnog jaza u zaradama. Stoga, ocene dobijene po metodu OLS, u ovom delu disertacije nisu poređene sa ocenama dobijenim korišćenjem drugih metoda, pošto nisu zadovoljene sve pretpostavke modela. Pretpostavka o homoskedastičnosti nije narušena. Reziduali ocenjenih modela zarada ne zadovoljavaju pretpostavku o normalnosti na šta ukazuju vrednosti Jarque-Bera statistike testa. Međutim, pretpostavku o normalnoj raspodeli nije moguće potvrditi u modelima ocenjenim na velikom broju uzoračkih jedinica (Greene 2012). Odsustvo normalnosti reziduala ocenjenih regresija implicira da standardne greške ocena nisu precizne, što vodi ka nepouzdanom zaključivanju. Stoga se sugerše da se izračunaju robustne standardne greške na pristustvo heteroskedastičnosti i autokorelacije.

Nekorigovana ocena rodnog jaza u zaradama, koja je dobijena primenom metoda OLS na regresiju logaritamske vrednosti zarada po času samo na veštačku promenljivu koja je indikator da pojedinac pripada poduzorku žena, pokazuje da su žene u proseku plaćene za 7,5% manje od muškaraca⁸⁶ (tabela 4). Ukoliko se zatim oceni model zarada koji uključuje osnovne komponente ljudskog kapitala jaz se dodatno širi za nešto manje od tri procentna poena. Radno iskustvo formira nelinearnu vezu sa zaradama tokom životnog ciklusa, stoga je ova promenljiva izražena u vidu linearnog i kvadratnog člana u regresijama zarada. Takođe, stvarne vrednosti linearnog i kvadratnog člana su podeljene sa deset odnosno sa sto da bi se vrednosti ocenjenih koeficijenata kretale u intervalu od nula do jedan. Združeni uticaj radnog iskustva na kretanje zarada je pozitivan i statistički značajan u svim ocenjenim modelima, što je u skladu sa teorijskim pretpostavkama funkcije zarada (Mincer 1974).

⁸⁶ Ocenjena vrednost uz veštačku promenljivu u polulogaritamskoj regresiji, gde je zavisna promenljiva izražena u logaritmima, transformisana je da bi mogla da se preciznije interpretira u procentima (videti npr. Halvorsen i Palmquist 1980, Thornton i Innes 1989).

Tabela 4: Jednačina zarada ocenjena metodom OLS na združenom uzorku, 2002-2007. god.

Promenljiva	Model [1]	Model [2]	Model [3]	Model [4]
Žene (<i>f</i>)	-0,078*** (0,015)	-0,109*** (0,013)	-0,133*** (0,020)	-0,170*** (0,020)
Iskustvo÷10		0,059** (0,026)	0,059** (0,027)	0,076*** (0,027)
Iskustvo ² ÷100		-0,006 (0,07)	-0,006 (0,08)	-0,011 (0,008)
ISCED 1-2		-0,042 (0,070)	-0,041 (0,070)	-0,050 (0,068)
ISCED 3-4		0,221*** (0,068)	0,224*** (0,068)	0,157** (0,067)
ISCED 5-6		0,779*** (0,070)	0,791*** (0,070)	0,624*** (0,069)
D2003		0,093*** (0,018)	0,071*** (0,024)	0,081*** (0,023)
D2007		0,335*** (0,015)	0,319*** (0,021)	0,318*** (0,021)
<i>f</i> *D2003			0,052 (0,036)	0,046 (0,035)
<i>f</i> *D2007			0,036 (0,030)	0,051* (0,030)
Grad				0,040*** (0,015)
Stalni posao				-0,087*** (0,023)
Ekonomski sektor				
[značajnost ocena]				[0,000]
Vlasništvo				
[značajnost ocena]				[0,013]
Region				
[značajnost ocena]				[0,000]
Const	4,196*** (0,010)	3,737*** (0,070)	3,746*** (0,070)	3,783*** (0,073)
N	9789	9789	9789	9789
R ²	0,003	0,147	0,147	0,187
F (k; N-k) test	28,73 [0,00]	200,43 [0,00]	161,59 [0,00]	99,32 [0,00]
White-ov test heteroskedastičnosti - $\chi^2(k)$	0,82 [0,66]	3,16 [0,21]	3,02 [0,22]	0,42 [0,81]
Jarque-Bera test normalnosti- $\chi^2(2)$ [<i>p</i> -vred.]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Koeficijent asimetrije	0,70	0,75	0,75	0,86
Koeficijet spljoštenosti	8,44	9,76	9,77	10,37

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002, 2003, 2007.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Robustne standardne greške su date u zagradama. Broj stepeni slobode (*k*) test statistike za testiranje heteroskedastičnosti jednak je broju regresora u modelu. Vrednost u uglatoj zagradi [*p*] označava *p*-vrednost statistike testa. Model [4] uključuje sedam veštačkih promenljivih za ekonomski sektor, poljoprivreda (ref), energetika, industrija, građevinarstvo, poslovne usluge, usluge javnog sektora i ostalo; zatim, tri veštačke za sektor vlasništva, privatni (ref.), javni i ostalo, kao i četiri veštačke za region, Vojvodina, Beograd (ref.), Šumadija i Zapadna Srbija i Južna i Istočna Srbija. Bez škole i ostale sredine su referentne promenljive za obrazovanje i tip naselja.

Model [2] koji je proširen uključivanjem veštačkih promenljivih za godine ukazuje na opravdanost njihovog prisustva u modelu, kao i na to da je tokom vremena bio prisutan trend rasta realnih zarada. Da bi se utvrdilo da li se i jaz menjao tokom vremena obrazovana su dva dodatna člana dobijena interakcijom veštačke promenljive za žene i fiksnih vremenskih efekata. Na bazi ovih članova modela moguće je ispitivati promene

u kretanju jaza, iako se ne može oceniti dubina jaza za svaku godinu posebno (Wooldridge 2006). Združenim testom statističke značajnosti parametara uz promenljive f i f^* 2003 [$F(2, 9778)=26,17, p=0,00$], kao i f i f^* 2007 [$F(2, 9778)=30,84, p=0,00$], potvrđuje se njihova značajnost u modelu [3]. Na sličan način zaključuje se i o značajnosti članova interakcije u modelu [4]. Ovaj model proširen je novim objašnjavajućim promenljivim, a statistička značajnost članova interakcije f i f^* 2003, kao i f i f^* 2007 potvrđena je na bazi izračunatih vrednosti F statistike testa koje redom iznose 43,78 [$p=0,000$] i 47,81 [$p=0,000$]. Rezultati ovih testova pokazuju da se jaz menjao tokom vremena. Ovi rezultati daju samo indikativnu sliku o kretanju jaza i mogli bi navesti na pogrešan zaključak ukoliko se ne bi uzela u obzir struktura ukupnog jaza, kao što će u nastavku diskusije biti i pokazano.

Kao dodatak regresionoj analizi urađena je grafička ilustracija ocene funkcije gustine zarada muškaraca i žena, izraženih u logaritamskim vrednostima, neparametarskim metodom jezgra (slika 1). Funkcija gustine zarada po času (izraženih u logaritmima) za muškarce i žene je ocenjena primenom Gauss-ovog metoda jezgra sa parametrom izravnjanja koji minimizira integrisanu srednju kvadratnu grešku. Raspodele zarada muškaraca i žena za sve tri godine su sličnog oblika. Međutim, raspodela zarada žena pomerena je u levo u 2002. i 2003. godini, dok se u 2007. godini raspodela zarada žena naginje na desnu stranu. Zarade po času za žene imaju manju disperziju. Takođe, primećuje se da “grubi” ili nekorigovani jaz u zaradama, koji je jednak razlici u logaritmima prosečnih zarada muškaraca i žena, nije konstantan duž cele raspodele zarada. Slika 1 pokazuje da je jaz izraženiji u sredini raspodele i na donjem delu raspodele, dok iščezava na vrhu raspodele zarada po času za sve tri posmatrane godine. Dubina jaza u prosečnim zaradama u 2007. godini je izraženija, što se uočava i na osnovu odnosa ocene funkcije gustine zarada muškaraca i žena u toj godini.

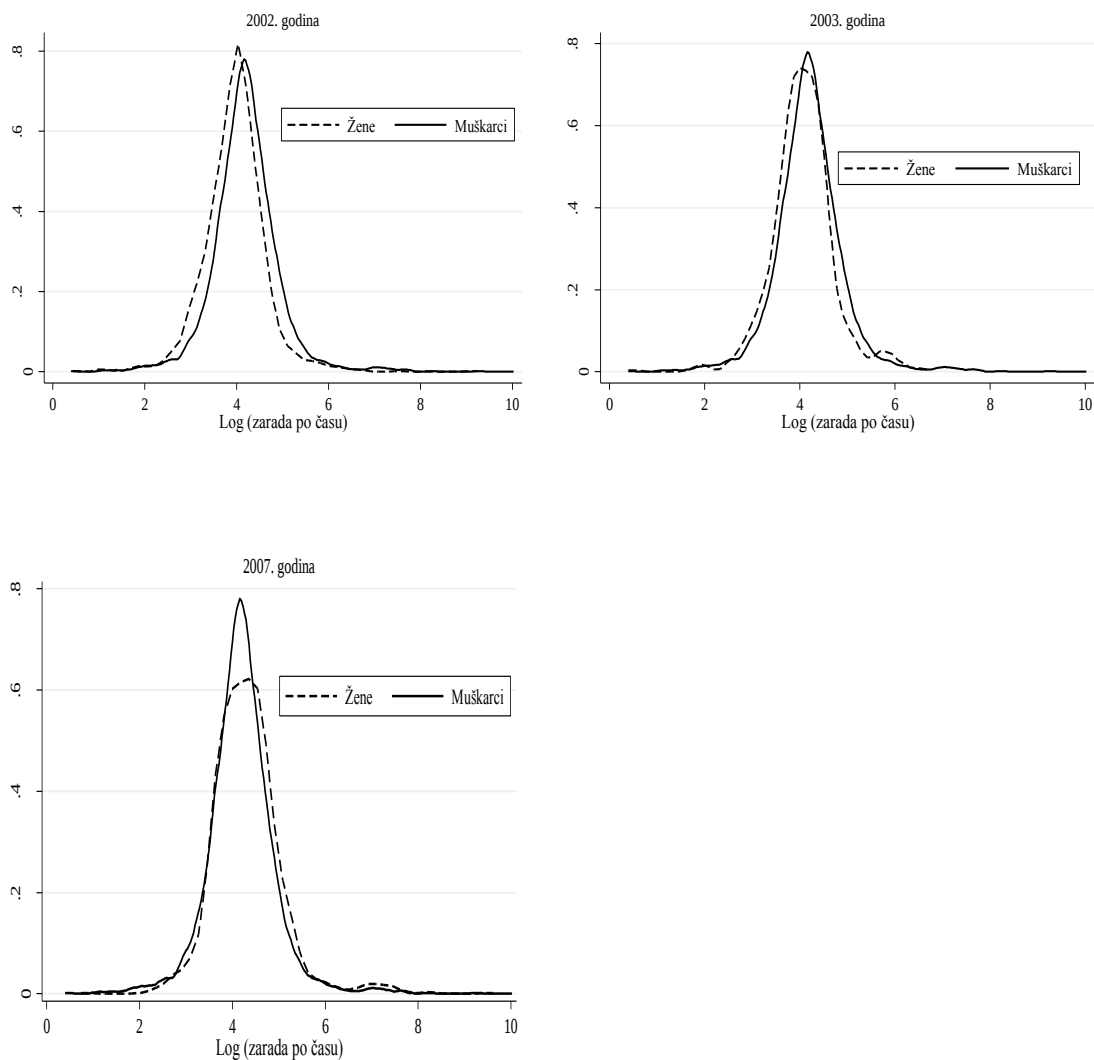
Primena neparametarskog Kolmogorov-Smirnov-og (KS) testa je potvrdila da raspodele zarada muškaraca i žena nisu jednake na nivou značajnosti od 1% u 2002. i 2007. godini, dok za 2003. godinu važi isto, ali na nivou značajnosti od 10%. Zaključak je izveden na bazi izračunate p -vrednosti KS statistike testa koja iznosi redom $p=0,000$, $p=0,082$ i $p=0,000$ za 2002., 2003. i 2007. godinu (tabela 5).

Tabela 5: Kolmogorov-Smirnov test jednakosti raspodela zarada muškaraca i žena

Statistika testa	2002. god.		2003. god.		2007. god.	
	Statistika	p – vrednost	Statistika	p – vrednost	Statistika	p – vrednost
KS statistika test	0,097	0,000	0,063	0,082	0,079	0,000

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002, 2003, 2007.

Slika 1: Ocena funkcije gustine zarada muškaraca i žena metodom jezgra



Izvor: Autor na bazi AŽS 2002, 2003, 2007.

7.4.2.1 Ocenjivanje modela izbora podataka

Primena Blinder-Oaxaca (BO) dekompozicije u analizi rodni razlika u zaradama se zasniva na rezultatima ocenjenih modela izbora podataka (Blinder 1973; Oaxaca 1973).

Jednačina izbora ili selekcije kojom se ocenjuje verovatnoća da pojedinac učestvuje u radnoj snazi i jednačina zarada koje čine Heckman-ov parametarski model izbora su ocenjene metodom maksimalne verodostojnosti – ML (Heckman 1976, 1979). Modeli su ocenjeni na uporednim podacima za muškarce i žene, odnosno za svaku godinu posebno (tabele 6 i 7 za 2002., tabele 8 i 9 za 2003. i tabele 10 i 11 za 2007. godinu). Zavisna promenljiva u jednačini izbora (selekcije) je binarna promenljiva koja uzima vrednost 1 ako pojedinac radi za platu i 0 inače, dok je zavisna promenljiva u drugoj jednačini zarada po času iskazana u logaritmima. Mincer-ove jednačine zarada su ocenjene posebno za muškarce i žene po godinama (Mincer 1974), a nulta hipoteza da greške u jednačinama zarada i selekcije nisu međusobno korelisane je testirana u svim jednačinama ($H_0: \rho=0$). Efekat selekcije je testiran na bazi izvedenih ocena koeficijenta korelacije reziduala iz dveju jednačina i standardne greške reziduala iz ocenjene jednačine zarada ($H_0: \rho\sigma_\varepsilon=0$) kroz sve modele. Efekat selekcije ima negativan predznak ukazujući na to da je korelacija između zarada i verovatnoće da pojedinac radi negativna. Jednačina selekcije je ocenjena u formi probit modela, a rezultati ocenjivanja su prikazani samo za žene (tabele P7.3, P7.4 i P7.5 u Prilogu 2).⁸⁷

(i) Rezultati ocenjivanja modela izbora podataka za 2002. godinu

Standardan metod podrazumeva da se identifikacija postiže na način da promenljive iz jednačine zarada predstavljaju podskup objašnjavajućih promenljivih u jednačini izbora, a validacija se postiže testom prekomerne identifikovanosti. Tokom ocenjivanja korišćene su različite specifikacije modela, a rezultati ocenjivanja izabranih modela dati su u tabelama 6-11 po godinama za muškarce i žene. Modeli su birani na osnovu kriterijuma uključenosti svih relevantnih objašnjavajućih promenljivih (značajnost modela testirana Wald-ovim testom se povećava sa dodavanjem regresora), imajući u vidu činjenicu da se ocenjeni modeli koriste za dekompoziciju ukupnog jaza na objašnjeni i neobjašnjeni deo. Model [4] u navedenim tabelama čini “osnovna” Mincer-

⁸⁷ Osim metodom ML, Heckman-ov model izbora je ocenjen i primenom dvostepene procedure, ali rezultati ocenjivanja nisu prikazani u disertaciji. Efekat selekcije je testiran na bazi značajnosti dodatnog člana, inverznog Mills-ovog količnika, kojim je proširena jednačina zarada, a izvedeni zaključci su identični. Ocenjeni koeficijent korelacije grešaka modela leži u teorijskim granicama od -1 do 1, što potvrđuje konzistentnost rezultata dobijenih primenom dvostepene procedure.

ova jednačina [1] proširena ostalim karakteristikama pojedinaca i radnog mesta.⁸⁸ Iz jednačine izbora su isključene karakteristike radnog mesta da bi se izbegao veći broj nula u promenljivim za pojedince koji ne rade, a uključen je skup kontrolnih promenljivih za koje se očekuje da utiču na odluku pojedinca da radi ali ne i na njegovu zaradu. To su promenljive koje odražavaju strukturu i veličinu domaćinstva (bračni status pojedinaca, broj dece i odraslih članova u domaćinstvu), kao i dodatni izvori dohotka pojedinaca i domaćinstava. Testovi značajnosti za oba podskupa kontrolnih promenljivih ukazuju na opravdanost njihovog prisustva u specifikaciji ocenjenoj na podacima iz 2002. godine. U **jednačini izbora** [4] za žene za **2002. godinu** (tabela P7.3) vrednosti statistike testa iznose redom $\chi^2(8)=21,57$ [$p=0,006$] i $\chi^2(2)=34,66$ [$p=0,000$]. Deca, bračni status i dodatni prihodi koji ne vode poreklo od rada imaju negativan, dok viši nivoi obrazovanja imaju pozitivan efekat na izbor žena da rade.

Prisustvo radnog straža u **jednačinama zarada** za oba pola u svim posmatranim godinama nije dalo teorijski očekivan efekat. Stoga je profil kretanja zarada tokom životnog ciklusa posmatran po godinama starosti umesto prema radnom iskustvu. Ovaj nalaz je bio karakterističan i za druge zemlje u tranziciji a znači da veštine akumulirane tokom radnog iskustva u prethodnom sistemu same po sebi nisu dovoljne za značajniju diversifikaciju zarada u uslovima tržišnog privređivanja (videti npr. Grajek 2003). Rezultati ocenjivanja modela izbora podataka za žene za 2002. godinu dati su u tabeli 6.

Tabela 6: ML i OLS ocene modela izbora podataka za žene – jednačina zarada, 2002

Promenljiva	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]		OLS ocene	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Obrazovanje										
Bez škole (ref.)										
ISCED 1-2	0,118	0,139	0,113	0,139	0,111	0,135	0,110	0,135	0,012	0,136
ISCED 3-4	0,334**	0,135	0,326**	0,136	0,294**	0,133	0,280**	0,132	0,304**	0,134
ISCED 5-6	0,717***	0,136	0,712***	0,137	0,628***	0,134	0,611***	0,134	0,647***	0,135
Starost										
15-19 (ref.)										
20-29	-0,164	0,192	-0,180	0,191	-0,218	0,185	-0,225	0,183	-0,189	0,183
30-39	-0,217	0,195	-0,250	0,196	-0,279	0,188	-0,280	0,188	-0,208	0,185
40-49	-0,248	0,196	-0,284	0,197	-0,317*	0,190	-0,310*	0,190	-0,218	0,185
50-59	-0,199	0,199	-0,232	0,200	-0,279	0,193	-0,272	0,193	-0,178	0,188
60-64	0,118	0,234	0,092	0,232	-0,008	0,227	-0,006	0,227	0,082	0,223
Bračni status										
Nisu u braku (ref.)										
Bračna i vanbračna			0,033	0,034	0,047	0,034	0,049	0,034	0,040	0,034
Zajednica										
Vrsta ugovora										

⁸⁸ U poslednjoj koloni navedenih tabela prikazane su i OLS ocene jednačine zarada ali se na osnovu njih ne donose konačni zaključci.

Određeno (ref.)									
Neodređeno	0,030	0,045	0,040	0,045	0,055	0,045	0,056	0,045	
Vlasništvo									
Državno (ref.)									
Privatno	0,020	0,035			0,058	0,040	0,054	0,041	
Ekonomski sektor									
Poljoprivreda (ref.)									
Rudarstvo			0,015	0,223	0,046	0,235	0,039	0,237	
Prerađivačka			-0,288***	0,092	-0,281***	0,090	-0,285***	0,090	
Energetika			0,165	0,112	0,169	0,110	0,167	0,111	
Građevinarstvo			-0,003	0,166	-0,024	0,166	-0,027	0,167	
Poslovne usluge			-0,118	0,093	-0,134	0,092	-0,137	0,092	
Javne usluge			0,038	0,090	0,048	0,089	0,045	0,090	
Ostalo			0,016	0,102	0,001	0,100	0,000	0,100	
Tip naselja									
Ostalo (ref.)									
Grad					0,094***	0,034	0,102***	0,034	
Const	3,823***	0,241	3,808***	0,244	3,939***	0,241	3,843***	0,242	3,704***
N-necenzurisano/	1851 / 559		1851 / 559		1851 / 559		1851 / 559		
N-cenzurisano									
Log L	-2850,03		-2849,23		-2812,77		-2807,09		
Wald-ov test - $\chi^2(k)$	220,79	[0,000]	223,32	[0,000]	355,05	[0,000]	363,77	[0,000]	
ρ σ	-0,157	0,073	-0,169	0,070	-0,147	0,068	-0,124	0,072	
LR test ($H_0: \rho=0$)	4,37	[0,036]	5,45	[0,019]	4,45	[0,035]	2,86	[0,091]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćena za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena u modelima izbora podataka su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, a za OLS ocene su izračunate analitičke standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Poređenje rezultata ocenjivanja **jednačina zarada u 2002. godini** za žene (tabela 6) i muškarce (tabela 7) daje zaključak da obrazovanje ima značajniji efekat na zarade žena nego na zarade muškaraca, ali da se smanjuje uključivanjem sektora zaposlenosti bilo posmatrano kroz delatnosti ili kroz vlasništvo.⁸⁹ Ocene uz promenljivu koja označava najviši stepen obrazovanja (ISCED 5-6), u modelu [4], u jednačinama zarada žena i muškaraca iznose redom 0,647 i 0,429. Žene zaposlene u privatnom sektoru su u 2002. godini primale pozitivnu ali ne i statistički značajnu premiju (ocena u modelu [4] iznosi 0,058) koja bi bila dovoljna da ih navede na izbor da državnu službu zamene zaposlenjem u privatnom sektoru. Međutim, muškarci zaposleni u privatnom sektoru su imali i statistički značajno veću zaradu u odnosu na njihove kolege u javnim službama i preduzećima (0,137), a stalni posao (zaposlenje na neodređeno vreme) je čak imao negativan efekat na visinu prosečne zarade muškaraca. Takođe, za razliku od žena (0,049), brak je muškarcima donosio pozitivnu i statistički značajnu premiju (0,156).

⁸⁹ Da bi se dobili jasniji efekti uticaja sektora vlasništva na kretanje zarada, iz analize su isključena lica koja rade u preduzećima čije vlasništvo je svrstano u grupu ostalo (videti tabele 1 i 2).

Tabela 7: ML i OLS ocene modela izbora podataka za muškarce – jednačina zarada, 2002

Jednačina zarada – muškarci	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]		OLS ocene	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Obrazovanje										
Bez škole (ref.)										
ISCED 1-2	-0,039	0,107	-0,040	0,099	-0,060	0,100	-0,056	0,099	-0,048	0,099
ISCED 3-4	0,134	0,103	0,156*	0,095	0,109	0,096	0,096	0,095	0,117	0,095
ISCED 5-6	0,513***	0,105	0,558***	0,098	0,462***	0,099	0,429***	0,100	0,459***	0,098
Starost										
15-19 (ref.)										
20-29	0,163	0,133	0,209	0,132	0,168	0,129	0,191	0,133	0,269**	0,131
30-39	0,078	0,134	0,105	0,135	0,068	0,133	0,103	0,136	0,221*	0,133
40-49	0,033	0,135	0,057	0,137	0,021	0,134	0,061	0,138	0,193	0,134
50-59	0,054	0,135	0,083	0,138	0,040	0,134	0,086	0,139	0,218	0,136
60-64	-0,044	0,176	-0,036	0,178	-0,105	0,175	-0,076	0,179	0,050	0,176
Bračni status										
Nisu u braku (ref.)										
Bračna i vanbračna zajednica			0,173***	0,039	0,164***	0,038	0,156***	0,038	0,184***	0,035
Vrsta ugovora										
Određeno (ref.)										
Neodređeno			-0,160***	0,043	-0,212***	0,044	-0,156***	0,044	-0,153***	0,044
Vlasništvo										
Državno (ref.)										
Privatno			0,105***	0,031			0,137***	0,034	0,136***	0,034
Ekonomski sektor										
Poljoprivreda (ref.)										
Rudarstvo					0,255**	0,128	0,282**	0,128	0,285**	0,129
Prerađivačka					-0,041	0,052	-0,049	0,053	-0,052	0,053
Energetika					0,356***	0,071	0,355***	0,073	0,351***	0,073
Građevinarstvo					0,021	0,073	-0,016	0,074	-0,019	0,075
Poslovne usluge					0,078	0,056	0,028	0,058	0,028	0,058
Javne usluge					0,174***	0,056	0,182***	0,057	0,181***	0,057
Ostalo					0,103*	0,060	0,055	0,062	0,055	0,062
Tip naselja										
Ostalo (ref.)										
Grad							0,078***	0,028	0,074***	0,028
Const	3,870***	0,167	3,779***	0,172	3,878***	0,171	3,752***	0,174	3,559***	0,162
N-necenzurisano/ N-cenzurisano	2553 / 484		2553 / 484		2553 / 484		2553 / 484			
Log L	-3518,55		-3485,05		-3459,96		-3447,05			
Wald-ov test $-\chi^2(k)$	204,60 [0,000]		248,39 [0,000]		324,86 [0,000]		351,72 [0,000]			
ρ σ	-0, 215 0,045		-0, 162 0, 057		-0,150 0,056		-0,164 0,054			
LR test ($H_0: \rho=0$)	19,79 [0,000]		7,29 [0,007]		6,82 [0,009]		8,26 [0,004]			

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćena za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena u modelima izbora podataka su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, a za OLS ocene su izračunate analitičke standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

(ii) Rezultati ocenjivanja modela izbora podataka za 2003. godinu

Modeli izbora pojedinca da radi za platu u **2003. godini** dati su posebno za žene i muškarce (tabele 8 i 9). Broj jedinica posmatranja je manji u odnosu na 2002., što u određenoj meri može da objasni i razlike koje su dobijene ocenjivanjem ovih modela. Međutim, navedene razlike mogu biti posledica izraženih makroekonomskih neravnoteža u tom periodu, koje su bile rezultat strukturnog prilagođavanja i brzine tranzicionih reformi, ali nisu obuhvaćene modelima. Zajednička značajnost promenljivih koje su korišćene za identifikaciju u modelu [4] za žene (tabela P7.4 u

Prilogu 2) je potvrđena na bazi izračunate statistike testa $\chi^2(8)=26,53$ [$p=0,000$] i $\chi^2(2)=17,68$ [$p=0,000$]. Ostali izvori dohotka nemaju značajan uticaj na verovatnoću izbora. Isključivanjem ove promenljive ne utiče se na stabilnost drugih ocena te je zbog konzistentnosti sa teorijskim modelima zadržana u jednačini. Isto se odnosi i na ostale promenljive u modelima.

Tabela 8: ML i OLS ocene modela izbora podataka za žene – jednačina zarada, 2003

Promenljiva	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]		OLS ocene	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Obrazovanje										
Bez škole (ref.)										
ISCED 1-2	-0,266*	0,146	-0,279*	0,146	-0,208	0,167	-0,218	0,169	-0,169	0,166
ISCED 3-4	-0,198	0,142	-0,201	0,144	-0,146	0,175	-0,156	0,176	-0,065	0,169
ISCED 5-6	0,327**	0,149	0,305**	0,153	0,323*	0,180	0,310*	0,182	0,422**	0,173
Starost										
15-19 (ref.)										
20-29	0,653***	0,086	0,672***	0,099	0,679***	0,094	0,686***	0,104	0,837***	0,079
30-39	0,726***	0,105	0,749***	0,120	0,767***	0,111	0,785***	0,119	0,997***	0,078
40-49	0,770***	0,120	0,782***	0,140	0,824***	0,125	0,833***	0,134	1,070***	0,085
50-59	0,784***	0,120	0,792***	0,137	0,809***	0,127	0,814***	0,137	1,044***	0,088
60-64	1,022***	0,339	1,031***	0,351	1,021***	0,330	1,030***	0,333	1,237***	0,304
Bračni status										
Nisu u braku (ref.)										
Bračna i vanbračna Zajednica			-0,017	0,053	-0,004	0,053	-0,007	0,052	-0,027	0,052
Vrsta ugovora										
Određeno (ref.)										
Neodređeno			-0,075	0,062	-0,028	0,059	-0,055	0,066	-0,057	0,062
Vlasništvo										
Državno (ref.)										
Privatno			-0,111**	0,050			-0,073	0,064	-0,083	0,066
Ekonomski sektor										
Poljoprivreda (ref.)										
Rudarstvo					-0,110	0,289	-0,147	0,291	-0,145	0,299
Prerađivačka					-0,256	0,176	-0,279	0,177	-0,296	0,182
Energetika					0,285	0,217	0,258	0,219	0,261	0,225
Građevinarstvo					-0,094	0,202	-0,101	0,207	-0,103	0,213
Poslovne usluge					-0,120	0,174	-0,118	0,179	-0,122	0,184
Javne usluge					0,063	0,176	0,027	0,179	0,020	0,154
Ostalo					-0,050	0,178	-0,049	0,183	-0,048	0,188
Tip naselja										
Ostalo (ref.)										
Grad							0,019	0,058	0,043	0,056
Const	3,512***	0,218	3,619***	0,235	3,505***	0,223	3,552***	0,245	3,169***	0,170
N-necenzurisano/ N-cenzurisano	713 / 261		713 / 261		713 / 261		713 / 261			
Log L	-1137,65		-1135,34		-1122,69		-1121,90			
Wald-ov test- $\chi^2(k)$	98,86	[0,000]	106,60	[0,000]	139,24	[0,000]	143,70	[0,000]		
ρ σ	-0,297	0,083	-0,288	0,085	-0,239	0,081	-0,227	0,087		
LR test ($H_0: \rho=0$)	12,45	[0,000]	11,09	[0,001]	8,57	[0,003]	6,69	[0,009]		

Izvor: Autor na bazi AŽS 2003.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena u modelima izbora podataka su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, a za OLS ocene su izračunate analitičke standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p -vrednost statistike testa.

Obrazovanje je i dalje ključna determinanta u objašnjenju kretanja zarada žena (tabela 8). Ocena uz viši nivo obrazovanja je pozitivna i iznosi 0,310. Međutim, polako se uočavaju i efekti strukture vlasništva na visinu zarada zaposlenih žena. Za razliku od

prethodne godine, žene zaposlene u privatnom sektoru primaju manje zarade u odnosu na njihove koleginice u javnom sektoru (-0,073). Efekat koji vlasnička struktura ima na određivanje zarada se može sagledati i kroz ocene uz sektor delatnosti iz kojih se vidi da žene zaposlene u sektorima energetike i javnih usluga imaju više, a u prerađivačkoj industriji niže zarade, iako ne i statistički značajne, u odnosu na isključeni sektor poljoprivrede.

Ocene modela izbora podataka za muškarce se nisu značajnije promenile u 2003. godini (tabela 9). Viši nivo obrazovanja (0,721), kao i činjenica da su muškarci češće zaposleni u privatnom sektoru (0,120), u značajnoj meri određuju kretanje njihovih zarada. Za razliku od žena, i pored značajne premije koju nosi zaposlenje u privatnom sektoru, takođe zaposlenost u sektorima energetike i javnih usluga ima pozitivan i statistički značajan uticaj na visinu zarada muškaraca. Distribucije zaposlenosti žena i muškaraca po sektorima delatnosti se značajno razlikuju. S jedne strane, skoro 3/5 žena je bilo zaposleno u sektorima poslovnih i javnih usluga, dok su muškarci gravitirali ka sektoru prerađivačke industrije, a tek ih je nešto više od 10% radilo u sektoru javnih usluga. Struktura sektorske zaposlenosti iz 2002. i 2003. godine, značajno se promenila u podacima za 2007. godinu (videti tabele 1 i 2).

Tabela 9: ML i OLS ocene modela izbora podataka za muškarce – jednačina zarada, 2003

Jednačina zarada - muškarci	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]		OLS ocene	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Obrazovanje										
Bez škole (ref.)										
ISCED 1-2	0,209	0,153	0,257*	0,145	0,240*	0,144	0,247*	0,143	0,298**	0,140
ISCED 3-4	0,316**	0,149	0,363***	0,141	0,337**	0,139	0,340**	0,137	0,409***	0,134
ISCED 5-6	0,765***	0,155	0,818***	0,147	0,723***	0,145	0,721***	0,144	0,816***	0,139
Starost										
15-19 (ref.)										
20-29	-0,217	0,374	-0,194	0,344	-0,236	0,338	-0,238	0,334	-0,118	0,324
30-39	-0,344	0,379	-0,247	0,351	-0,360	0,344	-0,259	0,340	-0,053	0,326
40-49	-0,247	0,380	-0,130	0,353	-0,138	0,345	-0,126	0,341	0,098	0,327
50-59	-0,309	0,378	-0,178	0,351	-0,198	0,344	-0,179	0,340	0,040	0,327
60-64	-0,244	0,397	-0,092	0,370	-0,120	0,364	-0,084	0,360	0,094	0,347
Bračni status										
Nisu u braku (ref.)										
Bračna i vanbračna			-0,116**	0,056	-0,127**	0,055	-0,127**	0,055	-0,093*	0,054
Zajednica										
Vrsta ugovora										
Određeno (ref.)										
Neodređeno			-0,112*	0,062	-0,172***	0,059	-0,118*	0,065	-0,116*	0,065
Vlasništvo										
Državno (ref.)										
Privatno			0,061	0,050			0,120**	0,049	0,115**	0,050
Ekonomski sektor										
Poljoprivreda (ref.)										
Rudarstvo					0,284***	0,096	0,313***	0,100	0,297***	0,103

Prerađivačka	-0,039	0,073	-0,024	0,073	-0,036	0,073
Energetika	0,334***	0,109	0,369***	0,111	0,363***	0,112
Građevinarstvo	0,0003	0,102	-0,015	0,101	-0,028	0,102
Poslovne usluge	0,031	0,076	0,009	0,077	0,009	0,078
Javne usluge	0,277***	0,082	0,314***	0,081	0,307***	0,082
Ostalo	0,152*	0,082	0,129	0,083	0,130	0,084
Tip naselja						
Ostalo (ref.)						
Grad				0,005	0,045	-0,006
Const	4,107***	0,388	4,118***	0,363	4,176***	0,355
N-necenzurirano/	977/ 249		977/ 249		977/ 249	
N-cenzurirano						
Log L	-1423,42		-1416,53		-1400,79	
Wald-ov test- $\chi^2(k)$	103,67	[0,000]	114,97	[0,000]	175,08	[0,000]
ρ σ	-0,247	0,070	-0,277	0,064	-0,256	0,062
LR test ($H_0: \rho=0$)	11,49	[0,000]	16,62	[0,000]	15,50	[0,000]

Izvor: Autor na bazi AŽS 2003.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena u modelima izbora podataka su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, a za OLS ocene su izračunate analitičke standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

(iii) Rezultati ocenjivanja modela izbora podataka za 2007. godinu

Analizom **jednačine izbora** žena da rade koja je ocenjena na podacima **za 2007. godinu** (tabela P7.5), može da se zaključi da su se ustalili faktori koji utiču na verovatnoću izbora. Statistička značajnost promenljivih koje su korišćene za identifikaciju u modelu [4] je testirana i potvrđena na bazi izračunate statistike testa χ^2 (8)=21,57 [p=0,000] i χ^2 (2)=34,66 [p=0,000]. Dostignuti nivo obrazovanja ima veliki i statistički značajan uticaj na verovatnoću izbora. Takođe, život u bračnoj zajednici sa decom, ali i prisustvo ostalih odraslih članova u domaćinstvu istovremeno pozitivno utiču na mogućnost žena da rade. Međutim, efekti neradnog dohotka, prisustva male dece do tri godine starosti i bračnog statusa su teorijski očekivani i ukazuju na to da ove promenljive utiču na smanjenje verovatnoće izbora žena da rade. U tabeli 10 date su ocene modela izbora podataka za žene za 2007. godinu.

Tabela 10: ML i OLS ocene modela izbora podataka za žene – jednačina zarada, 2007

Promenljiva	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]		OLS ocene	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Obrazovanje										
Bez škole (ref.)										
ISCED 1-2	0,179	0,112	0,112	0,116	-0,007	0,127	-0,010	0,127	0,001	0,127
ISCED 3-4	0,467***	0,104	0,387***	0,109	0,235*	0,124	0,222*	0,126	0,256**	0,125
ISCED 5-6	0,977***	0,106	0,816***	0,112	0,654***	0,127	0,626***	0,130	0,681***	0,129
Starost										
15-19 (ref.)										
20-29	0,498***	0,141	0,491***	0,140	0,511***	0,140	0,489***	0,139	0,549***	0,138
30-39	0,535***	0,140	0,531***	0,141	0,560***	0,141	0,534***	0,140	0,627***	0,139
40-49	0,588***	0,140	0,571***	0,143	0,609***	0,142	0,577***	0,142	0,689***	0,140
50-59	0,678***	0,144	0,648***	0,147	0,681***	0,146	0,649***	0,146	0,761***	0,145
60-64	0,530***	0,220	0,533***	0,213	0,567***	0,206	0,537***	0,205	0,631***	0,205
Bračni status										
Nisu u braku (ref.)										
Bračna i vanbračna			-0,092**	0,040	-0,077**	0,040	-0,078**	0,040	-0,086**	0,040

zajednica									
Vrsta ugovora									
Određeno (ref.)									
Neodređeno	-0,003	0,056	-0,011	0,056	-0,004	0,056	0,008	0,056	
Vlasništvo									
Državno (ref.)									
Privatno	-0,228***	0,036			-0,096**	0,050	-0,097*	0,050	
Ekonomski sektor									
Poljoprivreda (ref.)									
Rudarstvo			0,406***	0,124	0,336***	0,114	0,344***	0,116	
Prerađivačka			0,231**	0,109	0,208**	0,109	0,209*	0,110	
Energetika			0,701***	0,208	0,588***	0,210	0,593***	0,211	
Građevinarstvo			0,471***	0,149	0,434***	0,150	0,442***	0,152	
Poslovne usluge			0,265***	0,107	0,237***	0,106	0,240***	0,107	
Javne usluge			0,497***	0,106	0,398***	0,109	0,398***	0,109	
Ostalo			0,416***	0,127	0,367***	0,126	0,375***	0,126	
Tip naselja									
Ostalo (ref.)									
Grad					0,061*	0,036	0,067*	0,036	
Const	3,264***	0,165	3,551***	0,168	3,189***	0,171	3,299***	0,177	3,102***
N-necenzurisano/ N-cenzurisano	1559 /562		1559 /562		1559 /562		1559 /562		
Log L	-2697,21		-2675,79		-2664,22		-2661,07		
Wald-ov test- $\chi^2(k)$	300,34	[0,000]	351,22	[0,000]	356,34	[0,000]	368,48	[0,000]	
ρ σ	-0,185	0,031	-0,167	0,030	-0,159	0,029	-0,151	0,029	
LR test ($H_0: \rho=0$)	33,69	[0,000]	30,23	[0,000]	28,35	[0,000]	26,37	[0,000]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena u modelima izbora podataka su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, a za OLS ocene su izračunate analitičke standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Sa porastom nivoa obrazovanja rastu zarade i muškaraca i žena, međutim, efekat koji više i visoko obrazovanje (ISCED 5-6) imaju na kretanje zarada je veći u ocenjenoj jednačini zarada žena – ocene na bazi modela [4] iznose redom 0,626 i 0,406 (videti tabele 10 i 11). Na podacima iz 2007. godine je ocenjena teorijski očekivana putanja zarada tokom životnog ciklusa. Zarade muškaraca i žena rastu brže u prvoj polovini radnog veka, a zatim se njihov rast usporava. Žene zaposlene u privatnom sektoru primaju u proseku manje zarade u odnosu na njihove koleginice u javnom sektoru (-0,096), dok posao u svim ostalim ekonomskim sektorima generiše zarade koje su statistički značajno više od onih koje primaju zaposleni u poljoprivredi. Za razliku od prethodne dve godine kada je zaposlenje u privatnom sektoru muškarcima donosilo premiju, sada i muškarci zaposleni u privatnom sektoru u proseku imaju niže zarade od muškaraca zaposlenih u javnom sektoru (-0,125). Osim toga, brak muškarcima više ne donosi značajnu premiju, dok žene u braku, u proseku, imaju i nižu zaradu.

Tabela 11: ML i OLS ocene modela izbora podataka za muškarce – jednačina zarada, 2007

Promenljiva	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]		OLS ocene	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Obrazovanje										
Bez škole (ref.)										
ISCED 1-2	-0,204*	0,104	-0,195*	0,105	-0,251**	0,103	-0,253**	0,103	-0,240**	0,102
ISCED 3-4	0,087	0,096	0,083	0,101	0,022	0,100	0,010	0,100	0,029	0,100
ISCED 5-6	0,557***	0,106	0,510***	0,113	0,437***	0,114	0,406***	0,115	0,448***	0,115
Starost										
15-19 (ref.)										
20-29	0,244	0,180	0,258	0,181	0,243	0,179	0,246	0,180	0,290	0,181
30-39	0,232	0,178	0,224	0,180	0,231	0,177	0,222	0,178	0,291	0,179
40-49	0,340*	0,178	0,317*	0,181	0,326*	0,178	0,312*	0,180	0,386**	0,181
50-59	0,332*	0,179	0,293	0,183	0,314*	0,180	0,285	0,181	0,351*	0,183
60-64	0,422*	0,242	0,367	0,249	0,393	0,246	0,368	0,248	0,413*	0,250
Bračni status										
Nisu u braku (ref.)										
Bračna i vanbračna			0,026	0,045	0,021	0,045	0,017	0,044	0,043	0,044
Zajednica										
Vrsta ugovora										
Određeno (ref.)										
Neodređeno			-0,085	0,057	-0,044	0,059	-0,063	0,059	-0,057	0,059
Vlasništvo										
Državno (ref.)										
Privatno			-0,196***	0,036			-0,125***	0,046	-0,125***	0,046
Ekonomski sektor										
Poljoprivreda (ref.)										
Rudarstvo					0,394***	0,098	0,320***	0,096	0,320***	0,097
Prerađivačka					0,145*	0,083	0,138**	0,084	0,135	0,084
Energetika					0,471***	0,108	0,380***	0,108	0,375***	0,109
Građevinarstvo					0,319***	0,092	0,321***	0,092	0,317***	0,093
Poslovne usluge					0,166**	0,083	0,147*	0,084	0,144*	0,084
Javne usluge					0,386***	0,088	0,288***	0,090	0,284***	0,091
Ostalo					0,226**	0,111	0,162	0,111	0,155	0,112
Tip naselja										
Ostalo (ref.)										
Grad							0,052	0,037	0,041	0,037
Const	4,024***	0,185	4,215***	0,194	3,900***	0,195	4,025***	0,201	3,876***	0,202
N-necenzurirano/ N-cenzurirano	1936 / 511		1936 / 511		1936 / 511		1936 / 511			
Log L	-3343,82		-3330,24		-3320,05		-3315,50			
Wald-ov test- $\chi^2(k)$	160,90	[0,000]	193,30	[0,000]	227,11	[0,000]	238,86	[0,000]		
ρ	-0,154	0,032	-0,146	0,031	-0,276	0,029	-0,157	0,028		
LR test ($H_0: \rho=0$)	22,98	[0,000]	23,14	[0,000]	26,81	[0,000]	32,62	[0,000]		

Izvor: Autor na bazi AŽS 2007.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena u modelima izbora podataka su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, a za OLS ocene su izračunate analitičke standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

LM test normalnosti u ocenjenim probit modelima za žene daje zadovoljavajući rezultat za 2002. i 2003. godinu, dok se nulta hipoteza o normalnoj raspodeli ne može prihvatiti za 2007. godinu (videti tabele P7.3, P7.4 i P7.5). Slični rezultati dobijeni su i za probit modele za muškarce, a izračunate vrednosti statistike testa za model [4] iznose redom $\chi^2(2)=0,28$ [p=0,867] za 2002., $\chi^2(2)=2,03$ [p=0,362] za 2003. i $\chi^2(2)=17,27$ [p=0,0002] za 2007. godinu. U nastavku disertacije će biti sprovedeno dodatno testiranje da bi se ispitalo da li je probit specifikacija dovoljna ili je korekciju jednačine zarada ocenama verovatnoće izbora potrebno sprovести primenom poluparametarskog pristupa.

7.4.2.2 Blinder-Oaxaca dekompozicija rodni razlika u zaradama

U tabeli 12 su prikazane razlike u prosečnim zaradama muškaraca i žena po času rada i izabranim godinama koje su ocenjene na bazi različitih modela. Rezultati dobijeni na osnovu modela [1-4] su izvedeni iz ML ocena Heckman-ovog parametarskog modela izbora, dok je poslednja regresija ocenjena metodom OLS i predstavlja samo inicijalne ocene.

Tabela 12: Rodne razlike u zaradama

Razlika ¹	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]		Model bez korekcije	
	Ocena	u RSD	Ocena	u RSD	Ocena	u RSD	Ocena	u RSD	Ocena	u RSD
2002										
Muškarci	4,112	61,05	4,100	60,35	4,098	60,20	4,100	60,36	4,065	58,26
Žene	4,007	55,00	4,011	55,21	4,004	54,81	3,996	54,40	3,955	52,21
Δ (%)	0,104	11,00	0,089	9,31	0,094	9,82	0,104	10,96	0,110	11,59
2003										
Muškarci	4,199	66,66	4,208	67,20	4,202	66,81	4,203	66,90	4,132	62,28
Žene	4,170	64,75	4,167	64,54	4,148	63,31	4,143	63,02	4,055	57,69
Δ (%)	0,029	2,95	0,040	4,12	0,054	5,52	0,060	6,16	0,077	7,96
2007										
Muškarci	4,434	84,24	4,431	84,04	4,432	84,14	4,435	84,33	4,384	80,14
Žene	4,389	80,64	4,383	80,08	4,380	79,81	4,377	79,58	4,317	74,95
Δ (%)	0,044	4,47	0,048	4,95	0,053	5,43	0,058	5,97	0,067	6,92

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Napomena: Uz svaki model, prva kolona prikazuje ocenjene vrednosti u logaritmima, a druga u nivoima zarada (izraženim u RSD po času), pri čemu je razlika (Δ) iskazana u %.

¹ Razlika se odnosi na ukupan jaz u prosečnim zaradama muškaraca i žena po času u Blinder-Oaxaca dekompoziciji, koja je primenjena na ocenjene modele zarada.

Tokom primene BO dekompozicije uzet je u obzir problem indeksnih brojeva, te su strukture zarada obe demografske grupe korišćene kao osnova za poređenje. Rezultati se nisu bitnije menjali. Međutim, polazeći od teorijske postavke kojom se tvrdi da bi struktura zarada muškaraca bila odgovarajuća ukoliko ne bi bilo diskriminacije, kao i činjenice da je na tržištu rada Srbije stopa aktivnosti muškaraca značajno viša nego žena, svi rezultati dekompozicije su izvedeni pod pretpostavkom da referentnu kategoriju čine muškarci. Rodne razlike u zaradama su najmanje ukoliko su izvedene iz osnovnog modela ljudskog kapitala i povećavaju se dodavanjem ostalih posmatranih karakteristika u modele. Ukoliko se uporedi kretanje rodnog jaza kroz godine, uočava se trend postepenog smanjivanja jaza, pri čemu su zarade žena, korigovane za efekat selekcije, u 2002. godini bile niže od zarada muškaraca za 10,96%, a u 2007. godini ta

razlika je iznosila 5,97%. Ocenjene razlike u stvarno isplaćenim zaradama koje su izračunate samo na uzorku zaposlenih lica bez korekcije za efekat selekcije su više i kreću se od 11,59% u 2002. do 6,92% u 2007. godini.⁹⁰ Efekat selekcije je delovao u pravcu korekcije posmatranih zarada na više, implicirajući da pojedinci koji imaju veću verovatnoću da uđu u sektor zarada rade zato što očekuju da će primiti i veću zaradu. Drugim rečima, zarade žena ocenjene na bazi modela bez korekcije su pristrasne i niže su od vrednosti koje su ocenjene na bazi korigovanog modela. Pristrasnost se objašnjava rezervacionom zaradom ili zaradom koju žene očekuju da će primiti, a očekivana zarada raste sa višom stvarno isplaćenom zaradom.

Na osnovu primene statističkih metoda razlaganja razlika u prosečnim zaradama koje su izložene u poglavlju 5, izračunate su ocene dvočlane i tročlane dekompozicije i prikazani grupni efekti objašnjavajućih promenljivih na rodni jaz. Pre iznošenja rezultata potrebno je ukazati na nekoliko metodoloških rešenja. Prvo se odnosi na značaj člana dekompozicije kojim je obuhvaćen efekat selekcije. Ovaj član dekompozicije je tretiran na način koji su predložili Neuman i Oaxaca (2004). Ukupna razlika u zaradama je najpre korigovana prisustvom člana koji izražava efekat selekcije, a zatim je ova korigovana razlika razložena u okviru dvočlane odnosno tročlane dekompozicije. Drugo pitanje se odnosi na uticaj kategoričke promenljive na neobjašnjeni deo razlike u zaradama koji se menja u zavisnosti od toga koja veštačka promenljiva je isključena. Jedno od predloženih rešenja ovog problema jeste da se ocene uz veštačke promenljive reparametarizuju na bazi odstupanja od zajedničkog proseka pre nego što se izvrši dekompozicija (videti Jann 2008).

Rezultati detaljne **dvočlane dekompozicije** su prikazani u tabeli 13. Relativni značaj objašnjenog i neobjašnjenog dela ukupne razlike u prosečnim zaradama se menjao tokom vremena. Zapažen je trend porasta objašnjenog dela razlike u apsolutnom iznosu u prvim godinama i kontinuiranog smanjenja neobjašnjenog dela tokom celog perioda.

⁹⁰ FREN (2013) su u svojoj studiji ocenili da razlika u prosečnim zaradama muškaraca i žena, u periodu od 2008. od 2011. godine, bez korekcije za efekat selekcije iznosi 3,3%, dok je korigovana razlika, izračunata na bazi ocena Heckman-ove dvostepene procedure, negativna i iznosi (-3,6%). Autori svoje rezultate interpretiraju tako što negativan predznak uz objašnjeni deo razlike potkrepljuju činjenicom da su karakteristike zaposlenih žena u proseku bolje od karakteristika zaposlenih muškaraca, iz čega proizlazi da ova komponenta jaza ne doprinosi objašnjenju ukupne razlike u zaradama, već povećava neobjašnjeni deo razlike.

Međutim, posmatrane karakteristike žena u većoj meri potcenjuju ukupan jaz, dok se, s druge strane, povećava značaj neopaženih osobina koji ne može da se odvoji od potencijalnog doprinosa diskriminacije.

Tabela 13: Detaljna dvočlana Blinder-Oaxaca dekompozicija rodni razlika u zaradama

Razlika	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]		Model bez korekcije	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
2002										
Objašnjen	-0,035***	0,007	-0,029***	0,008	-0,045***	0,011	-0,057***	0,011	-0,055***	0,012
Obrazovanje	-0,034***	0,006	-0,037***	0,006	-0,032***	0,006	-0,030***	0,006	-0,031***	0,006
Starost	-0,001	0,004	-0,001	0,004	-0,002	0,004	-0,002	0,004	-0,001	0,003
Brak			0,010***	0,003	0,009***	0,003	0,009***	0,003	0,010***	0,003
Vlasništvo			-0,001	0,002			-0,001	0,002	-0,001	0,002
Zaposlenje			0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002	0,000	0,002
Sektor					-0,020***	0,080	-0,022***	0,008	-0,022***	0,008
Naselje							-0,011***	0,004	-0,010***	0,004
Neobjašnjen	0,140***	0,029	0,118***	0,029	0,138***	0,029	0,160***	0,031	0,165***	0,021
Obrazovanje	-0,052	0,042	-0,042	0,041	-0,045	0,040	-0,046	0,040	-0,047	0,038
Starost	0,119**	0,047	0,132***	0,048	0,125***	0,047	0,132***	0,047	0,139***	0,052
Brak			0,100***	0,037	0,083**	0,036	0,077**	0,036	0,102***	0,034
Vlasništvo			0,026*	0,014			0,024	0,016	0,025	0,016
Zaposlenje			-0,161***	0,053	-0,213***	0,054	-0,179***	0,053	-0,177***	0,049
Sektor					0,024	0,037	0,019	0,038	0,019	0,038
Naselje							-0,012	0,030	-0,020	0,032
Const	0,073	0,070	0,063	0,097	0,164*	0,102	0,145	0,110	0,124	0,098
2003										
Objašnjen	-0,022*	0,012	-0,021*	0,012	-0,063***	0,019	-0,063***	0,019	-0,064***	0,020
Obrazovanje	-0,021**	0,010	-0,021**	0,010	-0,018**	0,009	-0,018**	0,009	-0,019**	0,010
Starost	-0,001	0,005	0,000	0,005	-0,001	0,005	-0,000	0,005	-0,002	0,006
Brak			-0,004	0,003	-0,005	0,003	-0,005	0,003	-0,003	0,003
Vlasništvo			0,003	0,003			0,005	0,004	0,005	0,003
Zaposlenje			0,001	0,002	0,002	0,003	0,002	0,002	0,001	0,002
Sektor					-0,041**	0,015	-0,046***	0,015	-0,047***	0,016
Naselje							-0,001	0,006	0,001	0,006
Neobjašnjen	0,051	0,043	0,062	0,043	0,116***	0,043	0,123***	0,046	0,141***	0,034
Obrazovanje	0,123**	0,050	0,133**	0,049	0,116**	0,054	0,119**	0,054	0,111**	0,053
Starost	-0,141	0,087	-0,129	0,084	-0,139*	0,081	-0,144*	0,081	-0,143	0,122
Brak			-0,070	0,055	-0,086	0,054	-0,085	0,054	-0,047	0,054
Vlasništvo			0,065**	0,027			0,072**	0,031	0,074**	0,030
Zaposlenje			-0,030	0,072	-0,117*	0,068	-0,051	0,072	-0,048	0,073
Sektor					0,013	0,042	0,013	0,042	0,018	0,054
Naselje							-0,010	0,053	-0,035	0,049
Const	0,069	0,114	0,093	0,149	0,329**	0,136	0,209	0,163	0,211	0,173
2007										
Objašnjen	-0,051***	0,010	-0,059***	0,011	-0,057***	0,014	-0,056***	0,015	-0,059***	0,015
Obrazovanje	-0,046***	0,009	-0,042***	0,009	-0,041***	0,009	-0,039***	0,008	-0,041***	0,008
Starost	-0,005	0,004	-0,005	0,004	-0,005	0,004	-0,005	0,004	-0,007*	0,004
Brak			0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001
Vlasništvo			-0,016***	0,004			-0,010**	0,004	-0,010**	0,004
Zaposlenje			0,004	0,003	0,002	0,002	0,003	0,002	0,002	0,002
Sektor					-0,013	0,011	0,001	0,012	0,001	0,012
Naselje							-0,006	0,004	-0,004	0,004

Neobjašnjen	0,095***	0,028	0,107***	0,028	0,110***	0,030	0,114***	0,029	0,126***	0,027
Obrazovanje	-0,088**	0,035	-0,070*	0,037	-0,045	0,040	-0,045	0,040	-0,051	0,046
Starost	-0,071	0,053	-0,064	0,053	-0,071	0,052	-0,066	0,052	-0,069	0,055
Brak			0,082**	0,042	0,068*	0,042	0,066	0,041	0,089**	0,041
Vlasništvo			0,017	0,027			-0,015	0,036	-0,015	0,037
Zaposlenje			-0,074	0,067	-0,046	0,068	-0,056	0,068	-0,055	0,056
Sektor					0,008	0,034	0,006	0,034	0,008	0,051
Naselje							-0,006	0,034	-0,017	0,035
Const	0,254***	0,066	0,216**	0,100	0,196**	0,100	0,230**	0,115	0,236**	0,117

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene. Standardne greške su izračunate kao u Jann-u (2008). Grupni efekat obrazovanja čine efekti četiri nivoa obrazovanja, starosti šest starosnih grupa, dok ekonomski sektor uključuje osam grupisanih delatnosti.

Na bazi svih ocenjenih modela proizlazi robustan rezultat da žene, u proseku, imaju bolje posmatrane karakteristike na tržištu rada od muškaraca, što je bilo karakteristično i za većinu zemalja u tranziciji (videti poglavlje 6). Na to ukazuje negativan predznak uz komponentu koja se odnosi na objašnjeni deo razlike, što implicira da bi ukupan jaz bio i viši kada bi žene koje rade imale iste karakteristike kao i zaposleni muškarci. Ocenjene vrednosti objašnjenog dela razlike koje su dobijene u modelu [4] upućuju na to da je ukupna razlika u 2002. godini bila potcenjena za 0,057, a u 2007. za 0,056. Objašnjeni deo razlike je bio veći u 2003. godini i iznosio je 0,063, a ocene za 2007. godinu ukazuju na to da se struktura ženske radne snage dodatno poboljšala. Kada se ukupna razlika u zaradama analizira kroz doprinos individualnih karakteristika uočava se da obrazovanje, godine starosti kao zamena za radno iskustvo, ekonomski sektor i sektor preduzeća, kao i vezanost radnog mesta za gradsku sredinu, takođe doprinose potcenjenosti ukupnog jaza.⁹¹ Združeni uticaj svih nivoa obrazovanja je u 2002. godini doprinosio potcenjenosti jaza za 0,030, u 2003. za 0,018, a u 2007. godini za 0,039. Doprinos obrazovanja objašnjenom delu razlike se povećao sa 53% u 2002. na 70% u 2007. godini. S druge strane, uticaj ekonomskog sektora se smanjio sa 1/3 na oko 2% i izgubio svoj statistički značaj, ali je zato sektor preduzeća jednim delom apsorbovao uticaj ekonomskog sektora i postao statistički značajan činilac koji doprinosi potcenjenosti ukupnog jaza. Bračni status i ugovor o radu na neodređeno vreme ne doprinose statistički značajno precenjenosti ukupnog jaza, kao što ni godine starosti,

⁹¹ Ocenjeni modeli ne uključuju efekte zanimanja pošto kategorička promenljiva nije mogla da se formira iz podataka za 2002. godinu. Podaci za 2003. godinu sadrže odgovore na pitanje o radnom mestu, dok tek AŽS za 2007. godinu daje podatke i o zanimanju zaposlenih. Dakle, razlike u zaradama nisu kontrolisane za eventualni uticaj segregacije zaposlenih po grupama zanimanja.

koje aproksimiraju ukupno radno iskustvo, ni tip naselja, zajedno ne potcenjuju značajno rodni jaz.

U dvočlanoj dekompoziciji, drugi član, koji se odnosi na neobjašnjeni deo ukupne razlike, često se interpretira kao doprinos diskriminacije. Ovaj deo jaza se formira usled razlike u efektima posmatranih karakteristika na zarade žena i muškaraca, kao i razlike u slobodnom članu koji je pokazatelj pripadnosti jednoj ili drugoj grupi zaposlenih. Međutim, neobjašnjeni deo razlike, pored potencijalnog uticaja diskriminacije, može da obuhvati i sve one neopažene karakteristike koje nisu obuhvaćene modelom, kao što su motivacija, zalaganje, spremnost da se preuzme rizik, sklonost konkurenciji, kvalitet obrazovanja i sl., tako da interpretacija ovog dela jaza može da bude dvosmislena. Neobjašnjeni deo razlike je statistički značajan tokom sve tri posmatrane godine, s tim da njegov relativni značaj u odnosu na ukupan jaz raste. Doprinos posmatranih karakteristika neobjašnjenom delu razlike se menjao tokom vremena. Obrazovanje smanjuje neobjašnjeni deo jaza za 0,045, ali njegova značajnost nije statistički potvrđena. S druge strane, iskustvo koje se stiče tokom životnog ciklusa u 2002. godini statistički značajno je doprinosilo povećanju ove komponente jaza (0,132), dok je u 2007. godini reč o nesignifikantnom doprinosu smanjenju jaza (-0,066). Ugovor o zaposlenju na neodređeno vreme, za koji se češće opredeljuju žene, smanjuje neobjašnjeni deo jaza, kao i rad u privatnom sektoru, ali nemaju značajan uticaj u 2007. godini. Deo jaza koji nastaje samo zbog toga što pojedinac pripada uzorku žena, a meri se razlikom u ocenama slobodnog člana u jednačinama zarada muškaraca i žena, u 2002. godini je činio 91% neobjašnjenog dela jaza, da bi u 2007. godini višestruko prevazilazio ne samo neobjašnjeni već i ukupan rodni jaz. To upućuje na zaključak da karakteristike koje se ne posmatraju, kao i uticaj diskriminacije imaju najznačajniju ulogu u sagledavanju ukupnih rodnih razlika u zaradama i čini opravdanim testiranje polazne hipoteze o diskriminaciji. Potrebno je još jednom istaći da su razlike u zaradama po godinama ocenjene bez sagledavanja značaja koji zanimanje može imati na kretanje rodnih razlika. Pretpostavlja se da je u cenjenim modelima deo doprinosa zanimanja obuhvaćen kroz obrazovanje i ekonomski sektor.

Rezultati **tročlane dekompozicije** su konzistentni sa rezultatima dvočlane dekompozicije (tabela 14). U tročlanoj dekompoziciji neobjašnjeni deo jaza se posmatra kroz razlike u vrednovanju posmatranih karakteristika iskazanih strukturom zarada i prisustvom člana interakcije kojim se meri istovremeno postojanje razlika u karakteristikama i u vrednovanju tih karakteristika. Član interakcije nije statistički značajan deo ukupne dekompozicije rodnog jaza u zaradama. Međutim, primećuje se da se njegov značaj menja, time što je u 2002. i 2003. godini imao pozitivan predznak, a u 2007. negativan, te doprinosi potcenjenosti ukupnog jaza.

Tabela 14: Detaljna tročlana Blinder-Oaxaca dekompozicija rodnih razlika u zaradama

Razlika	2002		2003		2007	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Karakteristike	-0,057***	0,011	-0,063***	0,019	-0,056***	0,015
Obrazovanje	-0,030***	0,006	-0,018**	0,009	-0,039***	0,008
Starost	-0,002	0,004	0,000	0,005	-0,005	0,004
Brak	0,009***	0,003	-0,005	0,003	0,000	0,000
Vlasništvo	-0,001	0,002	0,005	0,004	-0,010**	0,004
Zaposlenje	0,000	0,002	0,002	0,002	0,003	0,002
Sektor	-0,022***	0,008	-0,046***	0,015	0,001	0,012
Naselje	-0,011***	0,004	-0,001	0,006	-0,006	0,004
Koeficijenti	0,157***	0,033	0,104**	0,050	0,121***	0,033
Obrazovanje	-0,043	0,038	0,123**	0,054	-0,044	0,039
Starost	0,124***	0,045	-0,145*	0,076	-0,064	0,049
Brak	0,082**	0,039	-0,089	0,056	0,066	0,042
Vlasništvo	0,023	0,016	0,080**	0,033	-0,017	0,041
Zaposlenje	-0,179***	0,053	-0,050	0,071	-0,053	0,065
Sektor	0,015	0,031	-0,015	0,032	0,008	0,025
Naselje	-0,010	0,026	-0,009	0,043	-0,005	0,028
Const	0,145	0,110	0,209	0,163	0,230**	0,115
Interakcija	0,003	0,015	0,019	0,025	-0,007	0,019
Obrazovanje	-0,002	0,004	-0,003	0,005	-0,001	0,006
Starost	0,008	0,006	0,001	0,010	-0,002	0,005
Brak	-0,006*	0,003	0,004	0,004	0,000	0,001
Vlasništvo	0,001	0,001	-0,008	0,006	0,002	0,005
Zaposlenje	0,000	0,002	-0,001	0,002	-0,003	0,003
Sektor	0,004	0,013	0,028	0,021	-0,002	0,019
Naselje	-0,002	0,006	-0,002	0,010	-0,001	0,006

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene. Standardne greške su izračunate kao u Jann-u (2008). Grupni efekat obrazovanja čine efekti četiri nivoa obrazovanja, starosti šest starosnih grupa, dok ekonomski sektor uključuje osam grupisanih delatnosti.

Potencijalni izvor diskriminacije su razlike koje nastaju usled različitog vrednovanja istih posmatranih karakteristika muškaraca i žena. Grupni efekti promenljivih pokazuju da su prinosi na lične karakteristike, kao što su obrazovanje i radno iskustvo mereno

godinama starosti, viši za žene nego za muškarce, međutim, značajnost tih prinosa se menjala tokom vremena. Muškarci su imali statistički značajno više prinose na obrazovanje (0,123) u 2003., a na radno iskustvo (0,124) u 2002. godini, dok u 2007. godini razlike u prinosima nisu statistički značajne. Razlika u prinosima zbog zaposlenja na neodređeno vreme ide u prilog ženama, ali nije statistički značajna posle 2002. godine. S druge strane, veće prinose generiše zaposlenje u privatnom sektoru (0,080) za muškarce, a razlika je bila statistički značajna samo u 2003. godini. Razlike u prinosima koje nastaju zbog zaposlenosti u različitim ekonomskim sektorima nisu statistički značajne, ali ukazuju na povoljniju poziciju muškaraca. Takođe, zaposlenje u gradskim sredinama ne doprinosi formiranju statistički značajnih razlika u strukturi zarada. I nakon izolovanja ovih uticaja, ostaje dominantan deo razlike koji ne može da se objasni posmatranim karakteristikama zaposlenih muškaraca i žena. Slični rezultati se dobijaju i kada se posmatraju doprinosi pojedinačnih promenljivih ukupnoj razlici, kao što su nivoi obrazovanja ili delatnosti (tabela P7.6 u Prilogu 2). Prema tim rezultatima, postoje značajne razlike između muškaraca i žena na nivou visokog obrazovanja, usled toga što su žene sa visokim obrazovanjem češće zaposlene od muškaraca. Kada bi žene imale sličnu obrazovnu strukturu kao i muškarci, njihove zarade bi bile niže a time bi se i ukupan jaz širio, te se može zaključiti da razlika prema nivou visokog obrazovanja, koja ide u prilog ženama, utiče na potcenjenost ukupnog jaza. Razlike u karakteristikama muškaraca i žena po delatnostima kriju i određene razlike prema zanimanjima, ali nisu obuhvaćene modelima. Razlike između zaposlenih u prerađivačkoj industriji i sektoru javnih usluga, usled negativnog predznaka, takođe vode ka potcenjenosti ukupnog jaza, a ovaj zaključak može da se potkrepi time da je struktura žena zaposlenih u ovim delatnostima ostala gotovo nepromenjena tokom vremena. S druge strane, razlika koja postoji među zaposlenima u sektoru poslovnih usluga ide u prilog muškarcima i statistički značajno doprinosi precenjenosti ukupnog jaza. Ovom zaključku treba dodati i to da muškarci zaposleni u sektoru poslovnih usluga imaju i povoljniju strukturu zanimanja od žena. Razlike u sektorima energetike i eksploatacije prirodnih resursa ukazuju na značajno povoljniju poziciju muškaraca, a u poljoprivredi žena, dok razlike prema ostalim sektorima delatnosti nemaju značajan uticaj na formiranje ukupnog jaza.

7.4.2.3 Izbor između parametarske i poluparametarske specifikacije

Primena metoda ML u ocenjivanju modela izbora podataka bazira se na ispunjenosti pretpostavke o dvodimenzionalnoj normalnoj raspodeli grešaka modela. Stoga je u kontekstu korišćenja ocena strukture zarada u razlaganju ukupnog rodno jaza i testiranju hipoteze o diskriminaciji važno da se ispita da li su ocene jednačine zarada dobijene na bazi poluparmetarske specifikacije različite od ocena koje se baziraju na ispunjenosti pretpostavke o normalnosti. Ukoliko odgovarajuća procedura testiranja rezultuje odbacivanjem nulte hipoteze o normalnoj raspodeli grešaka modela, kao alternativa primenjuju se poluparametarski metodi. Procedura koja je ovde primenjena sastoji se od dva koraka. U **prvom koraku** je jednačina selekcije ocenjena metodom ML koji su predložili Gallant i Nychka (1987). Verovatnoće izbora dobijene primenom ovog metoda su neparametarske ocene, kao i kod Klein-a i Spady-a (1993). Međutim, skup nezavisnih promenljivih koje predviđaju verovatnoću izbora uključuje u svakoj jednačini 19 varijabli, što otežava primenu neparametarskog metoda jezgra u ocenjivanju verovatnoće uspeha $P(y_i=1)$. Drugim rečima, metod Klein-a i Spady-a (1993) je uspešniji u modelima sa manjim brojem objašnjavajućih promenljivih (videti npr. Martins 2001), te je umesto njega primenjen metod koji su dali Gallant i Nychka (1987). Ocene poluparametarskog modela binarnog izbora za muškarce i žene su prikazane u tabeli P7.7, a ocene parametarskog probit modela u tabeli P7.8 u Prilogu 2. Slobodni član je isključen iz poluprametarskog modela budući da je apsorbovan u nepoznatoj funkciji raspodele slučajne greške te ga nije moguće posebno identifikovati. Takođe, ocene koeficijenata probit i poluparametarskog jednoindeksnog modela nisu direktno uporedive, te je izvršena normalizacija ostalih koeficijenata modela izborom jednog koeficijenta kojim se dele vrednosti koeficijenata uz ostale promenljive u modelu. Normalizacija je izvršena na način da je ocena parametra uz kontinuelnu promenljivu starost (izraženu u godinama) jednaka jedan $|\hat{\beta}_{\text{starost}}|=1$. Poluparametarski metod ocenjivanja modela binarnog izbora uzima ocene iz probit specifikacije kao inicijalne parametre u ocenjivanju. Poređenje normalizovanih ocena probit i poluparametarske specifikacije pokazuje da se ocene ne razlikuju značajno. Verovatnoća učešća u radnoj snazi raste sa nivoom obrazovanja. Međutim, ocene učešća žena sa visokim obrazovanjem su veće u poluparametarskoj specifikaciji i

statistički su značajne. Bračni status povećava verovatnoću učešća muškaraca, a smanjuje verovatnoću učešća žena na tržištu rada, dok dohodak koji ne vodi poreklo od rada smanjuje verovatnoću participacije obe grupe učesnika, ali ocenjeni efekat je veći kod žena. Ostale promenljive koje objašnjavaju kompoziciju domaćinstva imaju različite efekte. Zaključci koji su u skladu sa izborom teorijskog modela mogu da se najpreciznije izvedu na bazi ocena za 2007. godinu u obe specifikacije, pokazujući da prisustvo zavisnih članova u domaćinstvu ima različite efekte. S jedne strane, ove promenljive smanjuju verovatnoću učešća žena a, s druge, povećavaju verovatnoću učešća muškaraca. Ocene poluparametarske specifikacije koje su date u tabeli P7.7 su korišćene za izračunavanje indeksa $\hat{v}$, takvog da $\hat{\eta}(\hat{v}) = \hat{\eta}(z_i' \hat{\lambda}) = \sum_{k=1}^K \alpha^k (z_i' \hat{\lambda})^{k-1}$, $k=1, \dots, K$, na bazi kojeg je formiran potreban broj članova k kojim su jednačine zarada korigovane za neslučajan izbor u narednom koraku ocenjivanja.

Formalna procedura poređenja dveju specifikacija modela binarnog izbora vrši se testom količnika verodostojnosti (LR). Ukoliko je izračunata vrednost statistike testa $LR \sim [\chi^2(1)]$ veća od odgovarajuće kritične vrednosti koja za jedan stepen slobode, pri nivou značajnosti od 1%, iznosi $\chi^2(1)=6,64$, izvodi se zaključak da će se H_0 odbaciti. To implicira da se pretpostavka o normalnoj raspodeli u probit modelu odbacuje i zaključuje se da je model pogrešno specifikovan. Međutim, brojne studije sa primenom Monte Carlo simulacija su pokazale da je osobine normalne raspodele teško ostvariti u uzorcima sa velikim brojem opservacija, te je to razlog što ova pretpostavka veoma često nije ispunjena. Stoga se izbor modela ostavlja samom istraživaču i najčešće zavisi od svrhe istraživanja (Newey et al. 1990).

Rezultati testiranja prikazani u tabeli P7.7 u Prilogu 2 pokazuju da je pretpostavka o normalnoj raspodeli potvrđena u obe jednačine za 2002. godinu, pri nivou značajnosti od 1% sa kritičnom vrednošću testa $[\chi^2(1)=6,64]$, kao i u jednačinama selekcije za muškarce ocenjenim na podacima za 2003. i 2007. godinu. Međutim, u ocenjenim jednačinama selekcije žena za ove dve godine ne može da se potvrdi validnost pretpostavke o normalnosti. Ovi zaključci upućuju na mogućnost da se korekcija za neslučajan izbor u jednačini zarada izvrši, umesto uključivanjem indeksa izračunatog na

bazi parametarskog probit modela, ocenama koje su dobijene ocenjivanjem poluparametarske specifikacije. Preciznije, standardna parametarska Heckman-ova (1976, 1979) procedura ocenjivanja modela izbora, koja je prikazana u prethodnoj tački, može da se zameni poluparametarskom dvostepenom procedurom Newey-a (2009).⁹² Međutim, konačan izbor između dveju specifikacija će se izvršiti Hausman-ovim testom (1978).

U **drugom koraku**, metodom OLS ocenjena je poluparametarska specifikacija jednačine zarada za muškarce i žene, a korekcija za neslučajan izbor u obe jednačine izvršena je dodavanjem odgovarajućeg broja članova $\hat{u}$ koji u parametarskom pristupu korespondiraju inverznom Mills-ovom količniku. Budući da je slobodni član uključen i u $\hat{u}$ identifikacija slobodnog člana u jednačini zarada je urađena primenom Heckman-ovog (1990) metoda. Slobodni član je ocenjen samo na onim necenzurisanim opservacijama čija verovatnoća selekcije u uzorak je bliska jedinici, te je za njih očekivana vrednost slučajne greške bliska nuli.⁹³ Identifikacija poluparametarskog modela izbora, slično kao i u parametarskom pristupu, bazirana je na isključenosti skupa promenljivih, koji odražavaju strukturu i veličinu domaćinstva i dodatne izvore dohotka, iz jednačine zarada. U jednačinu zarada je uključen odgovarajući broj članova izračunatih na osnovu neparametarske ocene indeksa $\hat{u}$, čija validacija je potvrđena metodom OLS. Ocene jednačine zarada koje su dobijene primenom poluparametarskog dvostepenog metoda zajedno sa standardnim greškama date su u tabeli P7.9 (Prilog 2). Poređenje dvaju metoda ocenjivanja ukazuje na odgovarajuću konvergenciju rezultata. Analizom ocenama komponenti ljudskog kapitala primećuje se da su ocene uz binarne promenljive koje reprezentuju nivo obrazovanja veće kada se primeni poluparametarski pristup, ali i da razlike variraju po godinama. Na primer, ocene uz nivo visokog obrazovanja u 2002. godini su približne, nezavisno od primenjenog metoda ocenjivanja. Zatim, u 2003. godini, ocene po poluparametarskom metodu odstupaju naniže, dok u 2007. godini ocenjena vrednost koeficijenta pokazuje da najviši nivo obrazovanja donosi veće prinose muškarcima nego ženama, što je rezultat oprečan onom koji

⁹² Videti tačku 2.2.4.1.

⁹³ Alternativa ovom pristupu jeste da se slobodni član izračuna na bazi zahtevnijeg pristupa koji su razvili Andrews i Schafgans (1998) ili da se slobodni član fiksira u vrednosti koja korespondira oceni iz parametarskog modela.

sugeriše primena parametarskog metoda. Standardne greške su manje kada se primeni poluparametarski metod, što ukazuje da se ovim metodom ocenjivanja ne gubi efikasnost ocena. Međutim, na bazi poređenja samo pojedinačnih ocena i njihovih standardnih grešaka teško je zaključiti koji metod daje precizne ocene. Stoga je primenjen Hausman-ov test (1978) specifikacije na bazi kojeg se porede dve specifikacije jednačine zarada: parametarska, koja podrazumeva ispunjenost pretpostavke o normalnosti i poluparametarska, koja se ne bazira na toj pretpostavci. Rezultati testiranja su prikazani u tabeli 15. Za sve posmatrane godine, a na bazi sve četiri jednačine, na nivou značajnosti od 5%, potvrđena je nulta hipoteza o normalnosti, čime se bira parametarska ML specifikacija sa ocenama koje su konzistentne i efikasne. Kada se modeli uporede na podacima za 2002. godinu dobija se negativna vrednost statistike testa. Matrica varijansi i kovarijansi ocena nije pozitivno definitna, tako da izračunata vrednost statistike testa ne pada u teorijski očekivani interval.⁹⁴ Procedura testiranja je ponovljena sa korekcijom statistike testa, a testiranje u jednačinama zarada žena sprovedeno je Wald-ovim testom, čime je potvrđeno da se H_0 ne odbacuje.

Tabela 15: Hausman-ov test – parametarska vs. poluparametarska specifikacija

Model	Stepeni slobode	χ^2 statistika testa	p -vrednost	Zaključak
Zarade muškaraca (2002)	19	6,97	0,994	H_0 se ne odbacuje
Zarade žena (2002)	19	20,17	0,384	H_0 se ne odbacuje
Zarade muškaraca (2003)	19	6,97	0,994	H_0 se ne odbacuje
Zarade žena (2003)	19	10,81	0,930	H_0 se ne odbacuje
Zarade muškaraca (2007)	19	0,87	0,995	H_0 se ne odbacuje
Zarade žena (2007)	19	21,04	0,335	H_0 se ne odbacuje

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Nakon rezultata Hausman-ovog testa specifikacije korisno je još jednom sagledati ocene rodni razlika u zaradama koje su dobijene primenom poluparametarske specifikacije i uporediti ih sa rezultatima koji se baziraju na ocenama ML. Uporedni prikaz razlaganja ukupnog rodnog jaza u zaradama primenom ovih dvaju metoda ocenjivanja dat je u tabeli 16. Zaključak koji proizlazi iz poređenja rezultata jeste da je primena poluparametarskog metoda potcenila ukupan rodni jaz.⁹⁵ Uočene razlike su manje na podacima za 2007. nego za 2002. godinu, odnosno iščezavaju kada se posmatraju na

⁹⁴ Hausman i McFadden (1984) su pokazali da se Hausman-ov test može primeniti u izvođenju zaključka na konvencionalan način i da negativna vrednost statistike testa u konačnim uzorcima sugeriše da se nulta hipoteza ne može odbaciti.

⁹⁵ Razlika u zaradama zbog efekta selekcije iznosi redom 5,7% u 2002., 1,6% u 2003. i 2,7% u 2007. godini.

podacima za 2003. godinu. Kada se razlike prate na nivou komponenti dekompozicije uočava se da su manje u objašnjenom nego u neobjašnjenom delu jaza, kao i da su veoma male kada se posmatra doprinos osnovnih komponenti ljudskog kapitala (obrazovanje i starost) objašnjenom delu jaza, implicirajući da se rezultati oba primenjena metoda mogu smatrati relevantnim. Takođe, ovo predstavlja i odgovarajuću potvrdu robustnosti rezultata koji su dobijeni primenom parametarskog pristupa. Međutim, bitno je ukazati i na razliku koja je prisutna među ocenama slobodnog člana koje su dobijene u modelima zarada za 2007. godinu. Ocena slobodnog člana u poluparametarskom pristupu je negativna i nije statistički značajna. Budući da su slobodnim članom obuhvaćene rodne razlike u neopaženim karakteristikama može se zaključiti da je poluparametarska specifikacija potcenila efekat diskriminacije u poređenju sa parametarskom.

Tabela 16: Upporedni prikaz razlaganja ukupnog jaza u zaradama po parametarskom ML i poluparametarskom dvostemenom metodu

Razlika	2002			2003			2007		
	ML	Dvostepeni	Δ	ML	Dvostepeni	Δ	ML	Dvostepeni	Δ
Ukupan jaz	10,4%	5,3%	5,1%	6,0%	6,0%	0,1%	5,8%	4,0%	1,8%
Objašnjeni									
Obrazovanje	-3,0%	-2,9%	0,1%	-1,8%	-1,8%	0,0%	-3,9%	-4,0%	0,1%
Starost	-0,2%	-0,2%	0,0%	0,0%	0,1%	0,1%	-0,5%	-0,5%	0,0%
Brak	0,9%	-2,2%	1,3%	-0,5%	-4,7%	4,2%	0,0%	-0,2%	0,2%
Vlasništvo	-0,1%	0,0%	0,1%	0,5%	0,2%	0,3%	-1,0%	0,2%	0,8%
Zaposlenje	0,0%	-1,2%	1,2%	0,2%	0,0%	0,3%	0,3%	-0,6%	0,3%
Sektor	-2,2%	-0,1%	2,1%	-4,6%	0,4%	4,2%	0,1%	-0,8%	0,7%
Naselje	-1,1%	0,8%	0,3%	-0,1%	-0,5%	0,4%	-0,6%	0,0%	0,6%
Total	-5,7%	-5,8%	0,1%	-6,3%	-6,3%	0,0%	-5,6%	-5,9%	0,3%
Neobjašnjeni									
Obrazovanje	-4,6%	-5,9%	1,3%	11,9%	11,6%	0,3%	-4,5%	2,5%	2,0%
Starost	13,2%	7,5%	5,7%	-14,4%	-7,2%	7,2%	-6,6%	5,5%	1,1%
Brak	7,7%	1,9%	5,8%	-8,5%	1,6%	6,9%	6,6%	1,0%	5,6%
Vlasništvo	2,4%	-17,7%	15,3%	7,2%	-7,0%	0,2%	-1,5%	-3,0%	1,5%
Zaposlenje	-17,9%	-0,9%	17,0%	-5,1%	-1,6%	3,5%	-5,6%	-0,6%	5,0%
Sektor	1,9%	2,2%	0,3%	1,3%	7,0%	5,7%	0,6%	1,8%	1,2%
Naselje	-1,2%	6,5%	5,3%	-1,0%	-8,5%	7,5%	-0,6%	8,1%	7,5%
Const	14,5%	17,5%	3,0%	20,9%	16,5%	4,4%	23,0%	-5,2%	17,8%
Total	16,0%	11,1%	4,9%	12,3%	12,3%	0,0%	11,4%	9,9%	1,5%

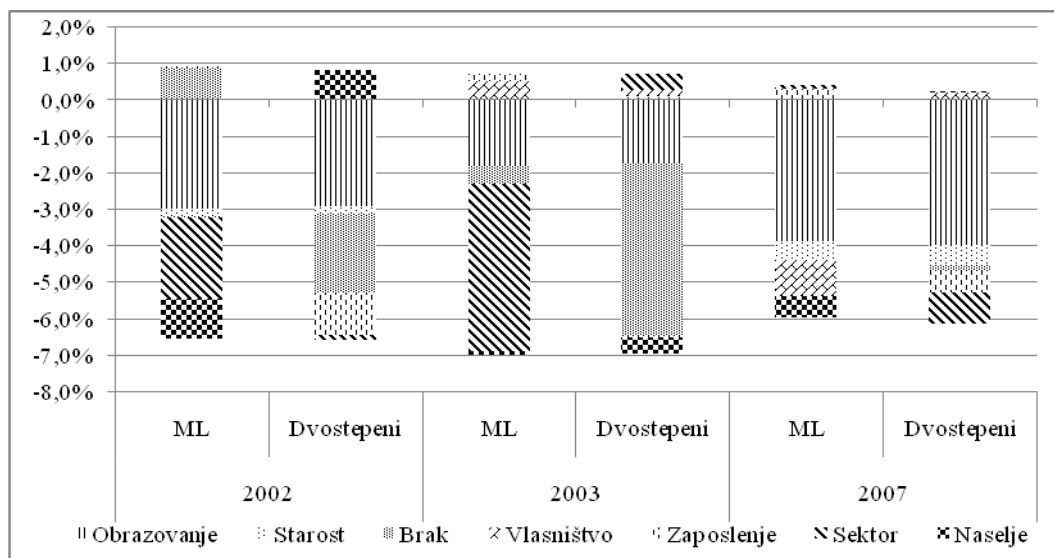
Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Napomena: Δ je apsolutna razlika između ocenjenih komponenti jaza dobijenih ML i dvostepenim poluparametarskim metodom. Vrednosti korespondiraju ocenama koje su date u tabelama 6-11 (ML metod) za muškarce i žene – model [4] i u tabeli P7.9 (poluparametarski dvostepeni metod), respektivno.

Vredno je prisetiti se da je ocena slobodnog člana u poluparametarskom pristupu ograničena samo na uzoračke podskupove opservacija koje čine zaposleni muškarci i

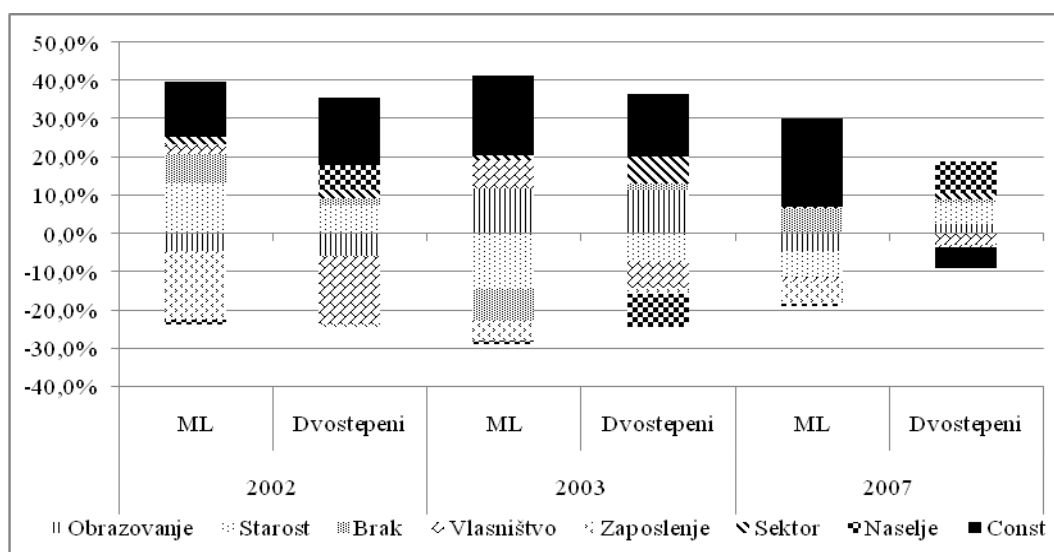
žene čija je verovatnoća izbora u uzorak bliska jedinici. Negativna vrednost razlike između dveju konstanti ima za rezultat da je prosečna zarada ovog poduzorka muškaraca manja od odgovarajućeg proseka za poduzorak žena. To znači da poduzorak žena koje imaju verovatnoću izbora blisku jedinici čine žene koje imaju, u proseku, veće zarade od zarada svih zaposlenih žena u uzorku.

Slika 2: Doprinosi razlikama u karakteristikama objašnjenom delu jaza



Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Slika 3: Doprinosi razlikama u prinosima na karakteristike neobjašnjenom delu jaza



Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Grafički prikaz združenog doprinosa objašnjavajućih promenljivih razlikama u karakteristikama i prinosima na te karakteristike u kontekstu parametarske i poluparametarske analize dat je na slikama 2 i 3.

Svi rezultati dekompozicije su potvrdili da žene sa višim nivoima obrazovanja ostvaruju, u proseku, bolje rezultate na tržištu rada od žena sa nižim nivoima obrazovanja. Združeni doprinos obrazovanja ukupnom jazu utiče na njegovu potcenjenost upravo zbog značajnog uticaja visokog obrazovanja. Međutim, žene sa nižim nivoima obrazovanja mogu da budu pod snažnijim uticajem diskriminacije i to po rodnoj osnovi i po osnovi obrazovnog statusa, što posledično otvara pitanje istraživanja mogućih uzroka. Stoga će u nastavku disertacije pažnja biti posvećena rasvetljavanju ovih pitanja na bazi primene metoda panela koji omogućuju kontrolisanje neopažene heterogenosti prisustvom individualnih efekata u modelu. Budući da neobjašnjeni deo razlike u dekompoziciji BO obuhvata efekat diskriminacije, ali i deo razlike između muškaraca i žena koji se pripisuje uticaju modelom neobuhvaćenih promenljivih koje se ne menjaju tokom vremena, eliminisanjem individualnih efekata iz modela panela dobila bi se potvrda o eventualnom prisustvu diskriminacije u određivanju zarada određene grupe radnika.

7.4.3 Ispitivanje prisustva statističke diskriminacije

Značajne razlike u zaradama muškaraca i žena u nižim intervalima raspodele zarada objašnjavaju se niskim stopama učešća žena na tržištu rada i prisustvom statističke diskriminacije, teorijski definisane u smislu Becker-a, kao sklonosti poslodavca da više ulaže u ljudski kapital muškaraca nego žena zbog njihovog čestog prekida karijere što vodi ka višim zaradama muškaraca (videti poglavlje 5). Budući da očekivana putanja zarada tokom životnog ciklusa podrazumeva da zarade rastu kako se povećava broj godina starosti i dužina radnog iskustva u istoj organizaciji to se čini opravdanim ispitati da li je prisustvo statističke diskriminacije činilac koji objašnjava postojanje rodnog jaza u zaradama. Intenzitet statističke diskriminacije slabi kako se povećava dužina zaposlenja u istoj organizaciji. Stoga, potvrdu hipoteze o statističkoj diskriminaciji treba da dâ rezultat ocenjivanja ekonometrijskog modela koji pokazuje da žene imaju veće

prinose na godine starosti i radno iskustvo u istoj organizaciji u odnosu na muškarce. Hipoteza o statističkoj diskriminaciji je ispitivana u brojnim empirijskim studijama, a radovi de la Rica-e et al. (2008) i Cardoso-a (2000) su samo deo studija u kojima je i potvrđena.

Rezultati razlaganja rodni razlika u zaradama, koji su izloženi u prethodnim tačkama ovog poglavlja, ukazali su na različito ponašanje rodnog jaza u zavisnosti od dostignutog nivoa obrazovanja, što nam daje mogućnost da dublje analiziramo uticaj obrazovanja na razlike u zaradama u uslovima raspolaganja podacima panela. Polazna pretpostavka u ovom delu analize jeste da žene nižeg nivoa obrazovanja na početku svoje karijere mogu da budu pod najmanje dvostrukim uticajem diskriminacije i to po rodnoj osnovi i po osnovi obrazovnog statusa. Ova pretpostavka potkrepljena je činjenicom da su slabije obrazovane žene, u poređenju sa muškarcima istog nivoa obrazovanja, više izložene uticaju vremenski invarijantnih karakteristika koje ne mogu da se opaze a kontrolisane su individualnim efektima u modelima panela. U nastavku analize sledićemo pristup koji su razvili de la Rica-e et al. (2008) koji podrazumeva da primena kovarijacionog metoda ocenjivanja modela FE kojim se eliminišu individualni efekti obezbeđuje testiranje uticaja diskriminacije na plaćenost rada žena. Primena ovog metoda ocenjivanja, dakle, omogućava da se ocene i ispita statistička značajnost efekata godina starosti i dužine zaposlenja u istoj organizaciji na zarade zaposlenih prema nivou dostignutog obrazovanja. Analiza je sprovedena na podacima AŽS na bazi kojih je formiran panel za 2002. i 2003. godinu.

U tabeli 17 prikazani su rezultati testiranja razlika u realnim zaradama muškaraca i žena, dužini radnog iskustva i starosti, posmatrano u odnosu na nivo obrazovanja. Otkriveno je da postoje statistički značajne razlike u realnim zaradama lica sa završenom osnovnom i nezavršenom srednjom školom, kao i u grupi lica sa srednjom školom u trajanju od tri i četiri godine. Kretanje razlika se ponaša prema teorijskom obrascu: razlike su najniže na donjem srednjem delu raspodele i iščezavaju kako se krećemo prema vrhu raspodele ka najvišim realnim zaradama. Naravno, praćenje razlika u zaradama na bazi ovog pristupa ne uzima u obzir pretpostavku o inače istom nivou produktivnosti rada muškaraca i žena, koja će se podrazumevati prilikom ocenjivanja

modela realnih zarada (najmanje kroz uključenost istog skupa objašnjavajućih promenljivih u specifikacije modela realnih zarada). Razlike prema starosti muškaraca i žena su najviše u grupi lica bez obrazovanja, a zatim lagano opadaju i postaju ponovo značajne u grupama koje čine lica sa višim nivoima obrazovanja: razlike su najviše u grupi lica bez škole, a zatim se smanjuju i najniže su u grupi lica sa srednjim i visokim obrazovanjem. Ove razlike su statistički značajne kroz sve nivoe obrazovanja. Sumiranjem zaključaka rezultata testiranja rodni razlika na osnovu tabele 17, uočava se da je opravdano očekivati da statistička diskriminacija može jednim delom da objasni kretanje rodnog jaza u zaradama na različitim nivoima obrazovanja. Isto tako treba naglasiti da su realne zarade žena bez škole u proseku više nego zarade muškaraca, ali da ta razlika nije statistički značajna.⁹⁶ Takođe, žene bez škole, u poređenju sa ostalim obrazovnim grupama, najkraće se zadržavaju u istom preduzeću i razlika od preko osam godina višestruko nadmašuje razliku koja je karakteristična za lica sa najvišim obrazovanjem.

Tabela 17: Testiranje razlika u zaradama, radnom iskustvu i starosti prema nivou obrazovanja zaposlenih muškaraca i žena

Promenljiva	Bez škole			ISCED 1-2			ISCED 3-4			ISCED 5-6		
	Muškarci	Žene	Razlika	Muškarci	Žene	Razlika	Muškarci	Žene	Razlika	Muškarci	Žene	Razlika
Realna zarada, u log	3,75 (0,11)	3,95 (0,10)	-0,20 (0,15)	3,91 (0,04)	3,64 (0,05)	0,27** (0,06)	4,06 (0,02)	3,90 (0,03)	0,16** (0,03)	4,49 (0,04)	4,46 (0,04)	0,04 (0,05)
Starost	50,8 (1,77)	44,6 (2,32)	6,18** (2,92)	44,0 (0,53)	43,6 (0,78)	0,37 (0,94)	41,2 (0,32)	40,2 (0,34)	0,94** (0,47)	44,6 (0,59)	43,0 (0,51)	1,58** (0,78)
Rad. iskust. u istoj org.	19,4 (1,63)	11,3 (1,68)	8,10** (2,34)	17,8 (0,63)	13,6 (0,74)	4,20** (0,97)	15,0 (0,33)	13,4 (0,37)	1,66** (0,50)	16,0 (0,65)	14,0 (0,61)	1,99** (0,89)

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: U zagradi su date standardne greške. (**) označava statistički značajne razlike na nivou od 5%. Primenjen je t test.

Testiranje prisustva statističke diskriminacije u određivanju zarada žena bazira se na statističkoj značajnosti ocena uz promenljive starost i radno iskustvo u istoj organizaciji. Za svaki poduzorak zaposlenih ocenjen je poseban model realnih zarada sa fiksnim efektima (videti tabelu 18 i tabele P7.12 i P7.13 u Prilogu 2). Pored toga, u jednačinama

⁹⁶ Ona takođe može da bude i rezultat činjenice da su se muškarci češće od žena ustručavali da daju podatke o isplaćenju zaradi. Greške u merenju nisu neočekivane kada je reč o monetarnim podacima koji se prikupljaju putem ankete. Ovome treba pridodati i tranzicione uslove u Srbiji sa početka 2000-tih godina koji su usled organizacionih promena uticali na to da plate jednom broju radnika kasne, ali da ta informacija nije uključena u ovu analizu.

zarada za žene (tabela 18) i ukupan uzorak svih zaposlenih (tabela P7.13) pristrasnost usled neslučajnog izbora pojedinca da rade kontrolisana je uključivanjem ocenjenih verovatnoća izbora koje su dobijene na bazi parametarskog probit modela. Budući da su skromne dimenzije podataka mikro panela korišćenih u analizi, definisane izbalansiranim brojem jedinica posmatranja u dve vremenske tačke, formiranje daljih poduzoraka prema godinama starosti i sl. ne bi ostavilo dovoljan broj jedinica posmatranja po grupama. Stoga su jednačine realnih zarada ocenjene samo na poduzorcima muškaraca i žena, kao i posebno za lica nižeg nivoa obrazovanja. Takav način kompozicije uzorka je dao mogućnost da se pod nultom hipotezom ispituje odsustvo diskriminacije na bazi F testa kojim se testira združena značajnost ocena uz linearni i kvadratni član promenljivih starost i radno iskustvo u istoj organizaciji. U jednačinama realnih zarada koje su ocenjene na celom uzorku značajnost uticaja ovih članova testirana je i u interakciji sa binarnom promenljivom koja je indikator da pojedinac pripada poduzorku žena.

Marginalni efekti ocena parametarskog probit modela za žene, sve zaposlene, kao i za lica sa nižim nivoima obrazovanja dati su u tabelama P7.10 i P7.11 u Prilogu 2. LM testovi su potvrdili nultu hipotezu o normalnosti reziduala. Međutim, testovi heteroskedastičnosti su ukazali na odsustvo stabilnosti varijanse reziduala kroz sve ocenjene modele. Stoga je varijansa ocene slučajne greške probit modela korigovana ocenama uz promenljivu ostali izvori dohotka za koju se pretpostavlja da je izvor nestabilnosti, te su pored marginalnih efekata polaznih modela prikazani i efekti ocena modela korigovanih za heteroskedastičnost. Bračni status ima statistički značajan negativan efekat na izbor žena da rade. Neradni dohodak utiče negativno na verovatnoću da žena radi, dok za žene sa nižim obrazovanjem neradni dohodak ne utiče na verovatnoću izbora. S druge strane, ostali izvori dohotka imaju statistički značajan uticaj na verovatnoću izbora i u većoj meri smanjuju mogućnost žena nižeg obrazovanja da rade. Za razliku od poduzorka svih žena, za žene sa nižim nivoom obrazovanja deca predškolskog uzrasta nemaju značajan uticaj na verovatnoću izbora da rade. Ukoliko se posmatra ceo uzorak, kao i poduzorak žena, marginalni efekti sugerišu da obrazovanje ima statistički značajan pozitivan uticaj na verovatnoću izbora.

Osnovni zaključak koji proizlazi iz analize tabele 18 jeste da većina ocena regresionih parametara dobijenih kovarijacionim metodom u FE modelu zarada za lica sa nižim nivoima obrazovanja nije statistički značajna, što je slučaj i sa ostalim ocenjenim jednačinama realnih zarada (videti tabele P7.12 za muškarce i P7.13 za sve zaposlene).

Tabela 18: Ocenjene jednačine zarada – zaposlene žene

Promenljiva	Sve zaposlene žene				Sve zaposlene žene – sa korekcijom pristrasnosti		Niži nivo obrazovanja ¹	
	FE model		Model prvih diferenci		FE model		FE model	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	0,513*	0,297	0,513*	0,304	0,512*	0,297	-0,081	0,969
Starost ² ÷ 100	-0,095	0,062	-0,095	0,063	-0,095	0,062	0,190	0,144
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	1,714**	0,709	1,714**	0,770	1,704**	0,715	-1,933	1,484
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	0,011	0,020	0,011	0,017	0,011	0,020	0,035	0,034
Ekonomski sektor								
Poljoprivreda	-0,257	0,196	-0,257	0,184	-0,258	0,197	-0,177	0,298
Rudarstvo i energetika	-0,011	0,164	-0,011	0,243	-0,011	0,165	-0,286	0,403
Prerađivačka	-0,240**	0,098	-0,240**	0,110	-0,241**	0,098	-0,164	0,172
Građevinarstvo	0,536	0,360	0,536*	0,297	0,536	0,361	2,096***	0,191
Poslovne usluge	0,017	0,124	0,017	0,105	0,017	0,124	-0,084	0,239
Javne usluge	0,122	0,090	0,122	0,116	0,122	0,090	0,124	0,175
Ostalo (ref.)								
Vrsta ugovora								
Određeno (ref.)								
Neodređeno	-0,141	0,092	-0,141*	0,084	-0,141	0,092	0,090	0,249
Vlasništvo								
Državno	0,216	0,149	0,216	0,169	0,216	0,149	0,445**	0,214
Privatno	0,169	0,169	0,169	0,178	0,170	0,169	0,761**	0,307
Ostalo (ref.)								
Veličina preduzeća								
do 9	0,030	0,114	0,030	0,127	0,029	0,114	-0,085	0,246
10-49	0,104	0,081	0,104	0,098	0,104	0,081	0,150	0,150
50-249	0,024	0,099	0,024	0,083	0,024	0,099	0,044	0,142
više od 250 (ref.)								
Nedostajući podatak	-0,025	0,069	-0,025	0,084	-0,025	0,069	-0,124	0,114
Ocenjena verovatnoća selekcije					-0,016	0,178		
Const	0,875	0,787			0,890	0,807	1,674	2,450
N*T	1040		1040		1040		262	
N	520		520		520		131	
R ² - unutar grupa	0,085		0,085		0,085		0,220	
LM test heteroskedastičnosti	7,797		0,967		7,809		2,141	
-χ ² (2)	[0,020]		[0,617]		[0,020]		[0,343]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćena za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Ocenjene standardne greške su robustne na prisustvo heteroskedastičnosti i serijske korelisanosti. Izračunate su prema Stock i Watson (2008). Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

¹ Niži nivo obrazovanja obuhvata lica bez završene osnovne škole, sa osnovnom školom, kao i lica sa 2- i 3-godišnjom srednjom školom.

S druge strane, u modelima zarada je potvrđena statistička značajnost ključnih promenljivih (starost i radno iskustvo u istoj organizaciji), kada se posmatra uzorak svih zaposlenih žena (sa i bez korekcije za pristrasnost usled neslučajnog izbora da rade). U jednačini zarada ocenjenoj u formi modela prvih diferenci, došlo je do promene u statističkoj značajnosti ocena za zaposlene u građevinarstvu i lica sa stalnim zaposlenjem, dok se značajnost ostalih ocena nije menjala (tabela 18).

Kada kovarijacioni metod rezultuje FE ocenama koje nisu statistički značajne to ukazuje na činjenicu da kovarijaciona procedura ocenjivanja ne daje potvrdu o efektu unutar grupa za datu objašnjavajuću promenljivu (Baltagi 2013). Na to ukazuje i koeficijent determinacije unutar grupa. To se može pripisati malom broju opservacija za poduzorku žena (N=131) i muškaraca (N=284) nižeg nivoa obrazovanja, kao i minimalnoj vremenskoj dimenziji panela (T=2), ali i značajnom broju kategoričkih promenljivih koje se retko menjaju kroz vreme, a obuhvataju stabilne karakteristike pojedinaca i radnog mesta. Drugim rečima, kada objašnjavajuće promenljive pokazuju veći varijabilitet između jedinca posmatranja nego unutar svake jedinice tokom vremena, kovarijacioni metod ocenjivanja modela FE će rezultovati velikim standardnim greškama koje će “izgladiti” statističku značajnost ocena.

(i) Testiranje hipoteze o statističkoj diskriminaciji

Rezultati testiranja hipoteze o statističkoj diskriminaciji na bazi tri poduzorka podataka i nekoliko ocenjenih jednačina prikazani su u tabeli 19. Suština testiranja hipoteze jeste da se pokaže da su efekti godina starosti (koji aproksimiraju ukupno radno iskustvo) i radnog iskustva bez prekida u istoj organizaciji pozitivni i statistički značajno veći u jednačini realnih zarada žena nego u jednačini realnih zarada muškaraca. Združeni uticaji linearnih i kvadratnih članova godina starosti i radnog iskustva u istoj organizaciji na kretanje realnih zarada muškaraca nisu statistički značajni. S druge strane, starost ima konkavan ali nesignifikantan efekat, a radno iskustvo u istoj organizaciji ima pozitivan i statistički značajan efekat na kretanje realnih zarada žena ocenjenih na ukupnom uzorku sa i bez korekcije pristrasnosti za neslučajan izbor da rade. Ocenjena verovatnoća izbora nema značajan uticaj na kretanje realnih zarada, međutim, uključivanjem inverznog Mills-ovog količnika u jednačinu zarada smanjuju se

ocene uz promenljive godine starosti i radno iskustvo u istoj organizaciji. Na bazi testiranja hipoteze u jednačinama realnih zarada ocenjenih na celom poduzorku žena, može se zaključiti da se zarade žena formiraju pod uticajem diskriminacije. Međutim, ovaj zaključak ne može da se potvrdi i u ocenjenoj jednačini realnih zarada žena nižeg nivoa obrazovanja. Takođe, u jednačine realnih zarada svih zaposlenih uključeni su članovi interakcije koji mere razliku u efektima starosti i radnog iskustva u istoj organizaciji na zarade žena u odnosu na zarade muškaraca. Testiranje združene značajnosti ovih članova ne može empirijski da potvrdi hipotezu da su različiti od nule.

Tabela 19: Testiranje hipoteze o statističkoj diskriminaciji

Model	Promenljiva	Ocena	F statistika testa (združena značajnost)	Stepeni slobode (v_1 ; v_2)	p-vrednost	Zaključak
Muškarci	Starost	0,056	0,06	2; 741	0,937	H0 se ne odbacuje
	Starost ²	0,004				
	Svi nivoi obrazovanja	Rad. iskust. u istoj org.	0,41	2; 741	0,664	H0 se ne odbacuje
		Rad. iskust. u istoj org. ²				
	Niži nivo obrazovanja	Starost	0,47	2; 266	0,628	H0 se ne odbacuje
		Starost ²				
		Rad. iskust. u istoj org.	0,06	2; 266	0,938	H0 se ne odbacuje
		Rad. iskust. u istoj org. ²				
Žene	Starost	0,513	1,71	2; 502	0,181	H0 se ne odbacuje
	Starost ²	-0,095				
	Svi nivoi obrazovanja	Rad. iskust. u istoj org.	3,65	2; 502	0,027	H0 se odbacuje
		Rad. iskust. u istoj org. ²				
	Svi sa korekcijom pristrasnosti usled neslučajnog izbora	Starost	1,71	2; 501	0,183	H0 se ne odbacuje
		Starost ²				
		Rad. iskust. u istoj org.	3,73	2; 501	0,025	H0 se odbacuje
		Rad. iskust. u istoj org. ²				
	Niži nivo obrazovanja	Starost	1,26	2; 113	0,287	H0 se ne odbacuje
		Starost ²				
		Rad. iskust. u istoj org.	0,83	2; 113	0,438	H0 se ne odbacuje
		Rad. iskust. u istoj org. ²				
Svi zaposleni	Starost * <i>f</i>	0,457	1,14	2; 1244	0,321	H0 se ne odbacuje
	Starost ² * <i>f</i>	-0,100				
	Svi nivoi obrazovanja	Rad. iskust. u istoj org. * <i>f</i>	1,15	2; 1244	0,284	H0 se ne odbacuje
		Rad. iskust. u istoj org. ² * <i>f</i>				
	Svi sa korekcijom pristrasnosti usled neslučajnog izbora	Starost * <i>f</i>	1,38	2; 1242	0,251	H0 se ne odbacuje
		Starost ² * <i>f</i>				
		Rad. iskust. u istoj org. * <i>f</i>	1,41	2; 1242	0,235	H0 se ne odbacuje
		Rad. iskust. u istoj org. ² * <i>f</i>				
	Niži nivo obrazovanja	Starost * <i>f</i>	0,51	2; 380	0,602	H0 se ne odbacuje
		Starost ² * <i>f</i>				
		Rad. iskust. u istoj org. * <i>f</i>	0,74	2; 380	0,389	H0 se ne odbacuje
		Rad. iskust. u istoj org. ² * <i>f</i>				

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: Hipoteze su testirane u modelima čije ocene su date u tabeli 18 i tabelama P7.12 i P7.13 (Prilog 2).

(ii) Provera robustnosti rezultata

Robustnost zaključaka izvedenih na bazi testiranja hipoteze o statističkoj diskriminaciji je dodatno proveravana uključivanjem novih promenljivih u modele realnih zarada ocenjivanih kovarijacionim metodom (videti tabelu 20). Međutim, rezultati testiranja hipoteze se nisu značajnije promenili. U modele su dodati članovi interakcije radnog iskustva u istoj organizaciji sa kategoričkom promenljivom koja meri nivo obrazovanja i ocenjeni su posebno za muškarce i žene, kao i za ceo uzorak zaposlenih. Uticaj radnog iskustva u istoj organizaciji za muškarce koji nemaju formalno obrazovanje ima negativan predznak, a u jednačini realnih zarada žena očekivano pozitivan, ali ne i statistički značajan [$F(2, 493) = 1,59, p = 0,203$]. Ocenjeni združeni efekat članova interakcije radnog iskustva i odsustva formalnog obrazovanja u jednačini realnih zarada žena ukazuje na to da bi žene iz ove obrazovne kategorije tek nakon 15,6 godina provedenih u istoj organizaciji ostvarile maksimalnu zaradu. To znači da bi žene morale da rade četiri godine duže od proseka koji iznosi 11,3 godina u ovoj grupi (videti tabelu 17) da bi ostvarile maksimalni efekat radnog iskustva na zaradu. De la Rica et al. (2008) su ocenili da žene nižeg nivoa obrazovanja, mlađe od 35 godina starosti, maksimalni efekat ostvaruju tek nakon devet godina provedenih u istom preduzeću. Sličan rezultat dobio je i Cardoso (2000) pokazujući da mlađi radnici sa manje radnog iskustva mogu da očekuju negativnu stopu prinosa na zarade u prvim godinama zaposlenja.

Tabela 20: Provera robustnosti hipoteze o statističkoj diskriminaciji

Promenljiva	FE model – muškarci		FE model – žene		FE model – svi ¹	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	0,036	0,036	0,519*	0,315	0,036	0,036
Starost ² ÷ 100	0,009	0,042	-0,103	0,065	0,009	0,042
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	0,772	0,679	1,805**	0,821	0,772	0,679
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	-0,003	0,014	0,007	0,025	-0,003	0,014
Ekonomski sektor						
Poljoprivreda	0,066	0,129	-0,335*	0,203	0,066	0,129
Rudarstvo i energetika	-0,066	0,106	0,085	0,168	-0,066	0,106
Prerađivačka	-0,070	0,070	-0,247**	0,099	-0,070	0,070
Građevinarstvo	0,047	0,127	0,467	0,357	0,047	0,127
Poslovne usluge	0,058	0,083	0,019	0,126	0,058	0,083
Javne usluge	-0,008	0,141	0,106	0,091	-0,008	0,141
Ostalo (ref.)						
Vrsta ugovora						
Određeno (ref.)						

Neodređeno	0,022	0,075	-0,148*	0,089	0,022	0,075
Vlasništvo						
Državno	0,177*	0,095	0,164	0,147	0,177*	0,095
Privatno	0,222**	0,112	0,123	0,167	0,222**	0,112
Ostalo (ref.)						
Veličina preduzeća						
do 9	-0,008	0,092	0,031	0,114	-0,008	0,092
10-49	0,004	0,091	0,102	0,083	0,004	0,091
50-249	0,134**	0,065	0,041	0,101	0,134**	0,065
više od 250 (ref.)						
Nedostajući podatak	0,062	0,052	-0,029	0,069	0,062	0,052
Obrazovanje						
Bez škole	3,462***	0,659	-4,358*	2,310	3,462***	0,659
ISCED 1-2	0,576	0,455	-0,457	0,325	0,576	0,455
ISCED 3-4	-0,061	0,201	-0,280	0,182	-0,061	0,201
ISCED 5-6 (ref.)						
Članovi interakcije radnog iskustva sa obrazovanjem						
(Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10)*Bez škole	-2,543***	0,818	6,527*	3,826	-2,543***	0,818
(Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100)*Bez škole	0,042**	0,021	-0,209	0,134	0,042**	0,021
(Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10)*ISCED 1-2	-0,385	0,460	0,037	0,571	-0,385	0,460
(Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100)*ISCED 1-2	0,006	0,011	0,005	0,018	0,006	0,011
(Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10)*ISCED 3-4	0,034	0,245	-0,218	0,395	0,034	0,245
(Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100)*ISCED 3-4	-0,003	0,007	0,010	0,014	-0,003	0,007
Članovi interakcije radnog iskustva i obrazovanja sa promenljivom žene (<i>f</i>)						
(Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10)*Bez škole*f					9,070**	3,902
(Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100)*Bez škole*f					0,422	0,732
(Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10)*ISCED 1-2*f					-0,252	0,464
(Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100)*ISCED 1-2*f					-0,251	0,135
(Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10)*ISCED 3-4*f					0,000	0,021
(Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100)*ISCED 3-4*f					0,013	0,016
Const	2,476***	0,612	1,253	0,831	1,979***	0,496
N*T	1518		1040		2558	
N	759		520		1279	
R ² - unutar grupa	0,054		0,110		0,077	
LM test heteroskedastičnosti - $\chi^2(2)$	4,930 [0,085]		7,092 [0,029]		7,076 [0,029]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Ocenjene standardne greške su robustne na prisustvo heteroskedastičnosti i serijske korelisanosti. Izračunate su prema Stock-u i Watson-u (2008). Vrednost u uglatoj zagradi [*p*] označava *p*-vrednost statistike testa.

¹ U model zarada koji je ocenjen na združenim podacima poduzoraka zaposlenih muškaraca i žena, pored osnovnih promenljivih dodati su i njihovi članovi interakcije sa promenljivom žene (*f*). Pored promenljivih prikazanih u tabeli čije ocene su korišćene u testiranju hipoteze o statističkoj diskriminaciji, model sadrži ekonomski sektor, vrstu ugovora, sektor vlasništva i veličinu preduzeća posmatrano u interakciji sa binarnom promenljivom žene.

Na bazi izložene analize može da se zaključi da realne zarade žena slede obrazac koji je karakterističan za prisustvo statističke diskriminacije, ali značajnost ovog oblika diskriminacije u objašnjenju postojanja rodnog jaza u realnim zaradama, u grupi lica sa niskim obrazovanjem, ne može da se potvrdi standardnom procedurom testiranja statističke značajnosti ocena parametara. Izuzetak su ocene parametara uz promenljive radno iskustvo u istoj organizaciji, linearni i kvadratni član, koje su ocenjene na bazi jednačina realnih zarada za sve žene sa i bez korekcije za pristrasnost usled neslučajnog

izbora da rade. Ocena verovatnoće izbora, koja je dobijena na bazi parametarskog probit modela, ukazuje na negativnu selekciju žena, ali nije statistički značajna.⁹⁷

Model FE i standardni metodi ocenjivanja imaju svoje prednosti budući da se eliminisanjem individualne (neopažene) heterogenosti stvaraju uslovi za direktno testiranje prisustva statističke diskriminacije u određivanju zarada kroz ispitivanje značajnosti ocena parametara uz promenljive starost i radno iskustvo u istoj organizaciji, bilo kroz pojedinačne jednačine ili na ukupnom uzorku zaposlenih muškaraca i žena.⁹⁸ Primena metoda ocenjivanja unutar grupa u mikro panelu dala je slabiji dokaz o uticaju diskriminacije u određivanju zarada zaposlenih u odnosu na metode dekompozicije ukupnog rodnog jaza koji su primenjeni na rezultate ocenjivanja modela uporednih podataka (videti *tačku 7.4.2.2*). Međutim, treba još jednom naglasiti da neobjašnjeni deo razlike osim diskriminacije, sadrži uticaje i drugih neposmatranih karakteristika.

7.4.4 Razlike u zaradama duž raspodele zarada muškaraca i žena

Rezultati ispitivanja značajnosti rodnih razlika u zaradama koji su prikazani u prethodnim tačkama ovog poglavlja odnosili su se na ocenu i razlaganje ukupnog jaza u srednjoj vrednosti promenljivih. Primena kvantilnih regresija omogućava da se sagledaju uticaji karakteristika zaposlenih i radnog mesta na različitim tačkama uslovne raspodele zarada, što implicira da se i razlike u zaradama mogu razložiti na različitim delovima raspodele zarada. U nastavku izlaganja sledi interpretacija rezultata ocenjivanja kvantilnih regresija zarada muškaraca i žena primenom klasičnog pristupa Koenker-a i Basett-a (1978), kao i rezultata ocenjivanja kvantilnih regresija sa fiksnim efektima na bazi dvostepenog pristupa Canay-a (2011) izloženog u *tački 2.3.2* ove disertacije. Rezultati ocenjenih rodnih razlika u zaradama razloženi su na dva dela,

⁹⁷ To bi, drugim rečima, značilo da se jedan broj žena tokom vremena osipa sa tržišta rada, tako da najverovatnije ostaju one žene čija ekonomska perspektiva zavisi od učešća na tržištu rada. Ova teza ne može u potpunosti da se preslika na tržište rada Srbije u tranziciji, budući da je uslov izbora ograničen slabom ponudom slobodnih poslova i visokom i volatilnom stopom nezaposlenosti.

⁹⁸ Alternativa primeni parametarskog modela FE i metoda ocenjivanja realnih zarada jeste metod koji je predložio Wooldridge (1995) za nebalansirane panele (videti *tačku 2.2.5.1*). Međutim, primena ovog pristupa u datom slučaju ne bi dovela do željenih rezultata budući da je vremenska dimenzija panela ograničena na samo dve uzastopne godine.

objašnjeni deo koji je rezultat uticaja posmatranih karakteristikama i neobjašnjeni deo koji se pripisuje različitom vrednovanju posmatranih karakteristika, primenom metoda koji su razvili Machado i Mata (2005). Zbog konzistentnosti sa prethodno izloženim rezultatima, ove dve komponente rodni razlika u zaradama obeležavaju se kao doprinosi karakteristika i koeficijenata ukupnom rodnom jazu. Takođe, ukupan rodni jaz, dekomponovan na različitim delovima raspodele zarada, koristi se i za ispitivanje značajnosti efekata “lepljivog poda” i “staklenog plafona” koji označavaju slabiju plaćenost žena na ekstremima raspodele zarada koja nije rezultat potencijalno slabije produktivnosti žena u odnosu na muškarce i može da se jednim delom pripiše uticaju diskriminacije.

7.4.4.1 Ocenjivanje kvantilnih regresija

Jednačine zarada muškaraca i žena ocenjene su primenom nekoliko metoda ocenjivanja, a rezultati su prikazani u tabelama P7.14-P7.19 u Prilogu 2. Rezultati koji su dobijeni na združenom uzorku opservacija za 2002. i 2003. godinu prikazani su za OLS i kvantilne regresije (na konvencionalnim kvantilima 0,10, 0,25, 0,50, 0,75 i 0,90), a potom su ocenjeni modeli fiksnih efekata i kvantilne regresije sa fiksnim efektima na uzorku panela. Zatim, da bi se proverila stabilnost ocena parametara dobijenih na uzorcima dveju uzastopnih godina, kvantilne regresije zarada muškaraca i žena su ocenjene posebno za svaku godinu (videti tabele P7.18 i P7.19). Modeli zarada izraženi su u funkciji posmatranih karakteristika zaposlenih (starost, radno iskustvo u istoj organizaciji i obrazovanje), kao i objašnjavajućih promenljivih na strani potražnje za radom (ekonomski sektor, veličina preduzeća, vrsta ugovora o radu i sektor vlasništva). Modeli zarada koji su analizirani na združenom uzorku sadrže i veštačku promenljivu za vremenske efekte kojom se obuhvataju uticaji makroekonomskih šokova na kretanje zarada. U nastavku izlaganja sledi interpretacija rezultata ocenjivanja modela zarada.

(i) Rezultati ocenjivanja regresija zarada muškaraca

Osim činjenice da ocene kvantilnih regresija omogućuju razlaganje i praćenje razlika u zaradama na različitim percentilima uslovne raspodele zarada, prednost korišćenja kvantilnih regresija u odnosu na ocenjivanje linearnih regresionih modela metodom

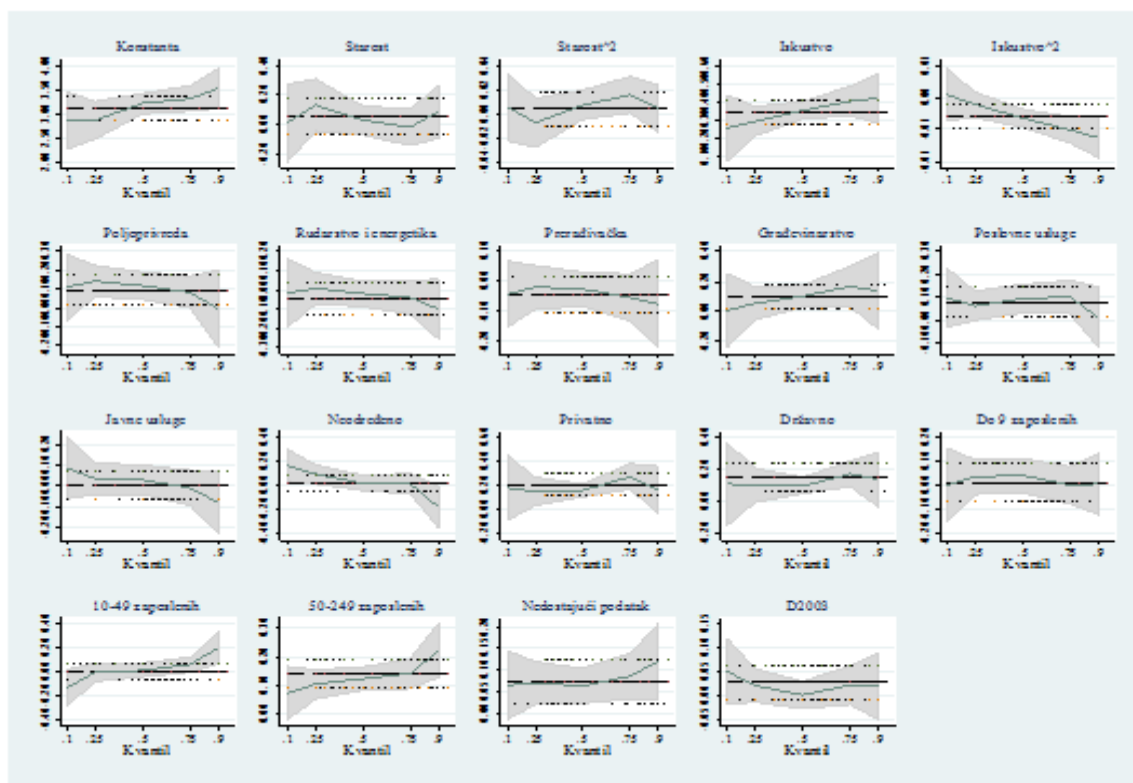
OLS leži u tome što su manje osetljive na prisustvo heteroskedastičnosti i nestandardnih opservacija u podacima. S druge strane, ukoliko je narušena pretpostavka o normalnosti slučajnih grešaka, ocene dobijene metodom OLS su pristrasne. Stoga ocene OLS regresija zarada muškaraca (videti tabele P7.14 i P7.18) predstavljaju samo inicijalne ocene sa standardnim greškama robustnim na prisustvo heteroskedastičnosti radi poređenja sa ocenama dobijenim drugim metodima ocenjivanja. Razlike u zaradama će se u nastavku disertacije izračunati na bazi rezultata ocenjivanja modela FE (u srednjoj vrednosti) i kvantilnih regresija na združenim uzorcima opservacija i za svaku godinu posebno (na različitim percentilima uslovne raspodele zarada). Ocenjene kvantilne regresije sa fiksnim efektima omogućuju interpretaciju i praćenje uticaja objašnjavajućih promenljivih na različitim segmentima raspodele zavisne promenljive, ali ne mogu da se koriste u dekompoziciji ukupne razlike u zaradama primenom izabranog metoda (Machado i Mata 2005). Zato je procedura razlaganja jaza kroz kvantile sprovedena na bazi ocena kvantilnih regresija za pojedinačne godine, kao i ocena dobijenih na združenom uzorku opservacija.

Tabela P7.15 (Prilog 2) sadrži kovarijacione ocene modela fiksnih efekata i ocene kvantilnih regresija sa fiksnim efektima koje su dobijene dvostepenom procedurom. Individualni fiksni efekti su najpre ocenjeni na bazi specifikacije modela fiksnih efekata, čije ocene su prikazane u prvoj koloni tabele P7.17, a potom su ocenjeni fiksni efekti korišćeni za korekciju stvarnih vrednosti zarada muškaraca prema proceduri koja je prikazana kod Canay-a (2011). Korigovane vrednosti zarada su zatim ocenjene tradicionalnim metodima kvantilnih regresija (Koenker i Basett 1978).⁹⁹ Starost nema značajan uticaj na kretanje zarada muškaraca. Radno iskustvo u istoj organizaciji formira konkavnu vezu sa zaradama muškaraca. Zbirni efekat radnog iskustva raste duž raspodele zarada, na 10% kvantilu je najmanji (25,5%), a na 90% kvantilu je najveći (43,0%). Međutim, efekat radnog iskustva je konkavan duže cele raspodele zarada i smanjuje se kako se povećava ukupno radno iskustvo. Ocene uz promenljivu zaposlenje na neodređeno vreme su statistički značajne u 10% i 25% kvantilnoj regresiji sa

⁹⁹ Specifikacija modela zarada za muškarce i žene ne sadrži veštačke promenljive za obrazovanje. Veštačke promenljive za obrazovanje su isključene iz modela fiksnih efekata da bi analiza bila konzistentna sa rezultatima prikazanim u prethodnoj tački. Isključivanje ovih promenljivih iz modela nije uticalo na stabilnost ostalih ocena u modelu, budući da ne pokazuju značajne varijacije kroz vreme.

efektima od 18,2% i 10,0%, respektivno. Posao u privatnom sektoru generiše veću premiju na zarade zaposlenih muškaraca od zaposlenja u javnom sektoru, mada značajnost pozitivnih efekata iščezava na poslednjem 90% kvantilu, gde se nalaze najviše zarade zaposlenih u oba sektora. Svi, osim zaposlenih čije zarade se nalaze u delu raspodele koja obuhvata 10% najnižih zarada, mogu da očekuju pozitivne efekte od zaposlenja u preduzećima srednje veličine. Dakle, veličina preduzeća i sektor vlasništva sada imaju značajan uticaj na kretanje zarada zaposlenih muškaraca, što implicira da karakteristike radnog mesta imaju veći uticaj na kretanje zarada od individualnih karakteristika zaposlenih muškaraca. Slični zaključci mogu da se potkrepe rezultatima ocenjivanja prethodnih modela zarada. Slika 4 daje prikaz ocena promenljivih sa 95% intervalom pouzdanosti kroz različite kvantile kvantilnih regresija sa fiksnim efektima.

Slika 4: Ocene kvantilne regresije sa fiksnim efektima zarada muškaraca



Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Analiza rezultata ocenjivanja kvantilnih regresija zarada muškaraca na združenom uzorku pokazuje da starost i radno iskustvo u istoj organizaciji nemaju značajan uticaj na kretanje zarada (tabela P7.14). Uticaj obrazovanja je očekivano statistički značajan i

pozitivan, s tim da najveću premiju mogu da očekuju zaposleni muškarci sa visokim obrazovanjem čije zarade se kreću oko medijalnog kvantila (68,7%). Zanimljivo je zapažanje da je najveći efekat srednjeg obrazovanja ocenjen na 25% kvantilu i da ovaj uticaj blago opada do 75% kvantila, te potom ponovo raste i na 90% kvantilu iznosi 19,6%. Kada se efekti obrazovanja analiziraju za svaku godinu posebno, zapaža se da obrazovanje ima veći uticaj na kretanje zarada muškaraca u 2002. nego u 2003. godini (tabela P7.18).

(ii) Rezultati ocenjivanja regresija zarada žena

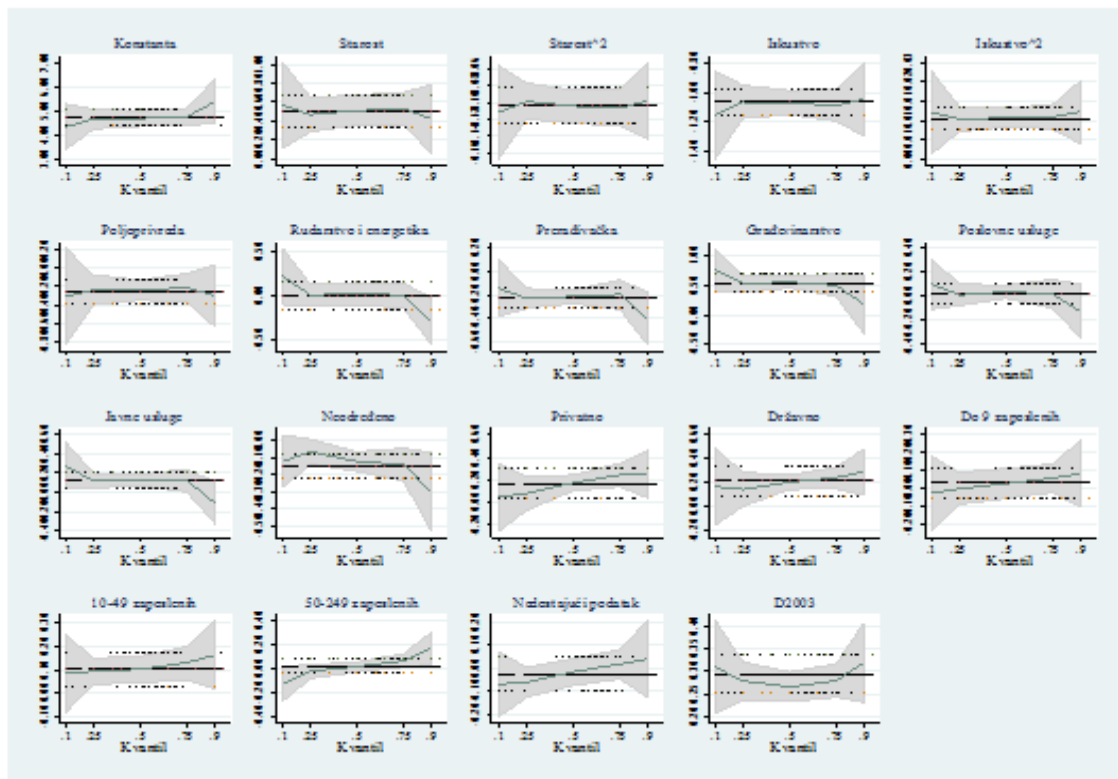
Procedura ocenjivanja kvantilnih regresija sa fiksnim efektima, na kojoj se zasniva interpretacija uticaja objašnjavajućih promenljivih na izabranim kvantilima raspodele zarada žena, sprovedena je takođe prema metodu Canay-a (2011).¹⁰⁰ Ocene uz linearni i kvadratni član uz promenljivu starost u kvantilnim regresijama sa fiksnim efektima su veće na donjem levom delu raspodele zarada žena i statistički su značajne u svim prikazanim kvantilnim regresijama (tabela P7.17). Na ovaj način se još jednom potvrđuje pretpostavka o prisustvu diskriminacije u određivanju zarada žena, mlađih, sa nižim primanjima i nižim nivoom obrazovanja, koja je testirana u prethodnoj tački. Ocene oba linearnog i kvadratnog člana uz radno iskustvo u istoj organizaciji su ujednačene duž cele raspodele zarada žena. Žene zaposlene u sektoru koji pruža javne usluge imaju višu i statistički značajnu premiju na donjem levom delu raspodele zarada, koja na desnom kraku raspodele postaje negativna, ali ne i statistički značajna (ocene u 10% i 90% kvantilnoj regresiji iznose redom 0,277 i -0,111).

Istovremeno, muškarci zaposleni na istim poslovima ne dobijaju statistički značajnu premiju. Naprotiv, veću korist ostvaruju muškarci zaposleni u sektoru poslovnih usluga, i to, naročito, oni čije zarade se kreću od medijalnog do 75% kvantila. Zanimljivo je videti da ugovor o radu na neodređeno vreme nema uticaj na kretanje zarada žena na nižim kvantilima, ali da je njegov efekat negativan na višim kvantilima. Za razliku od ocena uz privatni i javni sektor u regresijama zarada muškaraca koje su statistički značajne u 25% kvantilnoj regresiji, ocene uz javni sektor su više u prve dve kvantilne regresije zarada žena, ali nisu statistički značajne uz privatni sektor. Izloženi rezultati

¹⁰⁰ Kao i kod analize regresija zarada muškaraca, ocene OLS regresija zarada žena date su samo radi poređenja, a prikazane su u tabelama P7.16 i P7.19 u Prilogu 2.

upućuju na efekat “klizavog poda” u određivanju zarada žena čije prisustvo će biti posebno testirano u nastavku analize. Na slici 5 su date ocene kvantilnih regresija sa fiksnim efektima za zarade žena.

Slika 5: Ocene kvantilne regresije sa fiksnim efektima zarada žena



Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

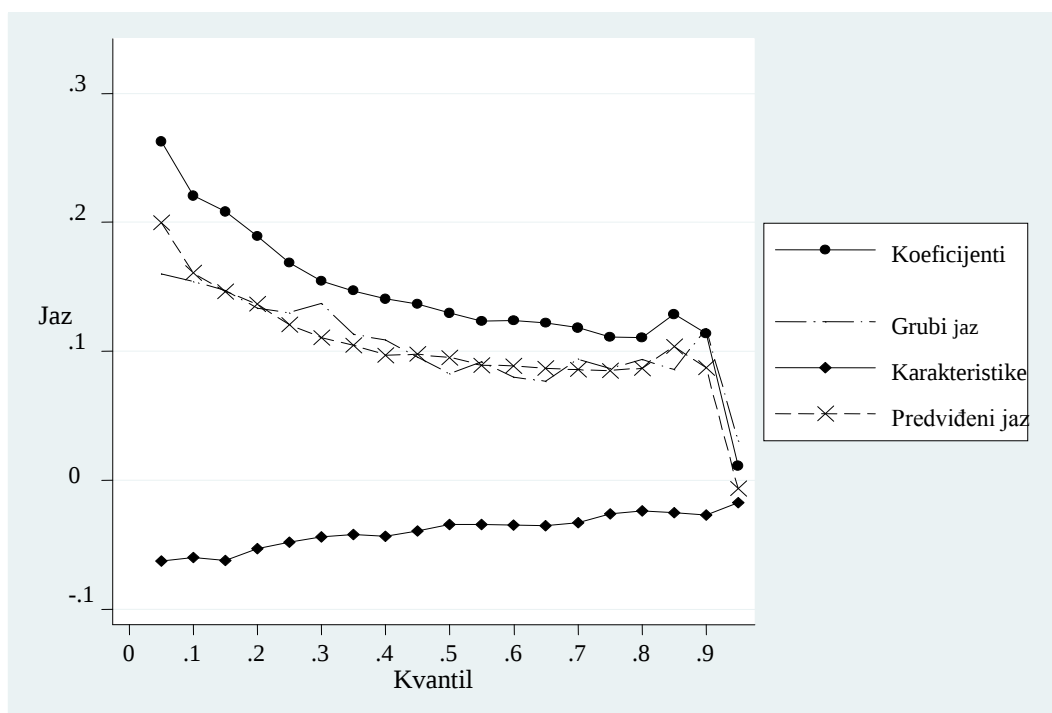
Rezultati ocenjivanja kvantilnih regresija na združenom uzorku opservacija potvrđuju da su ocene obrazovanja veće u regresijama zarada žena i da se razlika u ocenama povećava sa udaljavanjem od medijalne regresije (tabela P7.16). Razlika u ocenama uticaja srednjeg obrazovanja na zarade u regresijama 10% i 90% kvantila je više nego dvostruka za žene, dok je za muškarce ta razlika daleko manja. Štaviše, srednje obrazovanje ima veći efekat na zarade žena na nižim kvantilima. Na primer, na 25% kvantilu ocenjeni koeficijent iznosi 0,225, a zatim linearno opada do regresije ocenjene na 90% kvantilu kada ponovo raste i iznosi 0,277 (videti tabelu P7.16 u Prilogu 2). U skladu sa ovim zaključcima je i rezultat koji pokazuje da posao u javnom sektoru za zaposlene sa nižim primanjima pruža statistički značajnu i pozitivnu premiju. Ovi efekti su takođe izraženi u kvantilnim regresijama ocenjenim za svaku godinu posebno, pri

čemu su ocene u 10% i 25% kvantilnoj regresiji ocenjenoj na podacima za 2002. godinu veće u odnosu na ocene dobijene na podacima za 2003. godinu (tabela P7.19). Ocene kvantilnih regresija zarada žena pokazuju manju stabilnost kada se posmatraju pojedinačno po godinama od ocena kvantilnih regresija zarada muškaraca, što se delom može objasniti značajnošću veštačke promenljive za vreme u modelima zarada žena.

7.4.4.2 Machado-Mata dekompozicija rodni razlika u zaradama

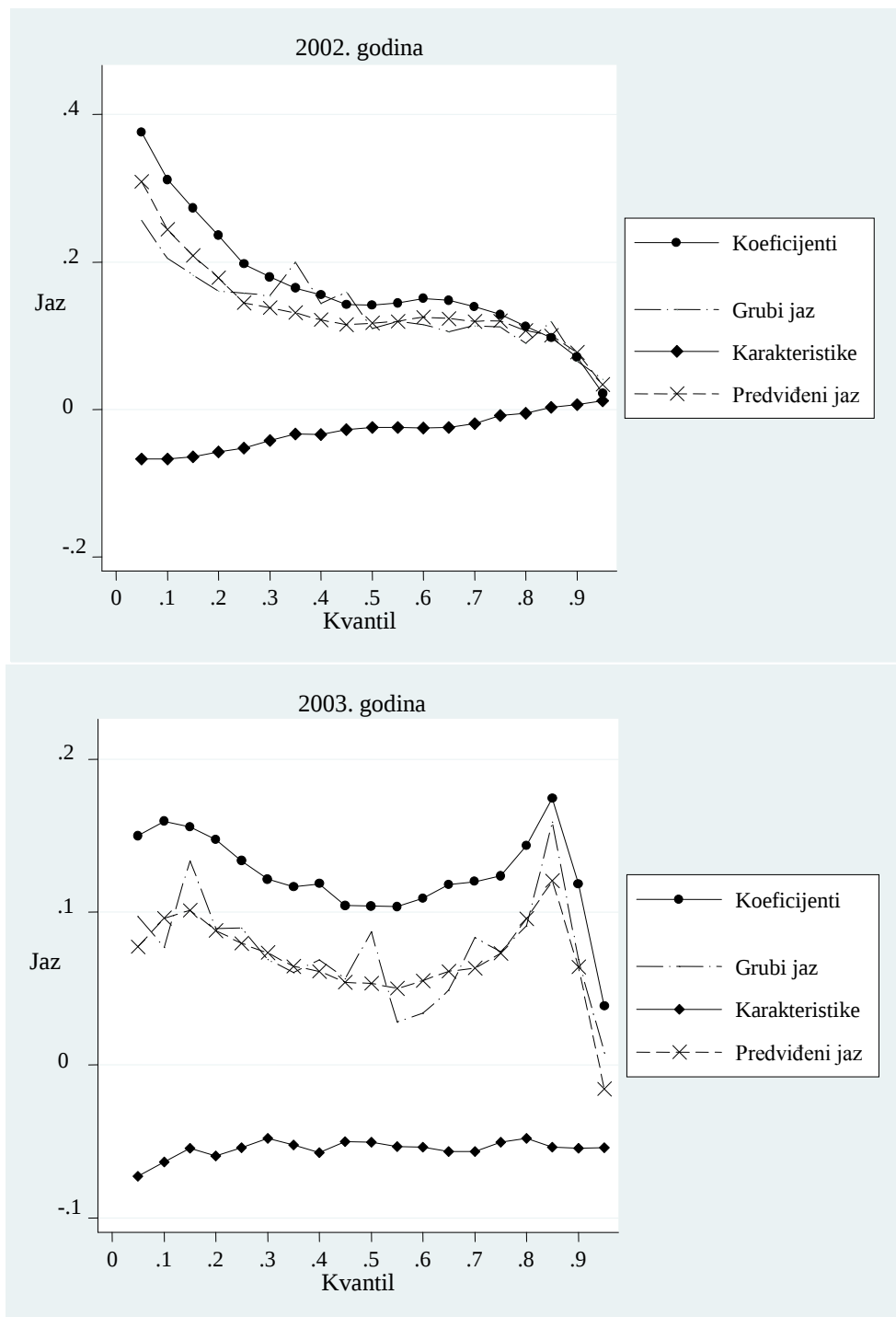
Ocene kvantilnih regresija sa fiksnim efektima, kao što je u prethodnoj tački izloženo, omogućuju da se izračuna samo ukupna razlika u zaradama, ali ne i da se primeni Machado i Mata (2005) dekompozicija. Zato su u nastavku analize izloženi rezultati Machado i Mata (2005) dekompozicije ukupnog rodni jaz na konvencionalnim kvantilima (0,10, 0,25, 0,50, 0,75 i 0,90) raspodele zarada. Na slikama 6 i 7 “grubi” ili nekorigovani rodni jaz u zaradama je upoređen sa kretanjem predviđenog jaza i njegovim komponentama kroz kvantile.

Slika 6: Machado-Mata dekompozicija rodni razlika u zaradama, 2002-2003. god.



Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina. Machado i Mata (2005) dekompozicija rodni razlika je urađena na bazi *mmsel* procedure za programski paket Stata (Souabni, 2013).

Slika 7: Machado-Mata dekompozicija rodni razlika u zaradama, po godinama



Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina. Machado i Mata (2005) dekompozicija rodni razlika je urađena na bazi *mmse* procedure za programski paket Stata (Souabni, 2013).

U tabeli 21 su prikazani rezultati dekompozicije, pri čemu prve tri kolone daju predviđeni ukupan rodni jaz (ocene i standardne greške) i njegovu dekompoziciju na deo koji nastaje zbog razlika u karakteristikama (objašnjeni deo jaza) i razlika u

vrednovanju tih karakteristika (neobjašnjeni deo jaza) izračunatih na bazi agregiranog uzorka za obe posmatrane godine, dok preostala dva panela tabele sadrže rezultate date posebno za svaku godinu. Rezultati dekompozicije nisu korigovani za prisustvo pristrasnosti usled neslučajnog izbora žena da rade, budući da se, kao što je objašnjeno u de la Rica et al. (2008), polazi od pretpostavke da je hipotetička raspodela zarada žena izračunata korišćenjem koeficijenata iz ocenjenih kvantilnih regresija zarada muškaraca, koji nisu pristrasni zbog izbora muškaraca da rade za platu.

Tabela 21: Machado-Mata dekompozicija rodni razlika po kvantilima raspodele zarada

Kvantil	Obe godine			2002. godina			2003. godina		
	Predviđeni jaz	Karakteristike	Koeficijenti	Predviđeni jaz	Karakteristike	Koeficijenti	Predviđeni jaz	Karakteristike	Koeficijenti
0,10	0,161** (0,018)	-0,060** (0,021)	0,221** (0,022)	0,244** (0,023)	-0,068** (0,020)	0,311** (0,023)	0,096** (0,020)	-0,063** (0,020)	0,159** (0,022)
0,25	0,121** (0,015)	-0,048** (0,014)	0,169** (0,016)	0,144** (0,015)	-0,053** (0,013)	0,197** (0,016)	0,079** (0,015)	-0,054** (0,014)	0,133** (0,015)
0,50	0,095** (0,012)	-0,034** (0,012)	0,130** (0,013)	0,117** (0,012)	-0,024* (0,012)	0,141** (0,013)	0,053** (0,013)	-0,050** (0,014)	0,104** (0,014)
0,75	0,085** (0,013)	-0,026** (0,013)	0,111** (0,014)	0,120** (0,014)	-0,009 (0,013)	0,129** (0,014)	0,073** (0,014)	-0,051** (0,015)	0,124** (0,015)
0,90	0,087** (0,027)	-0,027 (0,023)	0,114** (0,027)	0,077** (0,021)	0,007 (0,020)	0,071** (0,022)	0,064* (0,029)	-0,054* (0,022)	0,118** (0,032)

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: () i (*) označavaju statistički značajne razlike na nivou od 1% i 5%, respektivno. Primenjen je *t* test. Standardne greške su date u zagradama; izračunate su kao u Souabni (2013).

Predviđeni ukupan rodni jaz ne menja svoj oblik bez obzira da li je modeliran kvantilnim regresijama na združenom skupu opservacija ili za svaku godinu posebno (tabela 21). Jaz je najveći u delu raspodele sa najnižim zaradama, a zatim blago opada do dela raspodele koji reprezentuje najviše zarade u uzorku. Takođe, primećuje se da je dinamika ukupnog rodnog jaza statistički značajno determinisana razlikama u ocenama koeficijenata, gde su te razlike najizraženije na najnižim kvantilima, a zatim prate trend sa negativnim nagibom do poslednjeg kvantila u 2002., odnosno do 75% kvantila u 2003. godini, nakon čega ponovo opadaju. Ukoliko se posmatraju razlike u ocenama koeficijenata po godinama, primećuje se da su najizraženije na 10% kvantilu, gde pri koeficijentima od 0,311 i 0,159 za 2002. i 2003. godinu, razlika iznosi +0,152, na 75% kvantilu se ocene gotovo izjednačavaju (razlika je pozitivna i iznosi 0,005), a na 90% kvantilu sa ocenama koeficijenata redom od 0,071 i 0,118 razlika postaje negativna (-

0,047). Istovremeno, doprinos karakteristika zaposlenih predviđenom jazu je gotovo identičan na 10% i 25% kvantilu za obe godine, nakon čega u 2002. godini odumire, gubi statističku značajnost i postaje pozitivan na samom kraju raspodele, dok u 2003. godini ostaje statistički značajan na svim kvantilima, ali se kreće oko vrednosti (-0,050) koja blago raste od medijalnog kvantila do kraja raspodele. Izloženi rezultati su konzistentni sa rezultatima Blinder-Oaxaca dekompozicije koji su pokazali da postoji tendencija smanjivanja ukupnog rodnog jaza u zaradama tokom vremena (videti *tačku* 7.4.2.2).¹⁰¹ Ovi nalazi upućuju na to da rodni jaz dobija svoju formu, koja sadrži i elemente diskriminacije, čiji efekti su najizraženiji među primaocima najnižih zarada, ali i da polako dolazi do kolebanja rodni razlika na desnom kraku raspodele, tačnije oko 75% kvantila, što upućuje na to da se polako naziru efekti staklenog plafona koji sputavaju kretanje zarada žena na više.

Takođe, korisno je uporediti ocenu dubine jaza u zaradama kroz različite modele. Razlika u zaradama muškaraca i žena izračunata u srednjoj vrednosti na bazi ocena modela FE na panel podacima iznosi 11,27% i manja je za 4,9 procentnih poena u odnosu na razliku u zaradama dobijenu ocenjivanjem regresija zarada OLS metodom na združenom uzorku opservacija, odnosno veća je za 1,8 procentnih poena u odnosu na ocenu iz medijalne regresije. Dakle, razlika u zaradama dobijena nakon ocenjivanja modela FE bliža je medijalnoj oceni iz kvantilne regresije nego oceni izračunatoj iz regresije OLS. Ovakav rezultat ne iznenađuje budući da se izbor metoda ocenjivanja modela FE temelji na pretpostavci da je najveći deo neopažene heterogenosti obuhvaćen individualnim fiksnim efektima koji su eliminisani ocenjivanjem modela.

U tabeli 22 su dati rezultati ispitivanja statističke značajnosti efekata klizavog poda i staklenog plafona. Pored standardnog metoda identifikacije efekta klizavog poda (staklenog plafona) koji podrazumeva da je razlika u zaradama ocenjena na 10% najnižih (najviših) zarada viša za najmanje dva procentna poena u odnosu na referentni kvantil, primenjena je i strožija metoda na bazi koje se izračunavaju donja i gornja

¹⁰¹ Jednačine zarada su ocenjene bez mogućnosti da se sagleda uticaj izbora zanimanja na kretanje rodnog jaza. Neke studije pokazuju da zanimanja koja su pretežno ženska koriguju zarade žena na niže, naročito na poslovima koji zahtevaju visok nivo stručnosti i plaćenosti, dok, nasuprot tome, zaposlenje na nisko plaćenim ženskim poslovima utiče pozitivno na zarade muškaraca, što se manifestuje kroz efekat klizavog poda (videti Blau i Kahn (2007) za razvijene zemlje ili Christofides et al. (2013) za zemlje EU).

granica predviđenog ukupnog jaza korigovane za vrednost standardne greške ocene jaza pomnožene sa 1,96 na nivou od 5% značajnosti (Christofides et al. 2013).

Rezultati prvog metoda identifikacije ukazuju na nesumnjivo snažan *intenzitet efekta klizavog poda* koji se pojačava kako se udaljavamo od referentnog 25% kvantila u 2002. godini, dok je taj intenzitet slabiji kada se posmatraju razlike u zaradama za 2003. godinu, a sam efekat postaje značajan tek od medijalnog kvantila. Međutim, prema strožijem metodu identifikacije na bazi odstupanja donje od gornje granice korigovanog jaza, efekat klizavog poda je pozitivan i statistički značajan samo u 2002. godini. Ni jedan od korišćenih metoda ne može da potvrdi da je u kretanju ukupnog jaza prisutan efekat staklenog plafona.

Tabela 22: Ispitivanje prisustva efekata klizavog poda i staklenog plafona na bazi ocena kvantilnih regresija zarada

Ispitivanje značajnosti efekta	Q-0,25		Q-0,50		Q-0,75		Q-0,90[0,10]	
	2002	2003	2002	2003	2002	2003	2002	2003
<i>Efekat klizavog poda, Q=0,10</i>								
Odstupanje = + 0,02 i više	0,100	0,017	0,127	0,043	0,124	0,023	0,166	0,032
Donja granica = predviđeni jaz - 1,96*std. gr. ocene	0,200	0,057	0,200	0,057	0,200	0,057	0,200	0,057
Gornja granica = predviđeni jaz + 1,96*std. gr. ocene	0,174	0,109	0,140	0,079	0,147	0,100	0,119	0,122
Odstupanje = donja - gornja granica	(+*)	(-)	(+*)	(-)	(+*)	(-)	(+*)	(-)
<i>Efekat staklenog plafona, Q=0,90</i>								
Odstupanje = + 0,02 i više	-0,043	-0,009	-0,039	0,011	-0,067	-0,015	-0,166	-0,032
Donja granica = predviđeni jaz - 1,96*std. gr. ocene	0,036	0,006	0,036	0,006	0,036	0,006	0,036	0,006
Gornja granica = predviđeni jaz + 1,96*std. gr. ocene	0,147	0,100	0,140	0,079	0,174	0,109	0,288	0,135
Odstupanje = donja - gornja granica	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina i rezultata prikazanih u tabeli 21.

Legenda: (+*) označava statistički značajnu pozitivnu razliku koja je indikator prisustva efekta; (-) označava negativnu razliku koja pokazuje da efekat nije prisutan.

Rezultati testiranja rodni razlika u zaradama na izabranim kvantilima raspodele zarada sugerišu odbacivanje nulte hipoteze da razlike nisu statistički značajne (videti tabelu 21). Naime, najveće razlike su prisutne između muškaraca i žena koji primaju najniže zarade, a zatim se te razlike blago smanjuju, ali i dalje ostaju statistički značajne. Razlike u ukupnom predviđenom jazu u zaradama reflektuju se kroz razlike u koeficijentima (čije vrednosti prevazilaze ukupan rodni jaz, na svim, izuzev na 90% kvantilu u 2002. godini) i koje su takođe najizraženije na donjem levom delu raspodele zarada, a zatim blago opadaju. Ovi rezultati su osnov za identifikovanje jačine efekta

klizavog poda koji je najizraženiji kada se posmatraju razlike između 10% i 25% kvantila raspodele zarada. Iako su razlike u zaradama statistički značajne na 90% kvantilu, rezultati dodatne analize nisu potvrdili *značajnost efekta staklenog plafona* (tabela 22). Na kraju možemo zaključiti da je doprinos razlike u koeficijentima, koji predstavlja neobjašnjenu komponentu ukupnog rodnog jaza u zaradama, iako sa opadajućom tendencijom, ostao pozitivan i statistički značajan kroz sve kvantile tokom posmatranog perioda, što potvrđuje potencijalno prisustvo diskriminacije u određivanju zarada žena.

7.5 Ocenjivanje modela višestrukog izbora zaposlenja

7.5.1 Karakteristike lica koja imaju više od jednog zaposlenja

Stopa izbora dodatnog zaposlenja u Srbiji, procenjena na bazi podataka AŽS-a, iznosila je 18,7% za ukupnu radnu snagu, odnosno redom 23,3% i 12,0% za zaposlene muškarce i žene, u periodu 2002-2003. godina. Ova stopa izračunata je kao učešće lica koja su pored osnovnog posla prijavila i dodatne aktivnosti u odnosu na ukupan broj zaposlenih u referentnom mesecu godine u kojoj je sprovedena anketa. Međutim, ukoliko se iz uzorka izuzmu lica koja nisu prijavila podatak o ostvarenoj zaradi ili časovima rada na dodatnom poslu, stopa izbora dodatnog zaposlenja opada na 10,1%, 12,3% i 6,8%, za ukupan broj zaposlenih, zaposlene muškarce i žene, respektivno. Ove stope su niže u odnosu na podatak koji su dobili Reilly i Krstić (2003) za SR Jugoslaviju (30,0%) tokom 1990-ih godina, i veoma su slične stopama koje su izračunali Foley (1997) za Rusiju (10,1%), ili Bedi (1998) za radnike zaposlene u javnom sektoru u Poljskoj (10,0%).

Karakteristike zaposlenih lica koja pored osnovnog imaju jedan ili više dodatnih poslova prikazane su u tabeli P7.20 u Prilogu 2. Iz pitanja upitnika AŽS nije moguće razdvojiti lica koja imaju jedan i više dodatnih poslova, te se svi pojedinci koji su naveli da su u referentnom mesecu pored osnovnog obavljali i jedan i više dodatnih poslova svrstani u kategoriju lica sa dodatnim zaposlenjem. Takođe, aktivnosti vezane za obavljanje dodatnog posla se posmatraju u kontekstu neformalne zaposlenosti. Nepobitni motiv izbora dodatnog zaposlenja jeste egzistencijalne prirode, bilo da se radi

o dodatnom poslu kao strategiji preživljavanja ili o želji pojedinca da poboljša životni standard sebi i svojoj porodici, u uslovima kada isplata zarade kasni jednoj četvrtini radnika u Srbiji. U prilog tome ide i odnos realne prosečne mesečne zarade ostvarene na osnovnom i dodatnom poslu koji se kreće u rasponu od 15% do skoro $\frac{1}{4}$ u zavisnosti od toga da li se posmatraju svi zaposleni, zaposleni muškarci ili samo zaposlene žene. Ukoliko se, zatim, posmatra odnos realne zarade po času od dodatnog posla, izražene u logaritamskoj vrednosti, i realne zarade po času od osnovnog posla, samo za lica koja imaju dodatno zaposlenje, analiza podataka pokazuje da je realna zarada po času od dodatnog zaposlenja za ovu grupu radnika viša za 17,1%, 14,6% i 25,0%, za ukupan broj zaposlenih, muškarce i žene, respektivno. Takođe, kada se imaoci dodatnog zaposlenja uporede sa svim zaposlenima, uočava se da je reč o nešto mlađim radnicima koji imaju manje kako ukupnog tako i radnog iskustva u istoj organizaciji, kao i da su njihova primanja koja ne vode poreklo od rada niža, izuzev kod žena, u odnosu na sve zaposlene. Ova lica su češće u braku i žive u porodicama sa decom. Među licima koja imaju dodatni posao više od 90% ih sa poslodavcem ima zaključen ugovor o radu na neodređeno vreme na osnovnom poslu, pri čemu ih više od $\frac{2}{3}$ radi u javnom sektoru. Nema značajnijih razlika između lica koja pored osnovnog imaju i dodatni posao kada se posmatraju prema nivou obrazovanja. Sklonost ka izboru dodatnog posla najčešće je odlika lica sa srednjim, a potom i sa višim i visokim obrazovanjem. Lica koja žive u gradskim sredinama češće nalaze dodatni posao, ali ne samo u gradu, već i u drugim sredinama, naročito tamo gde je posao u firmi moguće dopunjavati radom na gazdinstvu.

Primećeno je da se određene promenljive na strani ponude, ali i na strani potražnje za radom razlikuju kada se uporede karakteristike istih lica na osnovnom i dodatnom poslu. Stoga je urađeno nekoliko testova kojima se ispituju razlike između zaposlenih na osnovnom i dodatnom poslu prema radnom mestu, ekonomskom sektoru i tipu vlasništva. Prvi test ispituje razlike među licima koja imaju više od jednog zaposlenja prema radnom mestu na osnovnom i dodatnom poslu. Rezultati testiranja hipoteze su potvrdili da se radno mesto na osnovnom poslu razlikuje od onog na dodatnom poslu (videti tabelu 23). Najveće razlike su utvrđene u grupi kvalifikovanih radnika koji

poseduju srednje obrazovanje, dok su najmanje razlike prisutne kod stručnjaka, uslužnih radnika, kao i kod jednostavnih zanimanja.

Tabela 23: Distribucija zaposlenih prema radnom mestu na osnovnom i dodatnom poslu, u %

Radno mesto - osnovni posao	Radno mesto - dodatni posao					
	Menadžeri	Stručnjaci	Visoko kvalifikovani radnici	Službenici	Uslužni radnici	Nisko kvalifikovani radnici
Menadžeri	0,4	0,4	0,0	0,0	1,2	1,2
Stručnjaci	0,0	5,7	0,0	0,0	0,0	3,4
Visoko kvalifikovani radnici	1,2	0,0	5,0	0,0	6,1	22,5
Službenici	0,8	0,8	0,4	2,3	3,4	8,4
Uslužni radnici	0,0	0,0	0,0	0,8	5,3	6,5
Nisko kvalifikovani radnici	0,0	0,0	0,4	0,0	0,4	23,7

H_0 : Nema razlika između zaposlenih prema radnom mestu $\sim \chi^2(25)=216,3$ [$p=0,000$]

Izvor: Autor na bazi AŽS, 2002, 2003.

Značajne razlike postoje i prema ekonomskom sektoru. Hipoteza kojom se ispituje da nema razlike prema ekonomskom sektoru u kojem se obavlja osnovni i dodatni posao ne može da se empirijski potvrdi (videti tabelu 24). Pri tome, najveće razlike su uočene među onim radnicima koji osnovni posao obavljaju u prerađivačkoj industriji, dok dodatni rad obavljaju u poljoprivredi – više od jedne četvrtine zaposlenih sa dodatnim poslom. Takođe, najveći broj zaposlenih iz ostalih sektora nalazi dodatno zaposlenje u sektorima poljoprivrede, usluga i ostalih nepomenutih delatnosti.

Tabela 24: Distribucija zaposlenih prema ekonomskom sektoru na osnovnom i dodatnom poslu, u %

Ekonomski sektor - osnovni posao	Ekonomski sektor - dodatni posao						
	Poljoprivreda	Energetika	Prerađivačka	Građevinarstvo	Poslovne usluge	Javne usluge	Ostalo
Poljoprivreda	5,4	0,0	0,0	0,2	0,6	0,0	0,6
Energetika	4,2	0,8	0,4	0,0	0,4	0,2	2,3
Prerađivačka	25,1	0,2	0,6	2,9	0,2	0,4	4,8
Građevinarstvo	1,9	0,0	0,0	1,5	0,4	0,0	0,4
Poslovne usluge	9,6	0,0	1,0	0,8	2,7	0,0	3,1
Javne usluge	7,9	0,2	0,6	0,2	1,9	5,2	1,7
Ostalo	5,2	0,0	0,2	0,4	0,6	0,6	4,2

H_0 : Nema razlika između zaposlenih prema ekonomskom sektoru $\sim \chi^2(36)=211,0$ [$p=0,000$]

Izvor: Autor na bazi AŽS, 2002, 2003.

Tabela 25 otkriva da nema statistički značajnih razlika prema sektoru vlasništva gde se obavljaju osnovni i dodatni posao. Međutim, na nivou pojedinačnih sektora, ipak se uočava da lica koja su zaposlena u javnom sektoru koji, najšire uzevši, uključuje

državnu upravu i ostale pružaoce javnih usluga uključujući i javna preduzeća, deo svojih dodatnih aktivnosti obavljaju u privatnom sektoru.

Tabela 25: Distribucija zaposlenih prema sektoru vlasništva na osnovnom i dodatnom poslu, u %

Vlasništvo - osnovni posao	Vlasništvo - dodatni posao		
	Privatno	Državno	Ostalo
Privatno	17,1	0,8	0,4
Državno	73,7	2,3	1,5
Ostalo	4,2	0,0	0,0

H0: Nema razlika između zaposlenih prema sektoru vlasništva $\sim \chi^2(4)=1,754$ [p=0,781]

Izvor: Autor na bazi AŽS, 2002, 2003.

U nastavku analize ocenjena je funkcija ponude dodatnog rada i identifikovane su determinante koje utiču na verovatnoću izbora više od jednog zaposlenja, prema teorijskom konceptu koji su razvili Shishko i Rostker (1976) i Paxson i Sicherman (1996).

7.5.2 Ocena funkcije zarada od dodatnog rada

Polazna pretpostavka na kojoj se zasniva model ponude dodatnog rada jeste da se lica koja pored osnovnog imaju i dodatni posao rukovode ekonomskim motivima pri izboru drugog posla. Stoga je u nastavku analize ocenjen model zarada od dodatnog rada na bazi kojeg je kreirana promenljiva sa ocenjenim (očekivanim) zaradama od dodatnog rada. Ova promenljiva, zajedno sa stvarnom zaradom i časovima rada na osnovnom poslu, predstavlja jednu od determinanti u modelu izbora dodatnog zaposlenja na bazi kojeg će se testirati polazna hipoteza o uticaju ekonomski određenih faktora na sklonost pojedinca da se opredeli za dodatni posao. Prema teorijskom modelu ponude dodatnog rada (videti *tačku 4.2*), zarada sa dodatnog posla se posmatra samo za one pojedince koji su uključeni u sekundarno tržište rada.¹⁰² Ocenjivanjem modela zarada od dodatnog rada samo na poduzorku pojedinaca koji imaju dodatni posao dobile bi se nekonzistentne ocene regresionog modela, budući da izbor pojedinca da se opredeli za dodatni posao može da zavisi i od faktora koji nisu uključeni u model zarada. Jednačina zarada od dodatnog posla, u formi klasičnog Mincer-ovog (1974) modela, ocenjena je u dva koraka (Heckman 1976, 1979). U prvom koraku je verovatnoća izbora pojedinca da

¹⁰² Polazeći od informacija koje pruža AŽS, rad u neformalnom sektoru je definisan u smislu da angažovanje na dodatnom poslu nije pokriveno ugovorom o radu (ili drugim vidom ugovornog odnosa) i, prema tome, ne obezbeđuje koristi koje proizlaze po osnovu socijalnog i penzionog osiguranja.

se opredeli za dodatni posao ocenjena metodom ML u formi probit modela sa slučajnim efektima (tabela P7.21), a zatim su, u drugom koraku, zarade korigovane ocenjenom verovatnoćom izbora drugog posla (tabela 26). Budući da se zarade posmatraju samo za one pojedince koji imaju drugi posao, na bazi ocena korigovane funkcije zarada, zarade od dodatnog rada su imputirane svim zaposlenim licima na osnovnom poslu. Modeli zarada od dodatnog zaposlenja su ocenjeni samo za ukupan broj lica koja su imala dodatno angažovanje, zbog nedovoljnog broja opservacija o pozitivnim zaradama i časovima rada na dodatnom poslu.

Ocene i marginalni efekti probit modela sa slučajnim efektima, na bazi kojih je ocenjena verovatnoća selekcije koja je korišćena za korekciju zarada od dodatnog zaposlenja, dati su u tabeli P7.21 (Prilog 2). Zavisna promenljiva je binarna koja uzima vrednost jedan ako je zaposleno lice sa osnovnim poslom angažovano na jednom ili više dodatnih poslova koji su mu u referentnom mesecu doneli pozitivnu zaradu, i nulu ukoliko pojedinac nije bio angažovan na drugom plaćenom poslu. Primena testa LR je potvrdila da varijansa modela nije konstanta [$\chi^2(1)=43,98$, $p=0,000$], te je umesto probit modela na združenom uzorku opservacija primenjen probit model sa slučajnim efektima u ocenjivanju verovatnoće izbora drugog posla. Izbor promenljivih koje mogu da utiču na sklonost pojedinca da se opredeli za dodatni posao, ali ne i na zaradu koju dati pojedinac može da ostvari angažujući se na drugom poslu, urađen je prema teorijskom modelu ponude dodatnog rada i raspoloživom skupu podataka. Na primer, Reilly i Krstić (2003) koriste promenljive koje sadrže informacije o članovima domaćinstva, dok Foley (1997) obrazuje četiri promenljive koje uključuju informacije o kašnjenju zarada sa osnovnog posla, mogućnosti otkaza, zatim indeks koji meri blagostanje domaćinstva i primanja koja nisu ostvarena iz radog odnosa. Za potrebe analize izabran je skup kontrolnih promenljivih za koje se očekuje da pozitivno utiču na sklonost pojedinca da se opredeli za dodatni posao (sastav porodice, želja da se unapredi životni standard ili da se obezbede dodatni izvori dohotka za zadovoljenje osnovnih potreba, posedovanje poljoprivrednog zemljišta od strane članova domaćinstva¹⁰³ i kašnjenje zarada od osnovnog posla). Takođe, u model izbora dodatnog posla uključena je i

¹⁰³ Falaris (2004), na primer, koristi zemlju (vraćenu u procesu restitucije u Bugarskoj) kao validnu promenljivu identifikacije za koji se očekuje da povećava ukupna primanja domaćinstva koja ne vode poreklo iz radnog odnosa.

promenljiva koja odražava nivo primanja koja su ostvarena po drugim osnovama, a za koju se očekuje da smanjuje verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja. Rezultati testiranja značajnosti ovih promenljivih pokazuju da prisustvo dece do 14 godina starosti nema značajan uticaj na verovatnoću izbora drugog posla [$\chi^2(3)=2,88$, $p=0,411$]. Prisustvo dece i bračni status su osnovne kontrolne promenljive koje opisuju sastav porodice. Iz modela su isključene ostale promenljive koje ukazuju na sastav domaćinstva, a čine ih prisustvo članova starih 65 godina i više, promenljiva kojom se identifikuje bračni par sa decom, bračni par sa decom i drugim odraslim članovima i samohrani roditelj [$\chi^2(4)=4,27$, $p=0,371$]. S druge strane, četiri promenljive koje uključuju linearni i kvadratni član posedovanja poljoprivrednog zemljišta, veštačku promenljivu koja je indikator kašnjenja zarade od osnovnog posla i motiv izbora dodatnog posla identifikovane su kao validne i statistički značajne promenljive za identifikaciju u modelu izbora drugog posla [$\chi^2(4)=63,31$, $p=0,000$].

Rezultati ocenjivanja jednačina zarada od dodatnog zaposlenja dati su u tabeli 26. Zavisna promenljiva je realna zarada od dodatnog rada po času izražena u logaritmima (stopa zarada od dodatnog rada). Jednačina zarada je ocenjena primenom tri procedure ocenjivanja. Kovarijacionim metodom i metodom uopštenih najmanjih kvadrata ocenjeni su modeli zarada sa fiksnim i slučajnim efektima na izbalansiranom uzorku panel opservacija. Ocenjivanje ovih modela nije rezultovalo konzistentnim ocenama. Iako Hausman-ova (1978) procedura izbora modela panela sugerise primenu modela sa slučajnim efektima, ocene ovog modela dobijene na malom uzorku nisu precizne, dok se u modelu sa fiksnim efektima ne mogu oceniti promenljive koje izražavaju stabilne karakteristike pojedinaca. Takođe, testovi značajnosti individualnih i slučajnih efekata nisu potvrdili heterogenost panela. Stoga je jednačina zarada od dodatnog zaposlenja sa proširenim skupom relevantnih objašnjavajućih promenljivih ocenjena metodom OLS na združenom uzorku opservacija. Testovi dijagnostike ocenjenog regresionog modela zarada metodom OLS pokazuju da su reziduali homoskedastični (p -vrednost=0,471) i da nije narušena pretpostavka o normalnosti (p -vrednost=0,654). Da bi se poboljšala preciznost značajnosti ocena dobijenih metodom OLS i smanjio uticaj korelisanosti za koju se pretpostavlja da postoji unutar grupa, korišćene su panel korigovane standardne greške ocena.

Tabela 26: Ocene jednačine zarada od dodatnog posla

Promenljiva	OLS		FE model		RE model	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	-0,471	0,393	-6,895	8,126	-0,306	0,850
Starost ² ÷ 100	0,043	0,047	0,972	0,931	0,044	0,105
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	0,062	0,240	0,000	0,000	0,890**	0,443
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	0,002	0,007	0,058	0,127	-0,028*	0,015
Obrazovanje						
Bez škole	-0,944*	0,561	-0,418	0,916	0,004	0,351
ISCED 1-2	0,080	0,238	-0,864	0,939	-0,088	0,416
ISCED 3-4	0,037	0,187	-0,396	0,609	-0,352	0,317
ISCED 5-6 (ref.)						
Ekonomski sektor						
Poljoprivreda	-0,313	0,343				
Rudarstvo i energetika	-0,012	0,267				
Prerađivačka	-0,153	0,243				
Građevinarstvo	0,859**	0,394				
Poslovne usluge	0,173	0,250				
Javne usluge	0,341	0,274				
Ostalo (ref.)						
Vrsta ugovora						
Određeno (ref.)						
Neodređeno	0,291	0,259	0,618	0,800	-0,267	0,604
Vlasništvo						
Državno	-0,608**	0,265	-0,242	0,443	-0,771**	0,322
Privatno	-0,549*	0,297	0,764	0,650	-0,018	0,457
Ostalo (ref.)						
Veličina preduzeća						
do 9	-0,466*	0,285				
10-49	0,301	0,221				
50-249	0,149	0,173				
više od 250 (ref.)						
Nedostajući podatak	-0,057	0,198				
Region						
Beograd (ref.)						
Vojvodina	-0,616***	0,207				
Šumadija i Zapadna	-0,408*	0,213				
Južna i Istočna	-0,696***	0,226				
Tip naselja						
Ostalo (ref.)						
Grad	0,469***	0,145	0,000	0,000	0,542**	0,237
Ocenjena verovatnoća selekcije	0,005	0,099	-0,565	0,345	-0,130	0,156
D2003	0,048	0,130	-0,813	0,543	-0,330	0,210
Žene	-0,092	0,140	0,000	0,000	-0,014	0,211
Const	5,875***	0,936	15,490	19,903	5,760***	1,872
N*T	258		88		88	
R ²	0,264		0,226		0,308	
Test značajnosti modela – F(27,213); F(14,36) ; $\chi^2(14)$	4,06 [0,000]		0,83 [0,616]		95,85 [0,000]	
Test značajnosti individualnih efekata (H0: $\mu=0$) - F(43, 33)			1,21 [0,289]			
Test značajnosti slučajnih efekata (H0: $\rho=0$) - $\chi^2(1)$					0,29 [0,296]	
Hausman-ov test - $\chi^2(11)$					13,86 [0,241]	
White-ov / LM test heteroskedastičnosti – $\chi^2(257)$, $\chi^2(2)$, $\chi^2(2)$	258,0 [0,471]		0,409 [0,815]		0,866 [0,648]	
Test normalnosti - $\chi^2(2)$	0,85 [0,654]					

Izvor: Autor na bazi AZS 2002., 2003. godina.

Napomena: (*), (**), (***) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Standardne greške OLS ocena su korigovane brojem grupa u panel uzorku. Standardne greške ocena modela sa fiksnim i slučajnim efektima su robustne na prisustvo heteroskedastičnosti i serijske korelisanosti. Izračunate su prema Stock i Watson (2008). Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Ocene OLS modela zarada od dodatnog rada pokazuju da ove zarade ne formiraju posebnu vezu sa komponentama ljudskog kapitala (tabela 26). Naime, starost (kao aproksimacija ukupnog radnog iskustva) i radno iskustvo u istoj organizaciji nemaju značajan uticaj na kretanje zarada, dok su zarade koje mogu da ostvare nekvalifikovani radnici i zaposleni bez formalnog obrazovanja statistički značajno niže od potencijalnih primanja lica sa višim i visokim obrazovanjem. Ostale determinante zarada od dodatnog zaposlenja uključuju sektor vlasništva koji pokazuje da su potencijalne zarade u privatnom i javnom sektoru niže u odnosu na mešoviti ili zadružni sektor vlasništva, što može da se objasni time da su lica koja rade u preduzećima sa nejasnom vlasničkom strukturom aktivnija u traženju dodatnog zaposlenja, jer su njihove perspektive na osnovnom poslu manje izvesne. Ovakav zaključak može da se potkrepi i manjim zaradama od dodatnog rada koje ostvaruju zaposleni u malim firmama koje broje do devet zaposlenih za koje se pretpostavlja da su u privatnom vlasništvu. Žene se ređe opredeljuju za izbor dodatnog zaposlenja od muškaraca, ali su i njihove potencijalne zarade niže, s tim da ocena uz promenljivu koja je indikator da je primalac zarade od dodatnog zaposlenja žena nije statistički značajna.

Efekat selekcije, izračunat u formi inverznog Mills-ovog količnika, i pored signifikantnosti promenljivih identifikacije uključenih u probit model sa slučajnim efektima (tabela P7.21), nema statistički značajan uticaj u jednačini zarada od dodatnog rada. Drugim rečima, ocenjena verovatnoća da se pojedinac, pored osnovnog, opredeli i za dodatni posao ima očekivano pozitivan, ali ne i statistički značajan uticaj na zarade od dodatnog zaposlenja. To dalje znači da ne može da se potvrdi hipoteza da poduzorak pojedinaca uključenih u dodatni posao nije slučajan. Međutim, poduzorak pojedinaca koji imaju dodatni posao je u velikoj meri određen izjašnjavanjem anketiranih lica koja imaju osnovni posao o časovima rada i visini zarade koju ostvaruju dodatnim angažovanjem na drugom poslu.¹⁰⁴ Stoga je efekat selekcije uključen u jednačinu zarada od dodatnog rada.

¹⁰⁴ Dakle, isključivanje pojedinca iz uzorka zbog nedostajućeg podatka o zaradi ili časovima rada na dodatnom poslu u velikoj meri određuje strukturu poduzorka imalaca dodatnog zaposlenja. Problem osipanja uzorka usled nedostajućih podataka nije dodatno analiziran zbog kratke vremenske dimenzije panela (Verbeek i Nijman 1996).

7.5.3 Ocena modela ponude dodatnog rada

Ocene i marginalni efekti¹⁰⁵ modela ponude dodatnog rada koji su dobijeni primenom metoda ML na probit model sa slučajnim efektima dati su u tabeli 27. Probit model je ocenjen za ceo uzorak učesnika u sektoru zarada od dodatnog rada. Izbor probit modela sa slučajnim efektima u odnosu na probit model ocenjen na združenom uzorku podataka potvrdila je vrednost LR statistike testa [$\chi^2(1)=43,76$, $p=0,000$]. LM test ukazuje na prisustvo heteroskedastičnosti. Heteroskedastičnost ostaje prisutna u modelu i pored ocenjivanja nekoliko specifikacija probit modela. Matrica varijansi i kovarijansi ocenjenog probit modela sa slučajnim efektima je korigovana za prisustvo heteroskedastičnosti. Wald-ov test združene značajnosti ocena probit modela pokazuje da je uključivanjem novih promenljivih u model izbora dodatnog zaposlenja poboljšana ukupna značajnost funkcionalne veze [$\chi^2(24)=178,95$, $p=0,000$]. Vrednost pseudo R^2 statistike, kao dodatnog indikatora značajnosti probit modela, dobijena je iz odnosa razlike u logaritamskoj vrednosti funkcije verodostojnosti modela sa ograničenjem i modela bez ograničenja na parametre i logaritamske vrednosti funkcije verodostojnosti modela sa ograničenjem da su parametri jednaki nula. Starost ima pozitivan i statistički značajan uticaj na verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja kroz sve starosne grupe u odnosu na isključenu kategoriju lica starosti do 29 godina. Obrazovanje nema značajan efekat na verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja (iako ocene uz sve posmatrane nivoe obrazovanja smanjuju verovatnoću učešća u odnosu na isključenu kategoriju lica sa višim i visokim obrazovanjem, one nisu signifikantne). Ovaj rezultat je delimično konzistentan sa nalazima u dosadašnjoj literaturi (Foley 1997; Bedi 1998).¹⁰⁶ Struktura porodice, posmatrana kroz bračni status i prisustvo dece, nema statistički značajan uticaj na opredeljenje zaposlenog pojedinca da se dodatno angažuje na drugom poslu. Značajnost prisustva dece do 14 godina proveravana je testom združene značajnosti ocena [$\chi^2(3)=2,11$, $p=0,551$]. S druge strane, viši dohodak koji nije ostvaren iz radnog odnosa očekivano smanjuje sklonost pojedinca da se opredeli za dodatni posao, ali ocenjeni koeficijent ($\hat{\beta}=0,013$) nije statistički značajan. Preostale četiri kontrolne

¹⁰⁵ Marginalni efekti predstavljaju procentualnu promenu u objašnjavajućoj promenljivoj na verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja.

¹⁰⁶ Reilly i Krstić (2003) nisu uključili obrazovanje u skup objašnjavajućih promenljivih ocenjenog probit modela izbora dodatnog zaposlenja.

promenljive identifikacije probit modela sa slučajnim efektima statistički su značajne i imaju očekivani uticaj na verovatnoću izbora [$\chi^2(4)=96,59$, $p=0,000$]. Poljoprivredno zemljište u posedu domaćinstva ima pozitivan efekat (združeni efekat linearnog i kvadratnog člana je veći od 8%), kao i ekonomski motivi koji gotovo dva puta povećavaju verovatnoću izbora dodatnog posla, dok efekat kašnjenja zarada na osnovnom poslu povećava verovatnoću izbora za jednu četvrtinu.

Tabela 27: Ocene i marginalni efekti probit modela sa slučajnim efektima - model izbora dodatnog posla

Promenljiva	Oцена	Std. gr.	dF(./)dx
Starost			
Do 29 (ref.)			
30-39	0,615**	0,288	0,053
40-49	0,647**	0,285	0,051
50-59	0,553*	0,302	0,048
60-64	1,113*	0,640	0,181
Brak			
Nisu u braku (ref.)			
Bračna i vanbračna zajednica	-0,163	0,143	-0,011
Neradni dohodak pojedinca, u log	-0,013	0,012	-0,0009
Ocenjena zarada od dodatnog posla, u log	0,006	0,128	0,0004
Stvarna zarada od osnovnog posla, u log	-0,208***	0,076	-0,013
Stvarni časovi rada na osnovnom poslu, u log	-0,270**	0,118	-0,017
Deca 0-14			
Broj dece, 0-3 godine	-0,013	0,175	-0,001
Broj dece, 4-6 godina	0,231	0,170	0,015
Broj dece, 7-14 godina	0,066	0,078	0,004
Obrazovanje			
Bez škole	-0,105	0,409	-0,006
ISCED 1-2	-0,109	0,207	-0,007
ISCED 3-4	-0,009	0,133	-0,001
ISCED 5-6 (ref.)			
Region			
Beograd (ref.)			
Vojvodina	-0,033	0,213	-0,002
Šumadija i Zapadna	0,337	0,215	0,025
Južna i Istočna	0,193	0,249	0,014
Tip naselja			
Ostalo (ref.)			
Grad	-0,088	0,154	-0,006
Zemlja, u log	0,191**	0,093	0,012
Zemlja ² , u log	-0,032**	0,016	-0,002
Viši životni standard, preživljavanje	1,855***	0,214	0,421
Kašnjenje zarada	0,257*	0,135	0,022
D2003	0,079	0,093	0,005
Const	0,663	1,136	
N*T	2558		
Log L	-716,48		
Pseudo R ²	0,11		
Wald-ov test- $\chi^2(24)$	178,95 [0,000]		
LR test (H0: $\rho=0$) - $\chi^2(1)$	43,76 [0,000]		
LM test heteroskedastičnosti - $\chi^2(24)$	58,87 [0,000]		

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (*), (**), (***) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Za kontinuelne promenljive su izračunati marginalni efekti u srednjoj vrednosti, dok za veštačke promenljive marginalni efekat meri diskretnu promenu od 0 do 1. Standardne greške ocena su robustne na prisustvo heteroskedastičnosti. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Ocenjeni efekat ponuđene zarade na verovatnoću izbora drugog posla je pozitivan, međutim, vrednost koeficijenta je mala (0,006) i nije statistički značajna.¹⁰⁷ Ovakav rezultat nije neočekivan s obzirom na to da je model zarada ocenjen na malom uzorku lica koja su prijavila pozitivnu zaradu od dodatnog zaposlenja, tako da je ocena izračunata sa niskom preciznošću. S druge strane, stvarna zarada na osnovnom poslu smanjuje verovatnoću da se pojedinac opredeli za dodatni posao za 20,8%, dok ostvareni časovi rada na osnovnom poslu smanjuju verovatnoću za 27,0%. Ocenjujući uticaj determinanti na strani ponude rada na verovatnoću izbora dodatnog posla u SR Jugoslaviji, Reilly i Krstić (2003) su pokazali da ponuđena zarada povećava verovatnoću učešća u sektoru zarada od dodatnog zaposlenja za više od jedne četvrtine, dok stvarna zarada na osnovnom poslu i ostvareni časovi rada smanjuju verovatnoću za oko jednu petinu, što su rezultati slični ocenama koje su dobijene ocenjivanjem probit modela sa slučajnim efektima za period 2002-2003. godina. Foley (1997) je, s druge strane, ocenio da ponuđena zarada na drugom poslu povećava verovatnoću izbora dodatnog zaposlenja u Rusiji za 11,9 procentnih poena.

Analiza izloženih rezultata je potvrdila da je opredeljenje pojedinca za dodatni posao značajno motivisano ekonomskim faktorima, što je bila osnovna pretpostavka od koje se pošlo u analizi. Ovi rezultati su u najvećoj meri konzistentni sa nalazima u dosadašnjoj literaturi, međutim, posmatrani su u različitim vremenskim periodima.

¹⁰⁷ Verovatnoće tranzicije, tj. ulaza u i izlaza iz sektora zarada od dodatnog zaposlenja su pokazale da je oko 37,3% onih koji su imali dodatni posao u 2002. godini, imalo isti ili drugi dodatni posao i u narednoj godini.

8. ZAKLJUČAK

Doktorska disertacija se bavi analizom rodni razlika u zaradama i izbora više od jednog posla zbog njihovog značaja za ekonomsko blagostanje pojedinca, ali i praćenje napretka društva u celini. Brojne istraživačke studije se bave istraživanjem uzroka razlika u plaćenosti rada muškaraca i žena i pored činjenice da se povećava aktivnost žena na tržištu rada, kao i da se posmatrane karakteristike žena stalno unapređuju i time direktno utiču na rast produktivnosti ženske radne snage. Rezultati ovih studija pokazuju da najveći deo jaza nastaje usled razlika koje ne mogu da se objasne determinantama kretanja zarada i delimično je posledica postojanja diskriminacije u nagrađivanju rada žena. Iako se obim i struktura rodnog jaza u zaradama razlikuju kroz zemlje, ipak se mogu učiniti određene generalizacije kada se donose zaključci o kretanju ukupnog rodnog jaza. Krajem 1970-ih godina, u razvijenim ekonomijama je došlo do približavanja u trendovima realnih zarada muškaraca i žena zahvaljujući tome što se relativna pozicija žena u odnosu na distribuciju zarada muškaraca poboljšala (Blau i Kahn 2003; Blau i Kahn 2007), dok su u socijalističkim zemljama centralne i istočne Evrope i bivšeg Sovjetskog Saveza te razlike bile mnogostruko manje (Brainerd 2000). Tokom procesa tranzicije, u većini bivših socijalističkih zemalja dolazi do osetnije divergencije u kretanju zarada, tako da je u pojedinim zemljama rodni jaz u zaradama prevazilazio tradicionalno velike razlike u zaradama koje su postojale u nekim razvijenim zemljama (Orazem i Vodopivec 1995; Ogloblin 1999; Brainerd 2000; Newell i Reilly 2001; Jolliffe 2002 i dr.). U drugoj polovini 1990-ih godina, približavanje u trendovima zarada muškaraca i žena se blago usporava u razvijenim zemljama, kao i u većini tranzicionih zemalja. Orijentacija ka tržišnoj ekonomiji i ulazak u EU stvorili su uslove za smanjenje rodnog jaza u zaradama u post-tranzicionim zemljama tokom 2000-ih godina, jer se polazi od pretpostavke da tržište penalizuje one poslodavce koji nagrađuju neekonomske karakteristike zaposlenih, kao i da strogi propisi EU zahtevaju da žene i muškarci imaju jednak tretman na tržištu rada. Istovremeno, na tržištima rada tranzicionih zemalja postaje značajna i praksa izbora drugog posla koja je u velikoj meri prisutna kako u razvijenim tako i u zemljama u razvoju (Shishko i Rostker 1976; Paxson i Sicherman 1996). Ova praksa se povezuje sa činjenicom da se zaposleni u formalnom sektoru mogu dodatno angažovati na

formalnim ili neformalnim poslovima da bi obezbedili očekivani nivo dohotka, povećali sopstvenu zaposlenost kada je ona ispod željenog nivoa zaposlenosti merene časovima rada na osnovnom poslu, usled očekivanog gubitka zaposlenja, ili jednostavno predstavlja strategiju preživljavanja u uslovima niskih i neredovnih zarada (Foley 1997; Bedi 1998). U ovoj doktorskoj disertaciji, obe navedene prakse su analizirane na tržištu rada Srbije.

8.1 Teorijske i praktične implikacije

U doktorskoj disertaciji je analizirano kretanje rodni razlika u zaradama u srednjoj vrednosti i duž raspodele zarada, primenom nekoliko metodološki bliskih pristupa na uporednim i panel podacima AŽS koji su u Srbiji raspoloživi za 2002., 2003. i 2007. godinu. *Prva hipoteza se odnosi na ispitivanje prisustva rodnog jaza u srednjoj vrednosti zarada zaposlenih.* Ispitivanje značajnosti razlika u zaradama je izvršeno na standardan način primenom Blinder (1973) i Oaxaca (1973) dvočlane i tročlane dekompozicije ukupnih razlika u zaradama koje su dobijene ocenjivanjem proširene Mincer-ove (1974) funkcije zarada metodom ML i korigovane su za efekat izbora žena da rade u sektoru zarada (Heckman 1976, 1979). Ukupan rodni jaz u zaradama po času bio je najviši u 2002. godini i iznosio je 0,104 (10,96%), a zatim se postepeno smanjivao i u 2007. godini opao na 0,058 (5,97%). Ovaj trend pada ukupnog rodnog jaza rezultat je smanjenja komponente neobjašnjenog dela jaza na 0,114 u 2007. godini, dok je doprinos razlike u posmatranim karakteristikama zaposlenih bio stabilan i svojom negativnom vrednošću (-0,056) uticao na potcenjenost ukupnog rodnog jaza. Rezultati u doktorskoj disertaciji su konzistentni sa nalazima u drugim radovima i upotpunjuju sliku o evoluciji rodnog jaza tokom dve dekade strukturnih reformi u Srbiji (videti, na primer, Krstić i Reilly 2000; FREN 2013). Rodne razlike u zaradama u Srbiji su relativno niske u odnosu na druge post-tranzicione zemlje i mogu da se uporede sa Slovenijom i Mađarskom (Orazem i Vodopivec 1995; Jolliffe i Campos 2005), a značajno su ispod razlika ocenjenih za Bugarsku, Poljsku ili Hrvatsku koje pokazuju da su zarade žena u proseku manje za jednu petinu u odnosu na zarade muškaraca (Jolliffe 2002; Adamchik i Bedi 2003; Nestić 2010). Obim i struktura rodnog jaza u zaradama u negativnoj su korelaciji sa ekonomskim blagostanjem i karijernim napredovanjem

zaposlenih žena, ali mogu da utiču i na njihovu odluku da se uključe u radnu snagu i da imaju šire implikacije na socijalnu politiku.

Pouzdanost statističkog zaključivanja na bazi ocena modela izbora podataka koje su dobijene metodom ML zasniva se na ispunjenosti pretpostavke o dvodimenzionalnoj normalnoj raspodeli slučajnih grešaka modela, a ovde se razmatra u kontekstu analize rodni razlika u zaradama. Stoga je, pored parametarskog Heckman-ovog (1976, 1979) modela izbora podataka, ocenjen i poluparametarski model primenom dvostepene procedure Newey-a (2009). Hausman-ovim (1978) testom specifikacije *testirana je hipoteza o jednakosti ocena dvaju modela izbora podataka, parametarskog koji podrazumeva da je ispunjena pretpostavka o normalnosti i poluparametarskog koji ne polazi od pretpostavke o normalnosti*, za muškarce i žene, kao i za svaku godinu posebno. Test sugerše da ne može da se odbaci nulta hipoteza o normalnosti, potvrđujući izbor parametarske specifikacije modela zarada. Ukoliko se uporede rezultati dekompozicije rodno jaza na bazi poluparametarskog i parametarskog modela zarada, zaključuje se da je rodni jaz potcenjen u poluparametarskoj specifikaciji. Razlike na bazi dveju specifikacija su manje u objašnjenom nego u neobjašnjenom delu jaza, i veoma su male kada se posmatra doprinos osnovnih komponenti ljudskog kapitala objašnjenom delu jaza, potvrđujući robustnost rezultata dekompozicije koji su dobijeni primenom parametarskog pristupa.

Empirijski rezultati u disertaciji pokazuju da je stopa prinosa na zarade zaposlenih u prvim godinama radnog angažovanja negativna, što nije neočekivan rezultat (videti, na primer, Cardoso 2000). Međutim, nalazi određenih studija pokazuju da se veći rodni jaz u zaradama, naročito u grupi zaposlenih sa niskim nivoom obrazovanja i kraćim radnim stažom u istoj organizaciji, može objasniti prisustvom statističke diskriminacije (de la Rica et al. 2008). Činjenica da muškarci i žene na početku svoje karijere nemaju jednak pristup daljem usavršavanju otvara mogućnost za diskriminaciju prema inferiornoj grupi zaposlenih, što obara njihove zarade i utiče na širenje jaza u zaradama. Ovaj vid diskriminacije obrnuto je srazmeran vremenu koje zaposlena žena provede u istoj organizaciji. U nastavku istraživanja *testirana je hipoteza o statističkoj diskriminaciji na tržištu rada Srbije*. Ocenjen je model realnih zarada sa fiksnim efektima, a pristrasnost

usled neslučajnog izbora žena da rade kontrolisana je uključivanjem ocenjenih verovatnoća selekcije u sektor zarada izvedenih iz ocena parametarskog probit modela. Ukoliko se posmatraju sve zaposlene žene, može da se zaključi da se zarade žena formiraju pod uticajem diskriminacije, ali taj zaključak ne može da se potvrdi ukoliko se posmatraju samo žene nižeg nivoa obrazovanja na uzorku panel podataka. Međutim, efekat interakcije radnog iskustva u istoj organizaciji i odsustva formalnog obrazovanja je pozitivan i statistički značajan u jednačini realnih zarada žena, što je potvrda testirane hipoteze o statističkoj diskriminaciji na tržištu rada Srbije. Ovaj zaključak ostavlja prostor za dalja ispitivanja značajnosti rodni razlika u zaradama na različitim delovima raspodele zarada i različitim skupovima podataka. U svrhu analize rodni razlika duž raspodele zarada, ocenjene su kvantilne regresije primenom klasičnog pristupa Koenker-a i Basett-a (1978) za uporedne podatke, kao i kvantilne regresije sa fiksnim efektima za panel podatke (Canay 2011). Canay-ev (2011) pristup omogućava da se izračuna ukupan rodni jaz na panel uzorku za 2002. i 2003. godinu (11,27%), ali ne i da se jaz razloži duž raspodele zarada. Stoga su kvantilne regresije ocenjene za svaku godinu posebno i primenjen metod dekompozicije koji su razvili Machado i Mata (2005). *Testiranje hipoteze u cilju ispitivanja značajnosti efekta klizavog poda među primaocima najnižih zarada i staklenog plafona na drugom ekstremu raspodele zarada ukazalo je na prisustvo prvog efekta.* Rezultati testiranja ukazuju da su rodne razlike u zaradama najizraženije među primaocima najnižih zarada. Međutim, dolazi do blagog kolebanja jaza na desnom kraku raspodele, tako da počinju da se naziru i efekti staklenog plafona koji sputavaju kretanje prosperitetnih zarada žena na više.

U disertaciji je ocenjena funkcija ponude dodatnog rada i identifikovane su determinante koje utiču na verovatnoću izbora više od jednog zaposlenja, prema teorijskom konceptu koji su razvili Shishko i Rostker (1976) i Paxson i Sicherman (1996). Empirijski model ponude dodatnog rada je ocenjen u formi probit modela sa slučajnim efektima na podacima panela za period 2002-2003. godina. Na bazi ovog modela *testirana je polazna hipoteza o uticaju ekonomski određenih faktora na sklonost pojedinca da se opredeli za dodatni posao.* Naime, rezultati ekonometrijske analize su pokazali da je efekat ponuđene zarade na verovatnoću izbora drugog posla očekivano pozitivan, ali ne i statistički značajan. S druge strane, uticaji ostvarenih zarada i časova

rada na osnovnom poslu su statistički signifikantni. U skladu sa polaznim pretpostavkama teorijskog modela, stvarna zarada na osnovnom poslu smanjuje verovatnoću da se pojedinac opredeli za dodatni posao za 20,8%, dok ostvareni časovi rada na osnovnom poslu smanjuju verovatnoću za 27,0%. Rezultati u doktorskoj disertaciji su konzistentni sa nalazima u drugim studijama koje su tokom rane faze ekonomske tranzicije pokazale da je opredeljenje za izbor drugog posla snažno motivisano ekonomskim faktorima (videti, na primer, Reilly i Krstić 2003).

Zaključci testiranja hipoteze o statističkoj diskriminaciji se manifestuju kroz implikacije na politike koje se donose na mikro i makro nivou. Prve su posledica odluka koje donose poslodavci, a tiču se izbalansiranog odnosa između troškova dodatnog usavršavanja koji se dele između poslodavca i zaposlenog. Druga grupa implikacija proizlazi iz prve i može da se dovede u vezu sa činjenicom da nacionalna ekonomija ne kreira dovoljno poslova, naročito za lica sa niskim kvalifikacijama, što utiče na odliv radnika sa niskim kvalifikacijama sa tržišta rada, tako da se kreiranje mera prenosi iz domena ekonomske na socijalnu politiku. Posledice su smanjenje aktivnosti ženske radne snage i širenje rodnog jaza, naročito na delu raspodele koja obuhvata primaoce niskih zarada. Inicijative koje u osnovi imaju socijalnu podršku porodici i ženama treba pažljivo ispratiti, s obzirom da mogu uticati na njihovu dugoročnu isključenost sa tržišta rada. S druge strane, ukoliko se posmatraju rodne razlike na delu raspodele koja obuhvata primaoce najviših zarada, uočava se da je prisustvo rodni razlika direktna posledica nedovoljne pažnje koja se posvećuje promociji i napredovanju žena u organizaciji, imajući u vidu činjenicu da su posmatrane karakteristike bolje kod žena i da objašnjeni deo razlike potcenjuje ukupan rodni jaz.

Rezultate istraživanja koji su izloženi u ovoj doktorskoj disertaciji, kao uostalom i rezultate drugih primenjenih istraživanja, treba interpretirati u okvirima ograničenja koja proizlaze iz nedostataka raspoloživog skupa podataka. U istraživanju su korišćeni podaci AŽS-a, kao reprezentativan izvor podataka prikupljenih za domaćinstva i njihove članove. Metodologija prikupljanja podataka na bazi ove ankete je bila prilagođena tranzicionom kursu ekonomije. Međutim, promene koje se dešavaju utiču i na tržište rada, tako da ispitivane pojave evoluiraju i zahtevaju stalno unapređenje

pristupa za njihovo praćenje. U tom smislu, treba istaći da i pored činjenice da su promenljive, koje su korišćene u analizi razlika u zaradama, merene na isti način, prve dve posmatrane godine ne sadrže sve relevantne podatke (na primer, nedostaju podaci o zanimanjima). U kontekstu analize panel uzorka na podacima 2002-2003. godina, odsustvo ove promenljive ne utiče značajno na rezultate, budući da sa datom vremenskom dimenzijom panela podaci ne bi pokazali značajne varijacije kroz vreme. Ograničenje vezano za broj opservacija u panelu dolazi do izražaja kada se analizira praksa izbora drugog posla. Mali uzorak i kratka vremenska dimenzija panela nisu omogućili da se analiza uradi po sektorima izbora drugog posla (formalni nasuprot neformalnom), kao i prema rodnoj strukturi zaposlenih (muškarci nasuprot žena).

S druge strane, problemi izazvani greškama u merenju ne mogu da se izbegnu kada se koriste mikro podaci, budući da su monetarne veličine određene na bazi samoprocene ispitanika. Takođe, uočeni su izazovi sa nedostajućim podacima i osipanjem uzorka, međutim, nisu posebno tretirani u modelima pošto je panel dvogodišnji. Sve ovo ukazuje i na potencijalne probleme sa primenom modela fiksnih efekata na kratkom panelu što indukuje malu varijaciju unutar jedinica posmatranja.

8.2 Doprinos rada i predlozi za buduća istraživanja

Doprinos doktorske disertacije jeste u celovitom pristupu analizi rodni razlika u zaradama i izboru dodatnog zaposlenja, kao praksama tržišta rada koje imaju implikacije na ekonomsko blagostanje pojedinca i razvoj društva u celini. Inovativnost u pristupu analizi ovih problema ogleda se u merenju rodni razlika u zaradama u srednjoj vrednosti i duž raspodele zarada muškaraca i žena, dok su rezultati izbora dodatnog zaposlenja predstavljeni u svetlu ekonomskih motiva koji utiču na sklonost pojedinca da se pored osnovnog opredeli i za dodatni posao. U disertaciji su prvi put korišćene poluparametarske metode i modeli izbora podataka u analizi rodni razlika u zaradama na podacima za Srbiju i proveravana robustnost rezultata analize rodni razlika dobijenih primenom parametarskih metoda. Analiza posmatranih praksi istovremeno je empirijski obrađivana na uporednim i panel podacima. Takođe, prvi put je analiza dinamike i identifikovanja faktora funkcije dodatnog rada na tržištu rada Srbije urađena primenom

modela binarnog izbora za podatke panela. Imajući u vidu ciljeve istraživanja, ova disertacija ima i svoje praktične implikacije doprinoseći razumevanju uzroka nastajanja rodnog jaza, sagledavanju njegovog obima i dinamike kroz vreme, kao i identifikovanju faktora koji utiču na sklonost pojedinca da se dodatno angažuje na tržištu rada.

Na bazi analize izložene u disertaciji identifikovano je nekoliko pravaca u kojima treba da se nastave buduća istraživanja. Primena modela fiksnih efekata je raširena u studiranju diskriminacione prakse u određivanju zarada zbog njihovog svojstva da se iz modela, metodima koji se koriste u ocenjivanju, eliminiše neobuhvaćena (individualna) heterogenost. S druge strane, primena parametarskih i poluparametarskih metoda u ocenjivanju modela izbora podataka, koji su uveliko prisutni u empirijskom modeliranju obe analizirane prakse, na šta ukazuju brojni radovi, svakako zahteva longitudinalnu perspektivu podataka sa značajnijom vremenskom dimenzijom. Svi uočeni izazovi sa primenom modela izbora podataka u panelima biće deo narednih istraživanja. Kako bi se dobila potpunija slika o razumevanju uzroka koji dovode do rodnog jaza u zaradama u Srbiji, deo narednih istraživanja treba usmeriti i ka organizacionim aspektima analize razlika u plaćenosti.

Raspolaganje mikro panelom, na bazi kojeg se status pojedinaca prati kroz dve uzastopne godine, ne omogućava da se bliže sagleda dinamika izbora drugog posla, u smislu tranzicije sa jednog na drugi posao ili ulaza u i izlaza iz dodatnog angažovanja. Takođe, raspoloživi skup determinanti izbora dodatnog zaposlenja omogućava samo da se rasvetli socijalna dimenzija izbora ove prakse ili ekonomska dimenzija vođena višim nivoom očekivanog dohotka. Naredna istraživanja treba da budu posvećena rasvetljavanju i ostalih motiva izbora drugog posla, kao što su promena karijere ili unapređenje veština.

LITERATURA

1. Adamchik, V.A., Bedi, A.S. 2003. "Gender Pay Differentials during the Transition in Poland." *Economics of Transition* 11 (4): 697–726.
2. Adamchik, V.A., Bedi, A.S. 2000. "Wage Differentials between the Public and the Private Sectors: Evidence from an Economy in Transition." *Labour Economics* 7 (2): 203–224.
3. Albrecht, J.W., van Vuuren, A., Vroman, S. 2009. "Counterfactual Distributions with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and an Application to the Netherlands." *Labour Economics* 16 (4): 383–396.
4. Aldrich, J.H., Nelson, F.D. 1984. *Linear Probability, Logit, and Probit Models*. Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences, No. 45. Beverly Hills, CA (USA): Sage Publications, Inc.
5. Amemiya, T. 1985. *Advanced Econometrics*. Cambridge (USA): Harvard University Press.
6. Amemiya, T. 1984. "Tobit Models: A Survey." *Journal of Econometrics* 24 (1-2): 3–61.
7. Amemiya, T. 1982. "Two Stage Least Absolute Deviations Estimators." *Econometrica* 50 (3): 689–711.
8. Andersen, E.B. 1970. "Asymptotic Properties of Conditional Maximum-likelihood Estimators." *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)* 32 (2): 283–301.
9. Andrews, D.W.K., Schafgans, M.M.A. 1998. "Semiparametric Estimation of Intercept of a Sample Selection Model." *Review of Economic Studies* 65 (3): 497–517.
10. Andini, C. 2010. "A Dynamic Mincer Equation with an Application to Portuguese Data." *Applied Economics* 42 (16): 2091–2098.
11. Angrist, J.A., Pischke, J-S. 2009. *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton (USA): Princeton University Press.
12. Angrist, J.A., Chernozhukov, V., Fernández-Val, I. 2006. "Quantile Regression under Misspecification, with an Application to the U.S. Wage Structure." *Econometrica* 74 (2): 539–563.
13. Arias, O., Hallock, K.F., Sosa-Esuder, W. 2001. "Individual Heterogeneity in the Returns to Schooling: Instrumental Variables Quantile Regression Using Twins Data." *Empirical Economics* 26 (1): 7–40.
14. Babović, M. 2010. *Rodne ekonomske nejednakosti u komparativnoj perspektivi: Evropska unija i Srbija*. Beograd: Sociološko udruženje Srbije i Crne Gore [i dr.].
15. Baltagi, B.H. 2013. *Econometric Analysis of Panel Data: Fifth Edition*. Chichester (UK): John Wiley and Sons.
16. Baltagi, B.H., Wu, P.X. 1999. "Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR(1) Disturbances." *Econometric Theory* 15 (6): 814–823.
17. Bargain, O., Melly, B. 2008. "Public Sector Pay Gap in France: New Evidence Using Panel Data." Bonn: IZA Discussion Paper 3427. <http://ftp.iza.org/dp3427.pdf>
18. Bassett, G.W., Tam, M-Y.S., Knight, K. 2002. "Quantile Models and Estimators for Data Analysis." *Metrika* 55 (1-2): 17–26.
19. Becker, G.S. 1982. "An Economic Theory of Discrimination," Ch. 6 u: W.E. Block i M.A. Walker (ur.), *Discrimination, Affirmative Action, and Equal Opportunity* (str. 129–146). Vancouver (Canada): The Fraiser Institute.

20. Becker, G.S. 1965. "A Theory of the Allocation of Time." *The Economic Journal* 75 (299): 493-517.
21. Becker, G.S. 1962. "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis." *The Journal of Political Economy* 70 (Supp.): 9-49.
22. Bedi, A.S. 1998. "Sector Choice, Multiple Job Holding and Wage Differentials: Evidence from Poland." *The Journal of Development Studies* 35 (1): 162-179.
23. Ben-Porath, Y. 1967. "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings." *The Journal of Political Economy* 75 (4, part 1): 352-365.
24. Bera, K.A., Jarque, M.C., Lee, L.-F. 1984. "Testing the Normality Assumption in Limited Dependent Variable Model." *International Economic Review* 25 (3): 563-578.
25. Berkson, J. 1944. "Application of the Logistic Function to Bio-Assay." *Journal of the American Statistical Association* 39 (227): 357- 365.
26. Berkson, J. 1980. "Minimum Chi-Square, Not Maximum Likelihood!" *The Annals of Statistics* 8 (3): 457-487.
27. Bhargava, A., Franzini, L., Narendranathan, W. 1982. "Serial Correlation and Fixed Effects Model." *Rewiev of Economic Studies* 49 (4): 533-549.
28. Bjeloglav, D., David, H., Krstić, G., Matković, G. 2007. *Anketa o životnom standardu 2002-2003*. Beograd: Strategic Marketing.
29. Blau, F., Kahn, L. 2007. "The Gender Pay Gap: Have Women Gone as Far as They Can?" *The Academy of Management* 21 (1): 7-23.
30. Blau, F., Kahn, L. 2006. "The U.S. Gender Pay Gap in the 1990s: Slowing Convergence." *Industrial and Labor Relations Review* 60 (1): 45-66.
31. Blau, F., Kahn, L. 2003. "Understanding International Differences in The Gender Pay Gap." *Journal of Labor Economics* 21 (1): 106-144.
32. Blau, F.D., Kahn, L.M. 2000. "Gender Differences in Pay." *Journal of Economic Perspectives* 14 (4): 75-99.
33. Blau, F.D., Kahn, L.M. 1996. "International Differences in Male Wage Inequality: Institutions versus Market Forces." *The Journal of Political Economy* 104 (4): 791-837.
34. Blinder, A.S. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates." *Journal of Human Resources* 8 (4): 436-455.
35. Blunch, N.-H., Sulla, V. 2014. "World Gone Wrong: The Financial Crisis, Labor Market Transitions and Earnings in Serbia." *Economic Change Restructuring* 47 (3): 187-226.
36. Borjas, J.G. 2008. *Labour Economics, Fourth Edition*. Boston (USA): McGraw Hill Higher Education/Irwin.
37. Brainerd, E. 2000. "Women in Transition: Changes in Gender Wage Differentials in Eastern Europe and the Former Soviet Union." *Industrial and Labor Relations Review* 54 (1): 138-162.
38. Breusch, T.S., Pagan, A.R. 1979. "A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation." *Review of Economic Studies* 47 (5): 1287-1294.
39. Buchinsky, M. 2001. "Quantile Regression with Sample Selection: Estimating Women's Return to Education in the U.S." *Empirical Economics* 26 (1): 87-113.
40. Buchinsky, M. 1998a. "Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guideline for Empirical Research." *Journal of Human Resources* 33 (1): 88-126.

41. Buchinsky, M. 1998b. "The Dynamic of Changes in the Female Wage Distribution in the USA: A Quantile Regression Approach." *Journal of Applied Econometrics* 13 (1): 1-30.
42. Buchinsky, M. 1994. "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression." *Econometrica* 62 (2): 405-458.
43. Butler, J.S., Moffitt, R. 1982. "A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor Multinomial Probit Model." *Econometrica* 50 (3): 761-764.
44. Cameron, A. C., Trivedi, K. P. 2005. *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
45. Canay, A.I. 2011. "A Simple Approach to Quantile Regression for Panel Data." *The Econometrics Journal* 14 (3): 368-386.
46. Cardoso, A.R. 2000. "Wage Differentials across Firms: An Application of Multilevel Modelling." *Journal of Applied Econometrics* 15 (4): 343-354.
47. Chamberlain, G. 1994. "Quantile Regression, Censoring and the Structure of Wages" u: C. Sims (ur.) *Advances in Econometrics: 6th World Congress*, Vol. 1, Econometric Society Monograph 23 (str. 171-209). Cambridge (UK): Cambridge University Press.
48. Chamberlain, G. 1984. "Panel Data" u: Z. Griliches i M.D. Intriligator (ur.), *Handbook of Econometrics*, Vol. 2 (str. 1247-1318). Amsterdam: North-Holland, Elsevier Sciences.
49. Chamberlain, G. 1980. "Analysis of Covariance with Qualitative Data." *Review of Economic Studies* 47 (1): 225-238.
50. Charlier, E., Melenberg, B., van Soest, A. 2001. "An Analysis of Housing Expenditure using Semiparametric Models and Panel Data." *Journal of Econometrics* 101 (1): 71-107.
51. Chay, K.Y., Powell, J.L. 2001. "Semiparametric Censored Regression Models." *Journal of Economic Perspectives* 15 (4): 29-42.
52. Chay, K.Y., Honoré B.E. 1998. "Estimation of Semiparametric Censored Regression Models: An Application to Changes in Black-White Earnings Inequality during the 1960s." *The Journal of Human Resources* 33 (1): 4-38.
53. Chernozhukov, V., Hansen, C. 2008. "Instrumental Variable Quantile Regression: A Robust Inference Approach." *Journal of Econometrics* 142 (1): 379-398.
54. Chesher, A., Irish, M. 1987. "Residual Analysis in the Grouped and Censored Normal Linear Model." *Journal of Econometrics* 34 (1-2): 33-61.
55. Christofides, L.N., Polycarpou, A., Vrachimis, K. 2013. "Gender Wage Gaps, 'Sticky Floors' and 'Glass Ceilings' in Europe." *Labour Economics* 21 (2): 86-102.
56. Chzhen, Y., Mumford, K. 2011. "Gender Gaps across the Earnings Distribution for Full-Time Employees in Britain: Allowing for Sample Selection." *Labour Economics* 18 (6): 837-844.
57. Collado, M.D. 1998. "Estimating Binary Choice Models from Cohort Data." *Investigaciones Económicas* 22 (2): 259-276.
58. Cotton, J. 1988. "On the Decomposition of Wage Differentials." *Review of Economics and Statistics* 70 (2): 236-243.
59. Craven, P., Wahba, G. 1979. "Smoothing Noisy Data with Spline Functions." *Numerische Mathematik* 31 (4): 377-403.
60. Dabčević, A., Dravinac, N., Franić, I., Sekulić, B., Šego, B. 1987. *Primjena matematike za ekonomiste, četvrto izdanje*. Zagreb: Informator.

61. Deaton, A. 2000. *The Analysis of Households Surveys*. Baltimore (USA): The John Hopkins University Press.
62. Deaton, A. 1985. "Panel Data from Time Series of Cross-Sections." *Journal of Econometrics* 30 (1-2): 109-126.
63. De la Rica, S. 2003. "Decomposing the Gender Wage Gap: The Effects of Firm, Occupation and Job Stratification." University of the Basque Country – Department of Foundations of Economic Analysis II, Discussion Paper 10. <https://addi.ehu.es/bitstream/10810/6796/1/wp2002-10.pdf>
64. De la Rica, S., Dolado, J.J., Llorens, V. 2008. "Ceilings or Floors? Gender Wage Gaps by Education in Spain." *Journal of Population Economics* 21 (3): 751-776.
65. De Luca, G., Perotti, V. 2011. "Estimation of Ordered Response Models with Sample Selection." *Stata Journal* 11 (2): 213–239.
66. Depalo, D., Giordano, R. 2011. "The Public-Private Pay Gap: A Robust Quantile Approach." *Giornale degli Economisti e Annali di Economia* 70 (Spec. Iss., 1): 25-64.
67. DiNardo, J., Fortin, N.M., Lemieux T. 1996. "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach." *Econometrica* 64 (5): 1001-1044.
68. Disney, R. 2007. "Public-Private Sector Wage Differentials around the World: Methods and Evidence." University of Nottingham – Institute for Fiscal Studies, Mimeo. <http://www.bristol.ac.uk/media-library/sites/cmpo/migrated/documents/disney.pdf>
69. Dragutinović-Mitrović, R. 2002. *Analiza panel serija*. Beograd: Zadužbina Andrejević.
70. Drukker, M.D. 2003. "Testing for Serial Correlation in Linear Panel-Data Models." *The Stata Journal* 3 (2): 168–177.
71. Durbin, J., Watson, G.S. 1950. "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression: I." *Biometrika* 37 (3-4): 409–428.
72. Dustman, C., van Soest, A. 1998. "Public and Private Sector Wages of Male Workers in Germany." *European Economic Journal* 42 (8): 1417-1441.
73. Dustman, C., van Soest, A. 1997. "Wage Structures in the Private and Public Sectors in West Germany." *Fiscal Studies* 18 (3): 225-247.
74. Efron, B., Tibshirani, R. J. 1993. *An Introduction to the Bootstrap*. New York: Champan and Hall.
75. European Commission. 2016. *Commission Staff Working Document: Serbia 2016 Report*. SWD (2016) 361 final of 9.11.2016. Brussels: EC.
76. Falaris, M.E. 2004. "Public and Private Sector Wages in Bulgaria." *Journal of Comparative Economics* 32 (1): 56–72.
77. Fields, J., Wolff, E.N. 1995. "Interindustry Wage Differentials and the Gender Wage Gap." *Industrial and Labor Relations Review* 49 (1): 105-120.
78. Foley, M. 1997. "Multiple Job Holding in Russia During Economic Transition." Yale University – Economic Growth Centre, Discussion Paper 781. http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp781.pdf
79. Fortin, N., Lemieux T. 1998. "Rank Regressions, Wage Distributions and the Gender Gap." *Journal of Human Resources* 33 (3): 611-643.
80. FREN, RRPP Western Balkans. 2013. *Gender Pay Gap in the Western Balkan Countries: Evidence from Serbia, Montenegro and Macedonia*. Belgrade: FREN.

81. van der Gaag, J., Vijverberg, W. 1988. "A Switching Regression Model for Wage Determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country." *Review of Economics and Statistics* 70 (2): 244-252.
82. Gallant, A.R., Nychka, W.D. 1987. "Semi-Nonparametric Maximum Likelihood Estimation." *Econometrica* 55 (2): 363-390.
83. García, J., Hernández, J.P., López-Nicolás, A. 2001. "How Wide is the Gap? An Investigation of Gender Wage Differences Using Quantile Regression." *Empirical Economics* 26 (1): 149-167.
84. Gardeazabal, J., Ugidos, A. 2004. "More on Identification in Detailed Wage Decompositions." *The Review of Economics and Statistics* 86 (4): 1034-1036.
85. Gonzáles, X., Miles, D. 2001. "Wage Inequality in a Developing Country: Decrease in Minimum Wage or Increase in Education Returns." *Empirical Economics* 26 (1): 135-148.
86. Gourieroux, C., Monfort, A. 1991. "Simulation Based Inference in Models with Heterogeneity." *Annales d'Economie et de Statistique* 20-21: 69-107.
87. Gourieroux, C., Monfort, A., Renault, E. Trognon, A. 1987. "Generalised Residuals." *Journal of Econometrics* 34 (1): 5-32.
88. Grajek, M. 2003. "Gender Pay Gap in Poland." *Economics of Planning* 36 (1): 23-44.
89. Greene, W.H. 2012. *Econometric Analysis, Seventh Edition*. Upper Saddle River, New Jersey (USA): Prentice Hall International, Inc.
90. Griffiths, W.E., Hill, R.C., Judge, G.G. 1993. *Learning and Practicing Econometrics*. New York (USA): John Wiley and Sons, Inc.
91. Gronau, R. 1974. "Wage Comparisons – a Selectivity Bias." *The Journal of Political Economy* 82 (6): 1119-1143.
92. Grund, C. 2005. "The Wage Policy of Firms – Comparative Evidence for the U.S. and Germany from Personnel Data." *The International Journal of Human Resource Management* 16 (1): 104-119.
93. Gyourko, J., Tracy, J. 1988. "An Analysis of Public and Private Sector Wages Allowing for Endogenous Choices of Both Government and Union Status." *Journal of Labor Economics* 6 (2): 229-253.
94. Hao, L., Naiman, Q.D. 2007. *Quantile Regression*. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, No. 07-149. Beverly Hills, CA (USA): Sage Publications, Inc.
95. Halvorsen, R., Palmquist, R. 1980. "The Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic Equations." *American Economic Review* 70 (3): 474-475.
96. Hausman, J., McFadden, D. 1984. "Specification Tests for the Multinomial Logit Model." *Econometrica* 52 (5): 1219-1240.
97. Hausman, J.A. 1978. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 46 (6): 1251-1271.
98. Heckman, J.J. 1990. "Varieties of Selection Bias." *The American Economic Review* 80 (2): 313-318.
99. Heckman, J.J. 1981. "The Incidental Parameters Problem and the Problem of Initial Conditions in Estimating a Discrete Time-Discrete Data Stochastic Process" u: C.F. Manski i D. McFadden (ur.), *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications* (str. 179-195). Cambridge, MA (USA): MIT Press.

100. Heckman, J.J. 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47 (1): 153-161.
101. Heckman, J.J. 1976. "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Data." *Annals of Economic and Social Measurement* 5 (4): 475-492.
102. Heckman, J.J. 1974. "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply." *Econometrica* 42 (4): 679-694.
103. Heckman, J.J., Lochner, L.J., Todd, P.E. 2006. "Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond," Ch. 7 u: E.A. Hanushek i F. Welch (ur.) *Handbook of the Economics of Education*, Vol. 1 (str. 307-458). Amsterdam (the Netherlands): Elsevier Science B.V.
104. Heckman, J.J., Willis, R. 1977. "A Beta-Logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women." *The Journal of Political Economy* 85 (1): 27-58.
105. Holly, A., Gardiol, L. 2000. "A Score Test for Individual Heteroscedasticity in a One-way Error Components Model," Ch. 10 u: J. Krishnakumar i E. Ronchetti (ur.) *Panel Data Econometrics: Future Directions* (199-211). Amsterdam (the Netherlands): North-Holland.
106. Honoré, B.E. 2002. "Nonlinear Models with Panel Data." *Portuguese Economic Journal* 1 (2): 163-179.
107. Honoré, B., Kyriazidou, E., Udry, C. 1997. "Estimation of Type 3 Tobit Models Using Symmetric Trimming and Pairwise Comparisons." *Journal of Econometrics* 76 (1-2): 107-128.
108. Honoré, B., Powell, J.L. 1994. "Pairwise Difference Estimators of Censored and Truncated Regression Models." *Journal of Econometrics* 64 (1-2): 241-278.
109. Horrace, C.W., Oaxaca, L.R. 2001. "Interindustry Wage Differentials and the Gender Wage Gap: An Identification Problem." *Industrial and Labor Relations Review* 54 (3): 611-618.
110. Horowitz, J.L. 1992. "A Smoothed Maximum Score Estimator for the Binary Response Model." *Econometrica* 60 (3): 505-531.
111. Horowitz, J.L., Härdle, W. 1994. "Testing a Parametric Model Against a Semiparametric Alternative." *Econometric Theory* 10 (5): 821-848.
112. Hsiao, C. 2003. *Analysis of Panel Data, Second Edition*. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
113. Huber, M., Melly, B. 2011. "Quantile Regression in the Presence of Sample Selection." University of St. Gallen, Discussion Paper 09.
114. Hundley, G. 2000. "Male/Female Differences in Self-Employment: The Effects of Marriage, Children and the Household Division of Labor." *Industrial and Labor Relations Review* 54 (1): 95-114.
115. Hunt, J. 2002. "The Transition in East Germany: When is a Ten Point Fall in the Gender Wage Gap Bad News?" *Journal of Labor Economics* 20 (1): 148-170.
116. Hurd, M. 1979. "Estimation in Truncated Samples when there is Heteroscedasticity." *Journal of Econometrics* 11 (2-3): 247-258.
117. Hyder, A., Reilly, B. 2005. "The Public and Private Sector Pay Gap in Pakistan: A Quantile Regression Analysis." *The Pakistan Development Review* 44 (3): 271-306.
118. Ichimura, H. 1993. "Semiparametric Least Squares (SLS) and Weighted SLS Estimation of Single-index Models." *Journal of Econometrics* 58 (1-2): 71-120.

119. Jann, B. 2008. "A Stata Implementation of the Blinder-Oaxaca Decomposition." *The Stata Journal* 8 (4): 453-479.
120. Johnson, G., Solon, G. 1986. "Estimates of the Direct Effects of Comparable Worth Policy." *The American Economic Review* 76 (5): 1117-1125.
121. Jolliffe, D. 2002. "The Gender Wage Gap in Bulgaria: A Semiparametric Estimation of Discrimination." *Journal of Comparative Economics* 30 (2): 276-295.
122. Jolliffe, D., Campos, F.N. 2005. "Does Market Liberalization Reduce Gender Discrimination? Econometric Evidence from Hungary, 1986-1998." *Labour Economics* 12 (1): 1-22.
123. Jones, F.L. 1983. "On Decomposing the Wage Gap: A Critical Comment on Blinder's Method." *Journal of Human Resources* 18 (1): 126-130.
124. Jones, F.L., Kelley, J. 1984. "Decomposing Differences Between Groups: A Cautionary Note on Measuring Discrimination." *Sociological Methods & Research* 12 (3): 323-343.
125. Jovičić, M. 1989. *Ekonometrijski metodi*. Beograd: Ekonomski fakultet.
126. Jovičić, M., Dragutinović Mitrović, R. 2011. *Ekonometrijski metodi i modeli*. Beograd: Ekonomski fakultet.
127. Juhn, C., Murphy, K.M., Pierce, B. 1993. "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill." *The Journal of Political Economy* 101 (3): 410-442.
128. Jurajda, Š. 2003. "Gender Wage Gap and Segregation in Enterprises in the Public Sector in the Late Transition Countries." *Journal of Comparative Economics* 31 (2): 199-222.
129. Jurajda, Š., Harmgart, H. 2007. "When Do Female Occupations Pay More?" *Journal of Comparative Economics* 35 (1): 170-187.
130. Kecmanović, M. 2012. "Men's Wage Inequality in Serbia's Transition." *Economic Systems* 36 (1): 65-86.
131. Klein, R.W., Spady R.H. 1993. "An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models." *Econometrica* 61 (2): 387-421.
132. Koenker, R. 2005. *Quantile Regressions*. Econometric Society Monograph 38. Cambridge (UK): Cambridge University Press.
133. Koenker, R. 2004. "Quantile Regression for Logitudinal Data." *Journal of Multivariate Analysis* 91 (Spec. Iss.): 74-89.
134. Koenker, R., Bassett, G. 1982. "Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles." *Econometrica* 50 (1): 43-61.
135. Koenker, R., Bassett, G. 1978. "Regression Quantiles." *Econometrica* 46 (1): 33-50.
136. Konings, J., Roodhooft, F. 1997. "How Elastic is the Demand for Labour in Belgian Enterprises? Results from Firm Level Panel Data 1986-1994." *De Economist* 145 (2): 229-241.
137. Knight, J.B., Sabot, R.H. 1981. "The Returns to Education: Increasing with Experience or Decreasing with Expansion?" *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 43 (1): 51-71.
138. Krstić, G., Reilly, B. 2000. "The Gender Pay Gap in the Federal Republic of Yugoslavia." *Ekonomika* 33 (3-4): 191-213.
139. Kyriazidou, E. 1997. "Estimation of a Panel Data Sample Selection Model." *Econometrica* 65 (6): 1335-1364.

140. Lamarche, C. 2008. "Private School Vouchers and Student Achievement: A Fixed Effects Quantile Regression Evaluation." *Labour Economics* 15 (4): 575-590.
141. Lambert, S.F. 1993. "Labour Market Experience in Female Wage Equations: Does the Experience Measure Matter?" *Applied Economics* 25 (11): 1439-1449.
142. Laroche, M., Mérette, M. 2000. "Measuring Human Capital in Canada." Government of Canada – Department of Finance, Working Paper 05. <http://www.fin.gc.ca/pub/pdfs/wp2000-05e.pdf>
143. Lee, M.J. 1999. "A Root-N Consistent Semiparametric Estimator for Related Effects Binary Response Panel Data." *Econometrica* 67 (2): 427-433.
144. Lee, L.F. 1983. "Generalized Econometric Models with Selectivity." *Econometrica* 51 (2): 507-512.
145. Lee, L.F. 1982. "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias." *Review of Economic Studies* 49 (3): 355-372.
146. Lee, L.F. 1978. "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables." *International Economic Review* 19 (2): 415-433.
147. Lemieux, T. 2006. "The 'Mincer Equation' Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings," Ch. 11 u: S. Grossbard (ur.) *Jacob Mincer: A Pioneer of Modern Labor Economics* (str. 127–145). New York, N.Y. (USA): Springer Science plus Business Media, Inc.
148. Levi, M.D. 1973. "Errors in the Variables Bias in the Presence of Correctly Measured Variables." *Econometrica* 41 (5): 985-986.
149. Lokshin, M., Jovanović, B. 2003. "Wage Differentials and State-Private Sector Employment Choice in Yugoslavia." *Economics of Transition* 11 (3): 463-491.
150. Machado, J.A.F., Mata J. 2005. "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distribution using Quantile Regression." *Journal of Applied Econometrics* 20 (4): 445-465.
151. Machado, J.A.F., Mata J. 2001. "Earning Functions in Portugal 1982-1994: Evidence from Quantile Regressions." *Empirical Economics* 26 (1): 115-134.
152. Maddala, G.S. 1987. "Limited Dependent Variable Models Using Panel Data." *The Journal of Human Resources* 22 (3): 307-338.
153. Maddala, G.S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economics*. New York: Cambridge University Press.
154. Madden, D. 2000. "Towards a Broader Explanation of Male-Female Wage Differences." *Applied Economics Letters* 7 (12): 765-770.
155. Martins, M.F.O. 2001. "Parametric and Semiparametric Estimation of Sample Selection Models: An Empirical Application to the Female Labour Force in Portugal." *Journal of Applied Econometrics* 16 (1): 23-39.
156. Manski, C. 1989. "Anatomy of Selection Problem." *Journal of Human Resources* 24 (3): 343-360.
157. Manski, C. 1987. "Semiparametric Analysis of Random Effects Linear Models from Binary Panel Data." *Econometrica* 55 (2): 357–62.
158. Mátyás, L., Sevestre P., (ur.). 1996. *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications. Second Revised Edition*. Dordrecht (the Netherlands): Kluwer Academic Publishers.
159. McFadden, D. 1974. "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour" u: P. Zarembka (ur.) *Frontiers of Econometric Analysis* (str. 105-142). New York (USA): Academic Press.

160. Melino, A. 1982. "Testing for Sample Selection Bias." *The Review of Economic Studies* 49 (1): 151-153.
161. Melly, B. 2006. "Estimation of Counterfactual Distributions using Quantile Regression." University of St. Gallen, Working Paper 22644. https://www.alexandria.unisg.ch/Publikationen/Person/M/Blaise_Melly/22644.
162. Melly, B. 2005a. "Decomposition of Differences in Distribution using Quantile Regression." *Labour Economics* 12 (4): 577-590.
163. Melly, B. 2005b. "Public-Private Sector Wage Differentials in Germany: Evidence from Quantile Regression." *Empirical Economics* 30 (2): 505-520.
164. Milanovic, B. 1999. "Explaining the Increase in Inequality During Transition." *Economics of Transition* 7 (2): 299-341.
165. Mills, J.P. 1926. "Table of the Ratio: Area to Bounding Ordinate, for Any Portion of Normal Curve." *Biometrika* 18 (3-4): 395-400.
166. Milošević, V. 1990. *Teorijska statistika, drugo izdanje*. Beograd: Naučna knjiga.
167. Miluka, J. 2013. "Not Just Education: The Gender Wage Gap in the Albanian Labor Markets Through Occupational Segregation, Work Experience, and Child Care" u: C. Ruggeri Laderchi i S. Savastano (ur.) *Poverty and Exclusion in the Western Balkans*, Economic Studies in Inequality, Social Exclusion and Well-Being, Vol. 8 (str. 155-176). Amsterdam (the Netherlands): Elsevier Science B.V.
168. Mincer, J. 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press for National Bureau of Economic Research.
169. Mincer, J. 1962a. "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply" u: *Aspects of Labor Economics*. Princeton, N.J. (USA): Princeton University Press for National Bureau of Economic Research.
170. Mincer, J. 1962b. "On-the-Job Training: Costs, Returns and Some Implications." *The Journal of Political Economy* 70 (5): S50-S79.
171. Mincer, J. 1958. "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution." *The Journal of Political Economy* 66 (4): 281-302.
172. Moffitt, R. 1999. "New Developments in Econometric Methods for Labor Market Analysis" u: O. Ashenfelter i R. Layard (ur.) *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Part 1 (str. 1367-1397). Amsterdam (the Netherlands): Elsevier Science B.V.
173. Moffitt, R., Fitzgerald, J., Gottschalk, P. 1999. "Sample Attrition in Panel Data: The Role of Selection on Observations." *Annales d'Economie et de Statistique* 55-56: 129-152.
174. Mroz, T.A. 1987. "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions." *Econometrica* 55 (4): 765-799.
175. München, D., Svejnar, J., Terrel, K. 2005. "Returns to Human Capital Under the Communist Wage Grid and During the Transition to a Market Economy." *The Review of Economics and Statistics* 87 (1): 100-123.
176. Nelson, F.D. 1981. "A Test for Misspecification in the Censored Normal Model." *Econometrica* 49 (5): 1317-1329.
177. Nesterova, D.V., Sabirianova, K.Z. 1999. "Investment in Human Capital under Economic Transformation in Russia." Economic Education and Research Consortium – Russia Economic Research Program, Working Paper 04. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.201.8976&rep=rep1&type=pdf>

178. Nestić, D. 2010. "The Gender Wage Gap in Croatia – Estimating the Impact of Differing Rewards by Means of Counterfactual Distributions." *Croatian Economic Survey* 12 (1): 83-119.
179. Neuman, S., Oaxaca, R.L. 2004. "Wage Decompositions with Selectivity-corrected Wage Equation: A Methodological Note." *Journal of Economic Inequality* 2 (1): 3-10.
180. Newell, A., Reilly, B. 2001. "The Gender Wage Gap in the Transition from Communism: Some Empirical Evidence." *Economic Systems* 25 (4): 287-304.
181. Newell, A., Reilly, B. 1996. "The Gender Wage Gap in Russia: Some Empirical Evidence." *Labor Economics* 3 (3): 337-356.
182. Newey, W.K. 2009. "Two-step Series Estimation of Sample Selection Models." *The Econometrics Journal* 12, Issue Supplement S1: S217-S229.
183. Newey, W.K. 1987. "Specification Tests for Distributional Assumptions in the Tobit Model." *Journal of Econometrics* 34 (1-2): 125-145.
184. Newey, W.K. 1985. "Maximum Likelihood Specification Testing and Conditional Moments Test." *Econometrica* 53 (5): 1047-1070.
185. Newey, W.K. 1984. "A Method of Moments Interpretation of Sequential Estimators." *Economics Letters* 14 (2-3): 201-206.
186. Newey, W.K., Powell, J.L., Walker, J.M. 1990. "Semiparametric Estimation of Selection Models: Some Empirical Results." *American Economic Review* 80 (2): 324-328.
187. Neyman, J., Scott, E.L. 1948. "Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations." *Econometrica* 16 (1): 1-32.
188. Nielsen, H.S. 1998. "Discrimination and Detailed Decomposition in a Logit Model." *Economics Letters* 61 (1): 115-120.
189. Nicodemo, C. 2009. "Gender Gap and Quantile Regression in European Families." Bonn: IZA Discussion Paper 3978. <http://ftp.iza.org/dp3978.pdf>
190. Nikolić, J. 2014. "The Effect of Large-Scale Privatization on Public Sector Pay Gap in a Transition Economy." *Economics of Transition* 22 (4): 759-781.
191. Nojković, A. 2007. "Modeli diskretne zavisne promenljive: pregled metodologije i primenjenih istraživanja." *Ekonomski anali* 52 (172): 55-92.
192. Nojković, A. 2005. "Problem neslučajnog izbora u ocenjivanju ponude ženske radne snage: slučaj SCG" u: J. Vuleta i M. Backović (ur.) Zbornik radova: *Symopsis 2005*, 27-30. septembar, 2005., Vrnjačka Banja (str. 140-143). Beograd: Ekonomski fakultet.
193. Oaxaca, R.L. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review* 14 (3): 693-709.
194. Oaxaca, R.L., Ransom, M.R. 1999. "Identification in Detailed Wage Decomposition." *Review of Economics and Statistics* 81 (1): 154-157.
195. Oaxaca, R.L., Ransom, M.R. 1998. "Calculation of Approximate Variances for Wage Decomposition Differentials." *Journal of Economic and Social Measurement* 24 (1): 55-61.
196. Oaxaca, R.L., Ransom, M.R. 1994. "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials." *Journal of Econometrics* 61 (1): 5-21.
197. Ogloblin, C.G. 1999. "The Gender Earnings Differential in the Russian Transition Economy." *Industrial and Labor Relations Review* 52 (4): 602-627.
198. Ognjenović, K. 2013. "A Semiparametric Approach to the Analysis of Young Women's Participation in the Labour Force in Serbia" u: L. Zadnik Strin et al.

- (ur.) Zbornik radova: *The 12th International Symposium on Operational Research in Slovenia – SOR'13*, 25–27. septembar, 2013., Dolenjske Toplice (str. 245-250). Ljubljana: Slovenian Society Informatika, Section for Operational Research.
199. Ognjenović, K. 2011. "Wage Differences between the Private and the Public Sector in Serbia: Some Evidence from Survey Data." Vienna: The wiiw Balkan Observatory Working Paper 091. <http://wiiw.ac.at/wage-differences-between-the-private-and-the-public-sector-in-serbia-some-evidence-from-survey-data-dlp-3202.pdf>
 200. O'Neill, J., Polachek, S. 1993 "Why the Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s." *Journal of Labor Economics* 11 (1): 205-228.
 201. Orazem, P.F., Vodopivec, M. 1997. "Value of Human Capital in Transition to Market: Evidence from Slovenia." *European Economic Review* 41 (3): 893-903.
 202. Orazem, P.F., Vodopivec, M. 1995. "Winners and Losers in Transition: Returns to Education, Experience, and Gender in Slovenia." *The World Bank Economic Review* 9 (2): 201-230.
 203. Pagan, A., Vella, F. 1989. "Diagnostic Tests for Models Based on Individual Data: A Survey." *Journal of Econometrics* 4, Issue Supplement S1: S29-S59. Special Issue on Topics in Applied Econometrics.
 204. Paternostro, S., Sahn, E.D. 1999. "Wage Determination and Gender Discrimination in a Transition Economy: The Case of Romania." Washington D.C.: The World Bank Policy Research Working Paper 2113. <http://elibrary.worldbank.org/doi/abs/10.1596/1813-9450-2113>
 205. Paxson, H.C., Sicherman, N. 1996. "The Dynamics of Dual Job Holding and Job Mobility." *Journal of Labor Economics* 14 (3): 357-393.
 206. Pedersen, P.J., Schmit-Sørensen, J.B., Smith, N., Westergård-Nielsen, N. 1990. "Wage Differentials between the Public and Private Sectors." *Journal of Public Economics* 41 (1): 125-145.
 207. Petrin, T., Humphries, J. (1980). "Women in the Self-managed Economy of Yugoslavia." *Economic Analysis and Workers' Management*, 14 (1), 69-91.
 208. Poterba, J.M., Rueben, K.S. 1994. "The Distribution of Public Sector Wage Premia: New Evidence using Quantile Regression Methods." NBER Working Paper 4734. <http://www.nber.org/papers/w4734.pdf>
 209. Powell, J.L. 2008. "Semiparametric Estimation" u: S.N. Durlauf i L.E. Blume (ur.) *The New Palgrave Dictionary of Economics, Second Edition*. The New Palgrave Dictionary of Economics Online, Palgrave Macmillan. http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2008_S000469 & <http://dx.doi.org/10.1057/9780230226203.1508>
 210. Powell, J.L. 2001. "Semiparametric Estimation of Censored Selection Models" u: C. Hsiao, K. Morimune i J.L. Powell (ur.) *Nonlinear Statistical Modeling* (str. 165-196). New York: Cambridge University Press.
 211. Powell, J.L. 1994. "Estimation of Semiparametric Models" u: R.F. Engle i D.L. McFadden (ur.) *Handbook of Econometrics*, Vol. 4 (str. 2443-2521). Amsterdam (the Netherlands): Elsevier Science B.V.
 212. Powell, J.L. 1986a. "Symmetrically Trimmed Least Squares Estimation for Tobit Models." *Econometrica* 54 (6): 1435-1460.
 213. Powell, J.L. 1986b. "Censored Regression Quantiles." *Journal of Econometrics* 32 (1): 143-155.
 214. Powell, J.L. 1984. "Least Absolute Deviations Estimation for the Censored Regressions Model." *Journal of Econometrics* 25 (3): 303-325.

215. Powell, J.L. 1983. "The Asymptotic Normality of Two-Stage Least Absolute Deviations Estimators." *Econometrica* 51 (5): 1569-1575.
216. Quandt, R. 1956. "A Probabilistic Theory of Consumer Behaviour." *The Quarterly Journal of Economic Behaviour* 70 (4): 507-536.
217. Reilly, B. 1999. "The Gender Pay Gap in Russia During Transition, 1992-1996." *Economics of Transition* 7 (1): 245-264.
218. Reilly, B., Krstić, G. 2003. "Employees and Second-Job Holding in the Federal Republic of Yugoslavia." *Economics of Transition* 11 (1): 93-122.
219. Republički zavod za statistiku/Strategic Marketing/Svetska banka. *Baze podataka: Anketa o životnom standardu za 2002., 2003. i 2007. godinu.* <http://www.worldbank.org/lsm>.
220. Ruud, P.A. 1984. "Tests of Specification in Econometrics." *Econometric Reviews* 3 (2): 221-242.
221. Semykina, A., Wooldridge, J.M. 2010. "Estimating Panel Data Models in the Presence of Endogeneity and Selection." *Journal of Econometrics* 157 (2): 375-380.
222. Shishko, R., Rostker, B. 1976. "The Economics of Multiple Job Holding." *American Economic Review* 66 (3): 298-308.
223. Smith, R.J., Blundell, R.W. 1986. "An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply." *Econometrica* 54 (3): 679-685.
224. Souabni, S. 2013. MMSEL: Stata module to simulate (counterfactual) distributions from quantile regressions (w/optional sample selection correction). <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s457441.html>
225. StataCorp, 2009. *Stata Multivariate Statistics Reference Manual, Release 11.* College Station, Texas (USA): StataCorp LP.
226. Stock, J.H., Watson, M.W. 2008. "Heteroskedasticity-Robust Standard Errors for Fixed Effects Panel Data Regression." *Econometrica* 76 (1): 155-174.
227. Suen, W. 1997. "Decomposing Wage Residuals: Unmeasured Skill of Statistical Artifact." *Journal of Labor Economics* 15 (3, Part 1): 555-566.
228. Swaffield, J. 2000. "Gender, Motivation, Experience and Wages." London School of Economics and Political Science – Centre for Economic Performance, Discussion Paper 457. http://eprints.lse.ac.uk/20188/1/Gender%2C_Motivation%2C_Experience_and_Wages.pdf
229. Tansel, A. 2005. "Public-Private Employment Choice, Wage Differentials and Gender in Turkey." *Economic Development and Cultural Change* 53 (2): 453-477.
230. Thornton, R.J., Innes, J.T. 1989. "Interpreting Semilogarithmic Regression Coefficients in Labor Research." *Journal of Labor Research* 10 (4): 443-447.
231. Tobin, J. 1958. "Estimation of Relationships for Limited Dependent Variables." *Econometrica* 26 (1): 24-36.
232. Vella, F. 1998. "Estimating Models with Sample Selection Bias: A Survey." *Journal of Human Resources* 33 (1): 127-169.
233. Vella, F. 1992. "Simple Tests for Sample Selection Bias in Censored and Discrete Choice Models." *Journal of Applied Econometrics* 7 (4): 413-421.
234. Vella, F., Verbeek, M. 1999. "Two-Steep Estimation of Panel Data Models with Censored Endogenous Variables and Selection Bias." *Journal of Econometrics* 90 (2): 239-263.

235. Verbeek, M. 2008. "Pseudo Panels and Repeated Cross-Sections" u: L. Mátyás i P. Sevestre (ur.) *The Econometrics of Panel Data: Fundamentals and Recent Developments in Theory and Practice* (str. 369-383). Heidelberg (Germany): Springer-Verlag.
236. Verbeek, M. 2002. *A Guide to Modern Econometrics*. Chichester (UK): John Wiley and Sons.
237. Verbeek, M., Nijman, T.E. 1996. "Incomplete Panels and Selection Bias" u: L. Mátyás i P. Sevestre (ur.) *The Econometrics of Panel Data: A Handbook of the Theory with Applications, Second Revised Edition* (str. 449-490). Dordrecht (the Netherlands): Kluwer Academic Publishers.
238. Verbeek, M., Nijman, T.E. 1992. "Testing for Selectivity Bias in Panel Data Models." *International Economic Review* 33 (3): 681-703.
239. Vodopivec, M. 1993. "Determination of Earnings in Yugoslav Firms: Can It Be Squared with Labor Management." *Economic Development and Cultural Change* 41 (3): 623-632.
240. Voinea, L., Mihaescu, F. 2012. "A Contribution to the Public-Private Wage Inequality Debate: The Iconic Case of Romania." *Economics of Transition* 20(2): 315-337.
241. Vujčić, B. (1991). "Some Supply-Side Determinants of Rising Female Employment in Croatia." *Economic Analysis and Workers' Management* 25 (3), 233-248.
242. Vukmirović, D., Smith Govoni R., (ur.). 2008. *Living Standards Measurement Study, Serbia 2002-2007*. Belgrade: Statistical Office of Serbia/World Bank/DfID.
243. Wachter, L.M., Gordon, R.A., Piore, J.M., Hall, E.R. 1974. "Primary and Secondary Labor Markets: A Critique of the Dual Approach." *Brookings Papers on Economic Activity* 1974 (3): 637-693.
244. White, H. 1980. "A Heteroscedastic-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity." *Econometrica* 48 (4): 817-838.
245. Wooldridge, J.M. 2006. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge (USA): MIT Press.
246. Wooldridge, J.M. 1995. "Selections Corrections for Panel Data Models Under Conditional Mean Independence Assumptions." *Journal of Econometrics* 68 (1): 115-132.
247. World Bank. 2006. *Serbia: Labor Market Assessment*. Washington D.C.: The World Bank, Report No. 36576-YU.
248. Yun, M-S. 2000. "Selection Bias and the Decomposition of Wage Differential." Rutgers University – Department of Economics, Discussion Paper 11. <http://snde.rutgers.edu/Rutgers/wp/1999-11.pdf>
- *** Council Directive 1975/117/EEC on the approximation of the laws of the Member States relating to the application of the principle of equal pay for men and women. *Official Journal of the European Communities* No. L 45/19.
- *** Directive 2006/54/EC on the implementation of the principle of equal opportunities and equal treatment of men and women in matters of employment and occupation (recast). *Official Journal of the European Union* No. L 204/23.
- *** Zakon o radu. *Službeni glasnik RS* br. 24/05, 61/05, 54/09, 32/13 i 75/14.
- *** Zakon o ravnopravnosti polova. *Službeni glasnik RS* br. 104/09.
- *** Zakon o zabrani diskriminacije. *Službeni glasnik RS* br. 22/09.

*** Nacionalna strategija za poboljšanje položaja žena i unapređivanje rodne ravnopravnosti. *Službeni glasnik RS* br. 15/09.

PRILOZI

Prilog 1: Prilog uz poglavlje 6

Tabela P6.1: Uporedni pregled literature o rodnim razlikama u zaradama za Srbiju i izabrane zemlje

Autor (godina)	Metod dekompozicije ¹	Ukupan jaz	Objašnjen	Neobjašnjen	Period	Podaci	Vrsta podataka	Zemlja	Korekcija za neslužajan izbor
Miluka (2013)	O	0,443***	0,008	-0,510***	2005	AŽS	Uporedni podaci	Albanija	Nekorigovan
FREN (2013)	BO	0,161*** 0,176*** 0,087* (javni) 0,237*** (privatni)	0,000 0,000 -0,031*** (javni) 0,064*** (privatni)	0,161*** 0,176*** 0,118*** (javni) 0,174*** (privatni)	2008-2011	ARS	Nezavisni uzorci uporednih podataka	Crna Gora	Nekorigovan Korigovan Nekorigovan Nekorigovan
FREN (2013)	BO	0,148*** 0,188*** 0,040* (javni) 0,177*** (privatni)	-0,040*** -0,040*** -0,074*** (javni) -0,008* (privatni)	0,188*** 0,227*** 0,114*** (javni) 0,185*** (privatni)	2008-2011	ARS	Nezavisni uzorci uporednih podataka	Makedonija	Nekorigovan Korigovan Nekorigovan Nekorigovan
FREN (2013)	BO	0,033*** -0,036*** 0,016* (javni) 0,094*** (privatni)	-0,077*** -0,077*** -0,058*** (javni) -0,017*** (privatni)	0,110*** 0,041*** 0,075*** (javni) 0,110*** (privatni)	2008-2011 (bez 2010)	ARS	Nezavisni uzorci uporednih podataka	Srbija	Nekorigovan Korigovan Nekorigovan Nekorigovan
Christofides et al. (2013)	OR	0,246*** 0,933***	-0,082*** -0,170***	0,328*** 1,103***	2007	EU-SILC	Uporedni podaci	EU-24 (bez Malte)	Nekorigovan Korigovan
Jolliffe i Campos (2005)	O	0,310*** 0,310*** 0,180*** 0,190***	0,090*** 0,090*** 0,090*** 0,090***	0,210*** 0,210*** 0,080*** 0,100***	1986 1986 1998 1998	Anketa o zaradama	Nezavisni uzorci uporednih podataka	Mađarska	Nekorigovan Korigovan Nekorigovan Korigovan

Adamchik i Bedi (2003)	BO	0,278*** 0,263***	0,117*** 0,137***	0,162*** 0,126***	1993 1997	ARS	Uporedni podaci	Poljska	Korigovan Korigovan
Jolliffe (2002) ²	O	0,220	0,030	0,190	1995	Integrisana anketa o domaćinstvima	Uporedni podaci	Bugarska	Korigovan
Voinea i Mihaescu (2012)	M	0,207*** (javni-privatni) 0,136*** (javni-privatni)	—	—	2004 2009	Anketa o budžetima domaćinstava	Uporedni podaci	Rumunija	Efekat selekcije nije statistički značajan
Chzhen i Mumford (2011)	MM	0,160***	—	—	2005	Britanski panel domaćinstava	Uporedni podaci	Velika Britanija	Korigovan
Nestić (2010)	MM	0,200*** 0,220***	—	—	1998 2008	ARS	Uporedni podaci	Hrvatska	Nekorigovan
de la Rica et al. (2008)	MM	0,197*** (niža škola) 0,226*** (niža škola) 0,170*** (niža škola) 0,070*** (visoka škola)	—	—	1999 1999 1994-2001 1994-2001	Evropski panel domaćinstava	Uporedni podaci Panel	Španija	Nekorigovan Korigovan Nekorigovane razlike u srednjoj vrednosti
Blau i Kahn (2006) ²	JMP	0,346 0,209	—	—	1979 1998	Panel studija o dinamici dohodaka	Uporedni podaci	SAD	Korigovan
Krstić i Reilly (2000) ²	JMP	0,101 0,148	-0,006 -0,013	0,107 0,161	1995 1998	ARS	Uporedni podaci	SR Jugoslavija	Nekorigovan
Reilly (1999) ²	JMP	0,251 0,244	0,033 -0,017	0,218 0,261	1992 1996	AŽS	Uporedni podaci	Rusija	Nekorigovan
Orazem i Vodopivec (1995) ²	JMP	0,130 0,100	—	—	1987 1991	Administrativni podaci	Uporedni podaci	Slovenija	Nekorigovan

Napomena: (***, **, *) statistički značajno na 1%, 5% i 10%, respektivno.

¹ BO - Blinder (1973) i Oaxaca (1973); JMP - Juhn et al. (1993); MM - Machado i Mata (2005); M - Melly (2005a); OR - Oaxaca i Ransom (1994).

² Standardne greške nisu raspoložive.

Izvor: Autor na bazi prikazanih radova.

Tabela P6.2: Uporedni pregled literature o izboru dodatnog zaposlenja za Srbiju i izabrane zemlje

Autor (godina)	Model ponude dodatnog rada	Metod	Stopa dodatnog zaposlenja, u %	Period	Podaci	Vrsta podataka	Zemlja	Korekcija za neslućajan izbor
Reilly i Krstić (2003)	Statičan	Probit, Tobit, Heckman-ov pristup	30,0	1998	Anketa o zaposlenima (samostalno istraživanje)	Uporedni podaci	SR Jugoslavija	Da
Bedi (1998)	Statičan	Probit modeli za izbor sektora i dodatnog posla, Heckman-ov pristup	10,0 (javni) 6,8 (privatni)	1996	ARS	Uporedni podaci	Poljska	Da
Foley (1997)	Statičan	Probit, Heckman-ov pristup	12,2 (muškarci) 8,0 (žene)	1996	AŽS	Uporedni podaci	Rusija	Da
Paxson i Sicherman (1996)	Dinamičan	Multinomialni logit	20,0 (muškarci) 12,0 (žene)	1976 - 1989	Panel studija o dinamici dohodaka	Panel	SAD	Ne

Izvor: Autor na bazi prikazanih radova.

Prilog 2: Prilog uz poglavlje 7

Tabela P7.1: Izbor uzorka

	Muškarci		Žene	
	N	% od lica radnog uzrasta	N	% od lica radnog uzrasta
Lica radnog uzrasta 15-64 godine				
2002	6560	100	6714	100
2003	2628	100	2675	100
2007	5825	100	5947	100
Svi zaposleni				
2002	4490	68	3384	50
2003	1651	63	1299	49
2007	3772	65	2768	47
Zaposleni radnici				
2002	3126	48	2307	34
2003	1131	43	876	33
2007	2650	45	2117	36
Podaci izbrisani zbog ne odgovora				
2002	596	9	490	7
2003	175	7	188	7
2007	512	9	457	8
Analitički uzorak zaposlenih				
2002	2530	39	1817	27
2003	956	36	688	26
2007	2138	37	1660	28
Nezaposleni				
2002	487	7	559	8
2003	249	9	261	10
2007	511	9	562	9
Neaktivni				
2002	1583	24	2771	41
2003	728	28	1115	42
2007	1542	26	2617	44

Izvor: Autor na bazi AŽS, 2002, 2003, 2007.

Tabela P7.2: Opis promjenljivih: modeli zarada i jednačina izbora

Promenljiva	Opis
Mesečna zarada - osnovni posao, u rsd	Prosečna mesečna zarada, u rsd
Mesečni časovi rada - osnovni posao	Broj časova rada ostvaren u referentnom mesecu
Realna zarada po času - osnovni posao, u rsd	Prosečna mesečna zarada po času deflacionirana potrošačkim cenama, u rsd
Realna zarada po času - osnovni posao, u log	Prosečna mesečna zarada po času deflacionirana potrošačkim cenama, u log
Mesečna zarada - dodatni posao, u rsd	Prosečna mesečna zarada, u rsd
Mesečni časovi rada - dodatni posao	Broj časova rada ostvaren u referentnom mesecu
Realna zarada po času - dodatni posao, u rsd	Prosečna mesečna zarada po času deflacionirana potrošačkim cenama, u rsd
Realna zarada po času - dodatni posao, u log	Prosečna mesečna zarada po času deflacionirana potrošačkim cenama, u log
Kašnjenje zarada od osnovnog posla	Veštačka, 1 ako zarada kasni, 0 inače
Obrazovanje	Veštačke promenljive za nivoe obrazovanja
Bez škole	Veštačka, 1 bez formalnog obrazovanja, 0 inače
ISCED 1-2	Veštačka, 1 nepotpuna osnovna, osnovna i 1-2 razreda stručne škole, 0 inače
ISCED 3-4	Veštačka, 1 srednja 3-god. i 4-god. škola, 0 inače
ISCED 5-6	Veštačka, 1 tercijarno obrazovanje, 0 inače
Starost ÷ 10	Godine starosti (podeljeno sa 10)
Starost ² ÷ 100	Godine starosti na kvadrat (podeljeno sa 100)
Starost	Veštačke promenljive za starosne interval
15-19	Veštačka, 1 od 15 do 19 god., 0 inače
20-29	Veštačka, 1 od 20 do 29 god., 0 inače
30-39	Veštačka, 1 od 30 do 39 god., 0 inače
40-49	Veštačka, 1 od 40 do 49 god., 0 inače
50-59	Veštačka, 1 od 50 do 59 god., 0 inače
60-64	Veštačka, 1 od 60 do 64 god., 0 inače
Iskustvo ÷ 10	Ukupno radno iskustvo u god. (podeljeno sa 10)
Iskustvo ² ÷ 100	Ukupno radno iskustvo u god. na kvadrat (podeljeno sa 100)
Iskustvo u istoj organizaciji ÷ 10	Ukupno radno iskustvo u istoj org. (podeljeno sa 10)
Iskustvo ² u istoj organizaciji ÷ 100	Ukupno radno iskustvo u istoj org. na kvadrat (podeljeno sa 100)
Iskustvo u istoj organizaciji	Ukupno radno iskustvo u istoj organizaciji
Do 5 godina	Veštačka, 1 do 5 god., 0 inače
6-15 godina	Veštačka, 1 od 6 do 15 god., 0 inače
16-25 godina	Veštačka, 1 od 16 do 25 god., 0 inače
26 i više	Veštačka, 1 26 god. i više, 0 inače
Vrsta ugovora	Veštačka promenljiva za vrstu ugovora o radu
Određeno	Veštačka, 1 određeno vreme, 0 inače
Neodređeno	Veštačka, 1 neodređeno vreme, 0 inače
Ekonomski sektor	Veštačke promenljive za ekonomski sektor
Poljoprivreda	Veštačka, 1 za poljoprivredu, šumarstvo, vodoprivredu i ribarstvo, 0 inače
Energetika	Veštačka, 1 za vađenje ruda i kamena i proizvodnju energije, 0 inače
Prerađivačka	Veštačka, 1 za prerađivačku industriju, 0 inače
Građevinarstvo	Veštačka, 1 za građevinarstvo, 0 inače
Poslovne usluge	Veštačka, 1 za trgovinu, ugostiteljstvo, saobraćaj, finansije i nekretnine, 0 inače
Javne usluge	Veštačka, 1 za javnu upravu, socijalno osiguranje, obrazovanje i zdravstvo, 0 inače

Ostalo	Veštačka, 1 za ostale delatnosti, 0 inače
Vlasništvo	Veštačke promenljive za oblik vlasništva
Privatno	Veštačka, 1 za privatno, 0 inače
Državno	Veštačka, 1 za javno i državno, 0 inače
Ostalo	Veštačka, 1 za ostale oblike vlasništva, 0 inače
Veličina preduzeća	Veštačke promenljive za veličinu preduzeća
do 9	Veštačka, 1 do 9 zaposlenih, 0 inače
10-49	Veštačka, 1 od 10 do 49 zaposlenih, 0 inače
50-249	Veštačka, 1 od 50 do 249 zaposlenih, 0 inače
više od 250	Veštačka, 1 preko 250 zaposlenih, 0 inače
Nedostajući podatak	Veštačka, 1 ako nedostaje podatak, 0 inače
Učesnik na tržištu rada	Veštačka, 1 ako je učesnik, 0 inače
Imalac dodatnog posla	Veštačka, 1 ako ima dodatni posao, 0 inače
Neradni dohodak pojedinca, u log	Neradni dohodak pojedinca deflacioniran potrošačkim cenama, u log
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	Ostali izvori dohotka domaćinstva deflacionirani potrošačkim cenama, u log
Zemlja, u log	Poljoprivredno zemljište, u ar
Zemlja ² , u log	Poljoprivredno zemljište na kvadrat, u ar
Brak	Veštačka promenljiva za bračni status
Nisu u braku	Veštačka, 1 ako nije u braku, 0 inače
Bračna i vanbračna zajednica	Veštačka, 1 ako ima partnera, 0 inače
Deca	Broj dece u domaćinstvu
Broj dece, 0-3 godine	Ukupan broj dece od 0-3 god.
Broj dece, 4-6 godina	Ukupan broj dece od 4-6 god.
Broj dece, 7-14 godina	Ukupan broj dece od 7-14 god.
Lice starije od 65 godina	Veštačka, 1 za člana starijeg od 65 godina, 0 inače
Par sa decom	Veštačka, 1 ako ima partnera i decu, 0 inače
Par sa decom i odraslim članovima	Veštačka, 1 ako ima partnera, decu i odraslog člana, 0 inače
Samohrani roditelj	Veštačka, 1 ako je samohrani roditelj, 0 inače
Tip naselja	Veštačka promenljiva za tip naselja
Grad	Veštačka, 1 ako je gradska sredina, 0 inače
Ostalo	Veštačka, 1 za ostala naselja, 0 inače
Region	Veštačka promenljiva za region
Vojvodina	Veštačka, 1 za Vojvodinu, 0 inače
Beograd	Veštačka, 1 za Beograd, 0 inače
Šumadija i Zapadna	Veštačka, 1 za Šumadiju i Zapadnu Srbiju, 0 inače
Južna i Istočna	Veštačka, 1 za Južnu i Istočnu Srbiju, 0 inače
Vremenski efekti	Veštačke promenljive za vreme
D2002	Veštačka, 1 za 2002. god., 0 inače
D2003	Veštačka, 1 za 2003. god., 0 inače
D2007	Veštačka, 1 za 2007. god., 0 inače
Žene - <i>f</i>	Veštačka, 1 za poduzorak žena, 0 inače

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Tabela P7.3: ML ocene modela izbora podataka za žene – jednačina izbora, 2002

Promenljiva	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	1,545***	0,239	1,553***	0,238	1,555***	0,239	1,554***	0,240
Starost ² ÷ 100	-0,147***	0,032	-0,148***	0,032	-0,148***	0,032	-0,148***	0,032
Bračni status								
Nisu u braku (ref.)								
Bračna i vanbračna								
Zajednica	-0,207*	0,104	-0,215*	0,103	-0,219**	0,103	-0,222**	0,103
Neradni dohodak								
pojedina,								
u log	-0,051***	0,008	-0,051***	0,008	-0,051***	0,008	-0,051***	0,008
Ostali izvori dohotka								
domaćinstva, u log	0,069***	0,035	0,069**	0,035	0,067**	0,035	0,066*	0,035
Deca 0-14								
Broj dece, 0-3 god.	-0,253**	0,103	-0,252**	0,103	-0,258**	0,103	-0,259**	0,103
Broj dece, 4-6 god.	-0,035	0,105	-0,037	0,104	-0,040	0,106	-0,034	0,107
Broj dece, 7-14 god.	-0,028	0,069	-0,029	0,068	-0,028	0,069	-0,026	0,070
Lice starije od 65 godina	0,220**	0,099	0,217**	0,098	0,223**	0,098	0,227**	0,099
Par sa decom	0,093	0,170	0,093	0,170	0,094	0,171	0,091	0,171
Par sa decom i odraslim								
Članovima	0,017	0,160	0,018	0,160	0,022	0,161	0,021	0,161
Samohrani roditelj	0,177	0,134	0,177	0,134	0,174	0,134	0,176	0,135
Obrazovanje								
Bez škole (ref.)								
ISCED 1-2	0,164	0,221	0,163	0,221	0,165	0,221	0,171	0,220
ISCED 3-4	0,430**	0,214	0,428**	0,214	0,433**	0,213	0,444**	0,213
ISCED 5-6	0,694***	0,225	0,690***	0,225	0,696***	0,225	0,712***	0,224
Region								
Beograd (ref.)								
Vojvodina	-0,024	0,093	-0,025	0,093	-0,020	0,093	-0,018	0,093
Šumadija i Zapadna	-0,262**	0,098	-0,265**	0,098	-0,253**	0,097	-0,245**	0,099
Južna i Istočna	-0,169*	0,098	-0,172*	0,098	-0,159*	0,097	-0,155	0,099
Tip naselja								
Ostalo (ref.)								
Grad	0,198***	0,072	0,199***	0,071	0,196***	0,072	0,176**	0,072
Const	-3,481***	0,543	-3,494***	0,543	-3,486***	0,544	-3,484***	0,545
N-necenzurisano/ N-cenzurisano	1851 / 559		1851 / 559		1851 / 559		1851 / 559	
Log L	-2850,03		-2849,23		-2812,77		-2807,09	
Wald-ov test $-\chi^2(k)$	220,79	[0,000]	223,32	[0,000]	355,05	[0,000]	363,77	[0,000]
ρ σ	-0,157	0,073	-0,169	0,070	-0,147	0,068	-0,124	0,072
LR test ($H_0: \rho=0$)	4,37	[0,036]	5,45	[0,019]	4,45	[0,035]	2,86	[0,091]
LM test normalnosti $-\chi^2(2)$							1,37	[0,505]

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena u modelima izbora podataka su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Tabela P7.4: ML ocene modela izbora podataka za žene – jednačina izbora, 2003

Promenljiva	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	1,844***	0,360	1,477***	0,361	1,470***	0,362	1,465***	0,363
Starost ² ÷ 100	-0,150***	0,046	-0,150***	0,046	-0,149***	0,046	-0,149***	0,047
Brak								
Nisu u braku (ref.)								
Bračna i vanbračna zajednica	-0,387**	0,157	-0,374**	0,159	-0,378**	0,160	-0,377**	0,160
Neradni dohodak pojedinca, u log	-0,062***	0,012	-0,062***	0,012	-0,062***	0,013	-0,063***	0,013
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	0,066	0,059	0,067	0,060	0,051	0,059	0,050	0,060
Deca 0-14								
Broj dece, 0-3 god.	-0,013	0,177	-0,016	0,178	-0,006	0,181	-0,009	0,182
Broj dece, 4-6 god.	0,340**	0,167	0,342**	0,167	0,342**	0,169	0,345**	0,170
Broj dece, 7-14 god.	0,236**	0,120	0,235**	0,122	0,250**	0,122	0,251**	0,123
Lice starije od 65 godina	0,178	0,154	0,178	0,154	0,188	0,155	0,188	0,156
Par sa decom	-0,776***	0,292	-0,775***	0,293	-0,797***	0,290	-0,798***	0,291
Par sa decom i odraslim članovima	0,622**	0,267	0,618**	0,268	0,621**	0,267	0,619**	0,268
Samohrani roditelj	0,088	0,222	0,087	0,222	0,062	0,224	0,062	0,225
Obrazovanje								
Bez škole (ref.)								
ISCED 1-2	0,351	0,268	0,350	0,268	0,345	0,269	0,347	0,270
ISCED 3-4	0,698***	0,261	0,697***	0,261	0,692***	0,262	0,695***	0,263
ISCED 5-6	0,923***	0,282	0,919***	0,282	0,920***	0,284	0,922***	0,284
Region								
Beograd (ref.)								
Vojvodina	0,061	0,156	0,065	0,157	0,078	0,160	0,085	0,161
Šumadija i Zapadna	-0,178	0,147	-0,176	0,148	-0,150	0,149	-0,144	0,150
Južna i Istočna	-0,326**	0,154	-0,326**	0,154	-0,291***	0,157	-0,283***	0,160
Tip naselja								
Ostalo (ref.)								
Grad	0,286***	0,103	0,289***	0,103	0,289***	0,104	0,284***	0,107
Const	-3,565***	0,851	-3,560***	0,858	-3,414***	0,853	-3,407***	0,862
N-necenzurisano/ N-cenzurisano	713 / 261		713 / 261		713 / 261		713 / 261	
Log L	-1137,65		-1135,34		-1122,69		-1121,90	
Wald-ov test- $\chi^2(k)$	98,86	[0,000]	106,60	[0,000]	139,24	[0,000]	143,70	[0,000]
ρ σ	-0,297	0,083	-0,288	0,085	-0,239	0,081	-0,227	0,087
LR test ($H_0: \rho=0$)	12,45	[0,000]	11,09	[0,001]	8,57	[0,003]	6,69	[0,009]
LM test normalnosti $-\chi^2(2)$							3,89	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2003.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena u modelima izbora podataka su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Tabela P7.5: ML ocene modela izbora podataka za žene – jednačina izbora, 2007

Promenljiva	Model [1]		Model [2]		Model [3]		Model [4]	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	1,472***	0,223	1,454***	0,224	1,455***	0,224	1,455***	0,224
Starost ² ÷ 100	-0,153***	0,029	-0,151***	0,029	-0,151***	0,029	-0,151***	0,029
Brak								
Nisu u braku (ref.)								
Bračna i vanbračna zajednica	-0,263***	0,103	-0,240***	0,102	-0,240**	0,102	-0,240**	0,102
Neradni dohodak pojedinca, u log	-0,031***	0,008	-0,031***	0,008	-0,031***	0,008	-0,031***	0,008
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	0,122***	0,038	0,122***	0,038	0,123***	0,038	0,123***	0,038
Deca 0-14								
Broj dece, 0-3 god.	-0,221**	0,108	-0,228**	0,108	-0,227**	0,108	-0,228**	0,108
Broj dece, 4-6 god.	0,007	0,108	0,006	0,104	0,006	0,104	0,007	0,104
Broj dece, 7-14 god.	-0,113*	0,067	-0,109	0,067	-0,108	0,067	-0,107	0,067
Lice starije od 65 godina	-0,127	0,092	-0,125	0,092	-0,123	0,092	-0,122	0,092
Par sa decom	-0,104	0,160	-0,110	0,160	-0,110	0,160	-0,112	0,160
Par sa decom i odraslim članovima	0,278*	0,151	0,278*	0,151	0,277*	0,152	0,278*	0,152
Samohrani roditelj	0,150	0,148	0,152	0,148	0,150	0,148	0,150	0,148
Obrazovanje								
Bez škole (ref.)								
ISCED 1-2	0,054	0,213	0,055	0,213	0,054	0,213	0,055	0,213
ISCED 3-4	0,343*	0,208	0,387*	0,208	0,386*	0,209	0,390*	0,209
ISCED 5-6	0,653***	0,218	0,660***	0,218	0,661***	0,219	0,668***	0,219
Region								
Beograd (ref.)								
Vojvodina	-0,324***	0,101	-0,319***	0,101	-0,317***	0,101	-0,316***	0,101
Šumadija i Zapadna	-0,375***	0,101	-0,369***	0,101	-0,365***	0,101	-0,361***	0,101
Južna i Istočna	-0,379***	0,100	-0,377***	0,100	-0,372***	0,100	0,371***	0,099
Tip naselja								
Ostalo (ref.)								
Grad	0,131*	0,070	0,128*	0,070	0,123*	0,070	0,111	0,071
Const	-3,414***	0,557	-3,397***	0,557	-3,410***	0,558	-3,409***	0,558
N-necenzurisano/ N-cenzurisano	1559 /562		1559 /562		1559 /562		1559 /562	
Log L	-2697,21		-2675,79		-2664,22		-2661,07	
Wald-ov test- $\chi^2(k)$	300,34	[0,000]	351,22	[0,000]	356,34	[0,000]	368,48	[0,000]
ρ σ	-0,185	0,031	-0,167	0,030	-0,159	0,029	-0,151	0,029
LR test ($H_0: \rho=0$)	33,69	[0,000]	30,23	[0,000]	28,35	[0,000]	26,37	[0,000]
LM test normalnosti $-\chi^2(2)$							18,46	[0,0001]

Izvor: Autor na bazi AŽS 2007.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena u modelima izbora podataka su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Tabela P7.6: Detaljna tročlana Blinder-Oaxaca dekompozicija razlika u zaradama sa pojedinačnim doprinosima promjenljivih

Razlika	2002		2003		2007	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Karakteristike	-0,057***	0,011	-0,063***	0,019	-0,056***	0,015
Obrazovanje	-0,030***	0,006	-0,018**	0,009	-0,039***	0,008
Bez škole	-0,001	0,001	0,000	0,002	0,000	0,000
ISCED 1-2	-0,006***	0,002	0,000	0,001	-0,007**	0,003
ISCED 3-4	-0,001	0,001	0,000	0,002	-0,002	0,002
ISCED 5-6	-0,022***	0,005	-0,018**	0,008	-0,030***	0,006
Starost	-0,002	0,004	0,000	0,005	-0,005	0,004
Do 19	0,000	0,000	0,000	0,001	-0,002	0,002
20-29	-0,002	0,002	0,000	0,002	0,000	0,001
30-39	0,000	0,001	0,001	0,003	0,000	0,000
40-49	0,000	0,003	-0,001	0,005	-0,005	0,003
50-59	0,002	0,003	-0,001	0,005	0,001	0,001
60-64	-0,002	0,002	0,001	0,002	0,001	0,002
Brak	0,009***	0,003	-0,005	0,003	0,000	0,000
Vlasništvo	-0,001	0,002	0,005	0,004	-0,010**	0,004
Zaposlenje	0,000	0,002	0,002	0,002	0,003	0,002
Ekonomski sektor	-0,022***	0,008	-0,046***	0,015	0,001	0,012
Poljoprivreda	-0,003**	0,002	-0,008**	0,004	-0,003*	0,002
Rudarstvo	0,002	0,001	0,002*	0,001	0,002*	0,001
Prerađivačka	-0,012*	0,003	-0,009**	0,004	-0,007*	0,001
Energetika	0,008***	0,002	0,004*	0,002	0,005**	0,002
Građevinarstvo	-0,007**	0,003	-0,011**	0,006	0,010*	0,006
Poslovne usluge	0,004**	0,002	0,009**	0,004	0,005*	0,003
Javne usluge	-0,013**	0,006	-0,033***	0,010	-0,011	0,008
Ostalo	-0,001	0,001	0,000	0,002	0,000	0,001
Naselje	-0,011***	0,004	-0,001	0,006	-0,006	0,004
Koeficijenti	0,157***	0,033	0,104**	0,050	0,121***	0,033
Obrazovanje	-0,043	0,038	0,123**	0,054	-0,044	0,039
Bez škole	0,003	0,003	-0,007*	0,004	0,004	0,003
ISCED 1-2	-0,005	0,010	0,019	0,012	-0,011	0,009
ISCED 3-4	-0,032	0,030	0,099**	0,045	-0,028	0,034
ISCED 5-6	-0,009	0,010	0,012	0,015	-0,009	0,012
Starost	0,124***	0,045	-0,145*	0,076	-0,064	0,049
Do 19	-0,002	0,001	0,003	0,002	0,004	0,003
20-29	0,028***	0,010	-0,014	0,016	-0,003	0,016
30-39	0,038**	0,017	-0,052**	0,024	-0,024	0,018
40-49	0,038**	0,017	-0,034	0,029	-0,011	0,018
50-59	0,028*	0,016	-0,041	0,027	-0,031*	0,017
60-64	-0,006**	0,003	-0,007	0,008	0,001	0,004
Brak	0,082**	0,039	-0,089	0,056	0,066	0,042
Vlasništvo	0,023	0,016	0,080**	0,033	-0,017	0,041
Zaposlenje	-0,179***	0,053	-0,050	0,071	-0,053	0,065
Ekonomski sektor	0,015	0,031	-0,015	0,032	0,008	0,025
Poljoprivreda	-0,009	0,007	-0,020	0,017	0,007	0,008
Rudarstvo	0,002	0,003	0,005	0,004	0,002	0,002
Prerađivačka	0,029**	0,014	0,016	0,019	0,008	0,018
Energetika	0,003	0,005	-0,003	0,006	-0,005	0,007
Građevinarstvo	-0,009	0,010	-0,009	0,011	-0,001	0,013
Poslovne usluge	0,008	0,013	-0,014	0,017	0,003	0,015
Javne usluge	0,001	0,007	0,012	0,009	-0,001	0,011
Ostalo	-0,010	0,010	-0,002	0,014	-0,005	0,005
Naselje	-0,010	0,026	-0,009	0,043	-0,005	0,028
Const	0,145	0,110	0,209	0,163	0,230**	0,115
Interakcija	0,003	0,015	0,019	0,025	-0,007	0,019
Obrazovanje	-0,002	0,004	-0,003	0,005	-0,001	0,006
Bez škole	-0,001	0,001	0,000	0,002	-0,001	0,001

ISCED 1-2	0,001	0,002	-0,001	0,002	0,002	0,002
ISCED 3-4	0,001	0,001	-0,006	0,005	0,002	0,003
ISCED 5-6	-0,003	0,004	0,003	0,004	-0,004	0,0006
Starost	0,008	0,006	0,001	0,010	-0,002	0,005
Do 19	0,000	0,001	-0,002	0,002	-0,002	0,002
20-29	0,002	0,002	0,000	0,001	0,000	0,002
30-39	0,001	0,002	-0,004	0,005	0,000	0,001
40-49	0,010**	0,005	-0,009	0,008	-0,003	0,004
50-59	-0,010*	0,006	0,010	0,008	0,003	0,002
60-64	0,005*	0,002	0,006	0,006	-0,001	0,002
Brak	-0,006*	0,003	0,004	0,004	0,000	0,001
Vlasništvo	0,001	0,001	-0,008	0,006	0,002	0,005
Zaposlenje	0,000	0,002	-0,001	0,002	-0,003	0,003
Ekonomski sektor	0,004	0,013	0,028	0,021	-0,002	0,019
Poljoprivreda	0,004	0,003	0,011	0,010	-0,002	0,002
Rudarstvo	-0,001	0,002	-0,003	0,003	-0,001	0,001
Prerađivačka	-0,008*	0,004	-0,004	0,005	-0,003	0,006
Energetika	-0,002	0,003	0,001	0,002	0,003	0,005
Građevinarstvo	0,007	0,008	0,008	0,010	0,001	0,012
Poslovne usluge	0,002	0,003	-0,004	0,005	0,001	0,004
Javne usluge	0,001	0,009	0,018	0,014	-0,001	0,011
Ostalo	0,001	0,001	0,001	0,003	0,000	0,001
Naselje	-0,002	0,006	-0,002	0,010	-0,001	0,006

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćena za standardnu grešku ocene. Standardne greške su izračunate kao u Jann-u (2008).

Tabela P7.7: Ocene poluparametarskog jednoindeksnog modela binarnog izbora

Promenljiva	2002				2003				2007			
	Muškarci		Žene		Muškarci		Žene		Muškarci		Žene	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	1		1		1		1		1		1	
Starost ² ÷ 100	-0,099***	0,004	-0,093***	0,007	-0,105***	0,005	-0,058	0,044	-0,113***	0,004	-0,092***	0,008
Bračni status												
Nisu u braku (ref.)												
Bračna i vanbračna zajednica	0,122*	0,064	-0,131**	0,064	0,128	0,108	-0,649	0,535	0,273***	0,095	-0,177*	0,102
Neradni dohodak pojedinca, u log	-0,030***	0,006	-0,032***	0,007	-0,027***	0,009	-0,101	0,064	-0,024***	0,006	-0,032***	0,011
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	0,059***	0,019	0,049**	0,023	0,075**	0,035	-0,044	0,085	0,104***	0,030	0,231***	0,059
Deca 0-14												
Broj dece, 0-3 godine	-0,002	0,067	-0,023	0,056	-0,234**	0,108	0,015	0,466	0,060	0,086	-0,060	0,105
Broj dece, 4-6 godina	-0,051	0,064	0,004	0,064	0,043	0,097	0,577	0,450	0,045	0,091	0,004	0,099
Broj dece, 7-14 godina	-0,053	0,046	-0,008	0,041	0,110	0,081	0,597	0,465	0,031	0,056	-0,105*	0,060
Roditelj stariji od 65 godina	0,070	0,052	0,190***	0,064	0,063	0,089	0,533	0,372	0,089	0,066	-0,039	0,104
Par sa decom	0,252*	0,138	0,076	0,109	0,029	0,152	-1,914	1,463	0,129	0,126	-0,204	0,197
Par sa decom i odraslim članovima	-0,051	0,119	-0,030	0,105	0,049	0,136	1,656	1,184	-0,207*	0,119	0,320	0,201
Samohrani roditelj	0,027	0,076	0,123	0,087	-0,069	0,158	0,235	0,235	0,083	0,095	0,210	0,171
Obrazovanje												
Bez škole (ref.)												
ISCED 1-2	0,053	0,115	0,138	0,126	0,298**	0,151	0,568	0,945	0,067	0,151	-0,059	0,209
ISCED 3-4	0,179	0,118	0,278**	0,130	0,363**	0,146	1,152	1,233	0,118	0,144	0,184	0,219
ISCED 5-6	0,277**	0,129	0,458***	0,156	0,566***	0,200	1,573	1,382	0,376**	0,159	0,469**	0,235
Region												
Beograd (ref.)												
Vojvodina	-0,216***	0,069	-0,035	0,059	-0,146	0,099	0,117	0,398	-0,066	0,074	-0,412***	0,153
Šumadija i Zapadna	-0,216***	0,064	-0,139**	0,063	-0,257**	0,103	-0,193	0,396	-0,099	0,076	-0,416***	0,151
Južna i Istočna	-0,214***	0,072	-0,069	0,061	-0,236**	0,102	-0,260	0,571	-0,174**	0,075	-0,454***	0,160
Tip naselja												
Ostalo (ref.)												
Grad	-0,038	0,037	0,101**	0,047	-0,010	0,060	0,302	0,254	-0,085*	0,051	0,174**	0,085

N	3488	2787	1334	1115	2892	2549
Log L	-1078,84	-1190,99	-515,68	-548,51	-1218,57	-1214,10
LR test- $\chi^2(1)$	3,487[0,322]	1,134[0,287]	5,979[0,05]	12,104[0,00]	0,432[0,51]	13,59[0,00]
Wald-ov test- $\chi^2(19)$	1382,26[0,00]	279,30 [0,00]	107,78[0,00]	1326,81[0,00]	196,29[0,00]	35,35[0,01]
Red polinoma (R)	5	3	4	3	3	3
AIK	2205,67	2425,99	1077,4	1140,8	2481,14	2472,21
BIK	2353,45	2556,51	1196,9	1251,2	2612,48	2600,77

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Napomena: (***), (**), (*) statistički značajno na nivou od 1%, 5% i 10%. *Std. gr.* je skraćenica za standardnu grešku ocene, a *ref.* za isključenu kategoriju. Standardne greške normalizovanih koeficijenata su izračunate kao u De Luca i Perotti (2011). Vrednost u uglatoj zagradi [*p*] označava *p*-vrednost statistike testa. R je oznaka za red Hermite-ovog polinoma na bazi kojeg je aproksimirana funkcija gustine greške modela, a biran je pomoću AIK i BIK informacionog kriterijuma.

Tabela P7.8: Ocene parametarskog probit modela binarnog izbora

Promenljiva	2002				2003				2007			
	Muškarci		Žene		Muškarci		Žene		Muškarci		Žene	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	1		1		1		1		1		1	
Starost ² ÷ 100	-0,101***	0,004	-0,095***	0,006	-0,105***	0,005	-0,021	0,097	-0,113***	0,003	-0,096***	0,006
Bračni status												
Nisu u braku (ref.)												
Bračna i vanbračna zajednica	0,111*	0,061	-0,134**	0,061	0,174	0,112	-0,680	0,638	0,264***	0,090	-0,171**	0,086
Neradni dohodak pojedinca, u log	-0,029***	0,005	-0,031***	0,006	-0,026***	0,008	-0,143	0,138	-0,023***	0,006	-0,031***	0,009
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	0,063***	0,018	0,049**	0,021	0,085**	0,033	-0,078	0,171	0,106***	0,029	0,115***	0,040
Deca 0-14												
Broj dece, 0-3 godine	-0,014	0,058	-0,019	0,055	-0,270**	0,122	0,141	0,505	0,062	0,086	-0,091	0,088
Broj dece, 4-6 godina	-0,063	0,062	0,008	0,061	0,060	0,105	0,793	0,875	0,046	0,088	0,031	0,087
Broj dece, 7-14 godina	-0,053	0,037	-0,007	0,040	0,079	0,082	0,709	0,792	0,030	0,054	-0,092*	0,054
Roditelj stariji od 65 godina	0,064	0,049	0,184***	0,063	0,082	0,084	0,761	0,815	0,083	0,064	-0,014	0,076
Par sa decom	0,267***	0,099	0,069	0,101	0,047	0,165	-1,770	1,856	0,121	0,120	-0,116	0,134
Par sa decom i odraslim članovima	-0,053	0,085	-0,023	0,098	0,039	0,146	1,462	1,543	-0,199*	0,114	0,246*	0,135
Samohrani roditelj	0,012	0,073	0,115	0,085	0,018	0,139	0,568	0,815	0,083	0,095	0,128	0,125
Obrazovanje												
Bez škole (ref.)												
ISCED 1-2	0,066	0,097	0,128	0,122	0,320*	0,166	0,624	1,000	0,090	0,140	-0,086	0,156
ISCED 3-4	0,194***	0,098	0,267**	0,125	0,347**	0,160	1,415	1,626	0,138	0,137	0,109	0,160
ISCED 5-6	0,296***	0,110	0,435***	0,145	0,532***	0,197	2,002	2,171	0,390**	0,161	0,347*	0,187
Region												
Beograd (ref.)												
Vojvodina	-0,203***	0,058	-0,030	0,056	-0,127	0,099	0,434	0,565	-0,061	0,072	-0,244***	0,096
Šumadija i Zapadna	-0,215***	0,058	-0,130**	0,057	-0,257**	0,102	-0,207	0,453	-0,090	0,070	-0,227***	0,092
Južna i Istočna	-0,209***	0,058	-0,062	0,057	-0,263***	0,101	-0,269	0,494	-0,169**	0,073	-0,263***	0,098
Tip naselja												
Ostalo (ref.)												
Grad	-0,036	0,036	0,103**	0,045	0,001	0,060	0,844	0,833	-0,083*	0,051	0,097	0,064

N	3488	2787	1334	1115	2892	2549
Log L	-1080,58	-1191,56	-518,67	-554,46	-1218,79	-1214,10
	555,29	375,17	202,63	98,38	243,87	208,78
Wald-ov test- $\chi^2(19)$	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]	[0,00]
Pseudo R ²	0,23	0,15	0,19	0,09	0,10	0,09

Napomena: (***), (**), (*) statistički značajno na nivou od 1%, 5% i 10%. *Std. gr.* je skraćenica za standardnu grešku ocene, a *ref.* za isključenu kategoriju. Standardne greške normalizovanih koeficijenata su izračunate kao u De Luca i Perotti (2011). Vrednost u uglatoj zagradi [*p*] označava *p*-vrednost statistike testa.

Tabela P7.9: Ocene jednačine zarada poluparametarskim dvostepenim metodom

Promenljiva	2002				2003				2007			
	Muškarci		Žene		Muškarci		Žene		Muškarci		Žene	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Obrazovanje												
Bez škole (ref.)												
ISCED 1-2	-0,046	0,089	0,168	0,122	0,112	0,153	-0,307	0,189	-0,149	0,106	-0,199	0,135
ISCED 3-4	0,102	0,084	0,340***	0,114	0,219	0,147	-0,253	0,203	0,114	0,105	0,027	0,134
ISCED 5-6	0,433***	0,088	0,643***	0,117	0,599***	0,155	0,211	0,213	0,521***	0,119	0,435***	0,137
Starost												
Do 19 (ref.)												
20-29	0,137	0,089	0,087	0,137	-0,945***	0,191	-0,582**	0,241	0,255**	0,115	-0,282**	0,134
30-39	0,021	0,091	0,021	0,133	-1,004***	0,178	-0,489**	0,222	0,229**	0,116	-0,258**	0,131
40-49	-0,024	0,093	-0,058	0,130	-0,874***	0,177	-0,444**	0,211	0,325*	0,117	-0,222**	0,128
50-59	0,001	0,092	-0,025	0,132	-0,933***	0,177	-0,481**	0,207	0,293**	0,118	-0,161	0,129
60-64	-0,161	0,135	0,255	0,173	-0,865***	0,208	-0,377	0,332	0,373*	0,202	-0,320*	0,124
Bračni status												
Nisu u braku (ref.)												
Bračna i vanbračna zajednica	0,141***	0,038	0,049	0,034	-0,127**	0,056	-0,007	0,053	0,032	0,044	-0,084**	0,040
Vrsta ugovora												
Određeno (ref.)												
Neodređeno	-0,157***	0,043	0,052	0,045	-0,133**	0,066	-0,048	0,062	0,057	0,058	-0,021	0,057
Vlasništvo												
Državno (ref.)												
Privatno	0,139***	0,034	0,065	0,040	0,108**	0,050	-0,079	0,068	-0,104**	0,045	-0,138***	0,050
Ekonomski sektor												
Poljoprivreda (ref.)												
Rudarstvo	0,283**	0,128	0,093	0,237	0,321***	0,103	-0,169	0,299	0,355***	0,096	0,303***	0,113
Prerađivačka	-0,046	0,052	-0,248***	0,089	-0,029	0,073	-0,307*	0,184	0,164*	0,084	0,189*	0,010
Energetika	0,358***	0,073	0,194*	0,111	0,380***	0,113	0,242	0,226	0,416***	0,108	0,538***	0,210
Građevinarstvo	-0,015	0,073	0,006	0,169	-0,028	0,102	-0,119	0,214	0,347***	0,092	0,418***	0,153
Poslovne usluge	0,028	0,057	-0,109	0,092	0,009	0,078	-0,143	0,185	0,176**	0,083	0,209**	0,107
Javne usluge	0,182***	0,056	0,077	0,089	0,312***	0,082	0,003	0,185	0,329***	0,090	0,350***	0,109

Ostalo	0,055	0,061	0,021	0,099	0,132	0,083	-0,072	0,188	0,218**	0,111	0,317**	0,126
Tip naselja												
Ostalo (ref.)												
Grad	0,082***	0,028	0,095***	0,034	0,003	0,045	0,025	0,058	0,053	0,037	0,062**	0,037
Const	3,838	—	3,547	—	4,935	—	4,923	—	3,814	—	4,336	—
N	2553		1851		977		713		1936		1559	
F(k; N-k) test	38,87[0,00]		78,12[0,00]		100,80[0,00]		97,58[0,00]		82,50[0,00]		20,82[0,00]	
R ²	0,132		0,156		0,142		0,202		0,124		0,203	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. i 2007.

Napomena: (***), (**), (*) statistički značajno na nivou od 1%, 5% i 10%. *Std. gr.* je skraćena za standardnu grešku ocene, a *ref.* za isključenu kategoriju. Izračunate su robustne standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [*p*] označava *p*-vrednost statistike testa. Korekcija ocena jednačine zarada za muškarce i žene je izvršena dodavanjem člana izračunatog na bazi ocena jednoindeksnog modela iz tabele P7.7 koji korespondira inverznom Mills-ovom količniku u parametarskoj proceduri ocene modela izbora podataka. Jednačine muškaraca i žena za 2002. godinu uključuju prost i kvadratni član, za 2003. član na treći stepen i prost član, a jednačine za 2007. godinu članove na treći i četvrti stepen, respektivno. Validacija broja neparametarskih članova korekcije je izvršena metodom najmanjih kvadrata prema Newey (2009).

Tabela P7.10: Marginalni efekti probit modela i modela korigovanog za prisustvo heteroskedastičnosti – žene

Promenljiva	Probit				Probit sa korekcijom heteroskedastičnosti			
	Svi		Niži nivo obrazovanja ¹		Svi		Niži nivo obrazovanja ¹	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost								
Do 29	0,259***	0,018	0,585***	0,024	0,258***	0,019	0,584***	0,026
30-39	0,336***	0,026	0,663***	0,027	0,336***	0,027	0,663***	0,031
40-49	0,349***	0,032	0,662***	0,034	0,350***	0,034	0,662***	0,040
50-59	0,212***	0,023	0,477***	0,046	0,213***	0,025	0,479***	0,055
Preko 60 (ref.)								
Brak								
Nisu u braku (ref.)								
Bračna i vanbračna zajednica	-0,147***	0,023	-0,292***	0,053	-0,147***	0,022	-0,293***	0,050
Neradni dohodak pojedinca, u log	-0,004*	0,002	-0,007	0,004	-0,004*	0,002	-0,007	0,004
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	-0,024**	0,010	-0,037**	0,018	-0,021**	0,010	-0,040**	0,020
Deca 0-14								
Broj dece, 0-3 godine	-0,036	0,029	-0,012	0,061	-0,036	0,030	-0,017	0,057
Broj dece, 4-6 godina	-0,081**	0,028	-0,085	0,059	-0,076**	0,034	-0,083	0,058
Broj dece, 7-14 godina	-0,022	0,015	-0,064*	0,031	-0,022	0,015	-0,064*	0,035
Roditelj stariji od 65 godina	0,017	0,032	0,014	0,063	0,021	0,032	0,019	0,064
Par sa decom	-0,065	0,045	-0,087	0,076	-0,061	0,046	-0,084	0,083
Par sa decom i odraslim članovima	0,003	0,041	0,008	0,078	0,001	0,042	0,007	0,082
Samohrani roditelj	0,074	0,059	0,088	0,135	0,072	0,059	0,083	0,130
Obrazovanje								
Bez škole (ref.)								
ISCED 1-2	0,116***	0,024			0,115***	0,025		
ISCED 3-4	0,363***	0,033			0,361***	0,035		
ISCED 5-6	0,269***	0,015			0,268***	0,015		
Region								
Beograd (ref.)								
Vojvodina	-0,033	0,032	-0,057	0,064	-0,030	0,033	-0,057	0,066
Šumadija i Zapadna	-0,020	0,031	-0,040	0,063	-0,014	0,032	-0,039	0,066
Južna i Istočna	0,017	0,030	0,031	0,063	0,020	0,030	0,030	0,065
Tip naselja								

Ostalo (ref.)								
Grad	0,128***	0,022	0,240***	0,035	0,127***	0,022	0,241***	0,035
D2003	0,071***	0,018	0,121***	0,034	0,069***	0,019	0,120***	0,034
N	2468		1275					
Log L	-809,72		-608,79					
Pseudo R ²	0,43		0,31					
LM test normalnosti - $\chi^2(2)$	2,65 [0,266]		4,29 [0,117]					
LM test heteroskedastičnosti - $\chi^2(22)$	50,06 [0,000]		36,34 [0,009]		0,35 [0,555]		0,15 [0,697]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. *Std. gr.* je skraćenica za standardnu grešku ocene, a *ref.* za isključenu kategoriju. Za kontinuelne promenljive su izračunati marginalni efekti u srednjoj vrednosti, dok za veštačke promenljive marginalni efekat meri diskretnu promenu od 0 do 1. Vrednost u uglatoj zagradi [*p*] označava *p*-vrednost statistike testa.

¹ Niži nivo obrazovanja obuhvata lica bez završene osnovne škole, sa osnovnom školom, kao i lica sa 2- i 3-godišnjom srednjom školom.

Tabela P7.11: Marginalni efekti probit modela i modela korigovanog za prisustvo heteroskedastičnosti – svi

Promenljiva	Probit				Probit sa korekcijom heteroskedastičnosti			
	Svi		Niži nivo obrazovanja ¹		Svi		Niži nivo obrazovanja ¹	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost								
Do 29	0,096***	0,008	0,317***	0,016	0,096***	0,008	0,316***	0,017
30-39	0,129***	0,011	0,360***	0,018	0,129***	0,011	0,360***	0,019
40-49	0,136***	0,012	0,408***	0,022	0,136***	0,011	0,408***	0,024
50-59	0,098***	0,009	0,322***	0,020	0,098***	0,008	0,322***	0,022
Preko 60 (ref.)								
Brak								
Nisu u braku (ref.)								
Bračna i vanbračna zajednica	-0,072***	0,008	-0,185***	0,022	-0,072***	0,009	-0,185***	0,023
Neradni dohodak pojedinca, u log	-0,003***	0,001	-0,010***	0,002	-0,003***	0,001	-0,010***	0,002
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	-0,010**	0,004	-0,021**	0,010	-0,007**	0,005	-0,021**	0,010
Deca 0-14								
Broj dece, 0-3 godine	0,005	0,012	0,050	0,034	0,005	0,012	0,047	0,032
Broj dece, 4-6 godina	-0,020	0,011	-0,011	0,032	-0,018	0,014	-0,010	0,032
Broj dece, 7-14 godina	0,003	0,006	0,004	0,016	0,003	0,006	0,004	0,018
Roditelj stariji od 65 godina	0,006	0,012	0,019	0,032	0,006	0,012	0,022	0,031
Par sa decom	-0,017	0,017	-0,038	0,041	-0,016	0,017	-0,037	0,041
Par sa decom i odraslim članovima	-0,009	0,016	0,001*	0,041	-0,009	0,016	0,001	0,041
Samohrani roditelj	-0,019	0,042	-0,077	0,094	-0,020	0,039	-0,082	0,090
Obrazovanje								
Bez škole (ref.)								
ISCED 1-2	0,061***	0,008			0,061***	0,008		
ISCED 3-4	0,259***	0,022			0,258***	0,022		
ISCED 5-6	0,122***	0,008			0,121***	0,007		
Region								
Beograd (ref.)								
Vojvodina	-0,004	0,013	-0,021	0,036	-0,004	0,013	-0,021	0,037
Šumadija i Zapadna	0,007	0,012	0,010	0,034	0,008	0,012	0,010	0,036
Južna i Istočna	0,016	0,012	0,013	0,035	0,017	0,011	0,013	0,035
Tip naselja								

Ostalo (ref.)								
Grad	0,031***	0,009	0,107***	0,019	0,031***	0,009	0,108***	0,019
D2003	0,026***	0,007	0,066***	0,018	0,025***	0,007	0,065***	0,018
N	4772		2418					
Log L	-1195,52		-991,58					
Pseudo R ²	0,37		0,25					
LM test normalnosti - $\chi^2(2)$	2,23 [0,328]		3,21 [0,200]					
LM test heteroskedastičnosti - $\chi^2(22)$	67,82 [0,000]		70,88 [0,000]		0,57 [0,448]		0,35 [0,556]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Za kontinuelne promenljive su izračunati marginalni efekti u srednjoj vrednosti, dok za veštačke promenljive marginalni efekat meri diskretnu promenu od 0 do 1.

¹ Niži nivo obrazovanja obuhvata lica bez završene osnovne škole, sa osnovnom školom, kao i lica sa 2- i 3-godišnjom srednjom školom.

Tabela P7.12: Ocenjene jednačine zarada – zaposleni muškarci

Promenljiva	Svi zaposleni muškarci				Niži nivo obrazovanja ¹	
	FE model		Model prvih diferenci		FE model	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	0,056	0,091	0,056	0,180	0,485	0,420
Starost ² ÷ 100	0,004	0,043	0,004	0,048	-0,002	0,081
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	0,601	0,621	0,601	0,666	-0,139	1,033
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	-0,003	0,012	-0,003	0,013	-0,007	0,023
Ekonomski sektor						
Poljoprivreda	0,094	0,131	0,094	0,121	0,290	0,198
Rudarstvo i energetika	-0,044	0,107	-0,044	0,121	-0,111	0,209
Prerađivačka	-0,045	0,072	-0,045	0,075	0,105	0,115
Građevinarstvo	0,101	0,133	0,101	0,116	0,310**	0,153
Poslovne usluge	0,080	0,084	0,080	0,086	0,115	0,120
Javne usluge	0,001	0,141	0,001	0,117	0,135	0,134
Ostalo (ref.)						
Vrsta ugovora						
Određeno (ref.)						
Neodređeno	0,023	0,074	0,023	0,072	0,019	0,161
Vlasništvo						
Državno	0,157	0,098	0,157	0,104	0,198	0,127
Privatno	0,212*	0,114	0,212*	0,113	0,121	0,158
Ostalo (ref.)						
Veličina preduzeća						
do 9	0,015	0,090	0,015	0,100	-0,132	0,178
10-49	0,004	0,091	0,004	0,081	0,150	0,160
50-249	0,140**	0,065	0,140**	0,065	0,188*	0,107
više od 250 (ref.)						
Nedostajući podatak	0,072	0,051	0,072	0,060	0,070	0,093
Const	2,701***	0,540	_____		1,971	1,323
N*T	1518		1518		568	
N	759		759		284	
R ² - unutar grupa	0,029		0,029		0,048	
LM test heteroskedastičnosti - $\chi^2(2)$	7,849 [0,019]		2,401 [0,301]		4,130 [0,127]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Ocenjene standardne greške su robustne na prisustvo heteroskedastičnosti i serijske korelisanosti. Izračunate su prema Stock i Watson (2008). Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

¹ Niži nivo obrazovanja obuhvata lica bez završene osnovne škole, sa osnovnom školom, kao i lica sa 2- i 3-godišnjom srednjom školom.

Tabela P7.13: Ocenjene jednačine zarada – svi zaposleni muškarci i žene

Promenljiva	Svi zaposleni		Svi zaposleni – sa korekcijom pristrasnosti		Niži nivo obrazovanja ¹	
	FE model		FE model		FE model	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	0,056	0,092	0,088	0,093	0,485	0,422
Starost ² ÷ 100	0,004	0,043	-0,002	0,043	-0,002	0,082
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	0,601	0,622	0,671	0,622	-0,139	1,038
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	-0,003	0,012	-0,002	0,012	-0,007	0,023
Ekonomski sektor						
Poljoprivreda	0,094	0,131	0,089	0,131	0,290	0,199
Rudarstvo i energetika	-0,044	0,107	-0,045	0,106	-0,111	0,210
Prerađivačka	-0,045	0,072	-0,046	0,071	0,105	0,115
Građevinarstvo	0,101	0,133	0,100	0,132	0,310 **	0,154
Poslovne usluge	0,080	0,084	0,074	0,084	0,115	0,121
Javne usluge	0,001	0,142	-0,006	0,141	0,135	0,135
Ostalo (ref.)						
Vrsta ugovora						
Određeno (ref.)						
Neodređeno	0,023	0,074	0,029	0,074	0,019	0,162
Vlasništvo						
Državno	0,157	0,098	0,161*	0,098	0,198	0,128
Privatno	0,212*	0,114	0,214*	0,114	0,121	0,159
Ostalo (ref.)						
Veličina preduzeća						
do 9	0,015	0,090	0,021	0,091	-0,132	0,179
10-49	0,004	0,091	0,007	0,091	0,150	0,161
50-249	0,140**	0,065	0,140**	0,065	0,188***	0,108
više od 250 (ref.)						
Nedostajući podatak	0,072	0,051	0,078	0,052	0,070	0,093
Ocenjena verovatnoća selekcije			0,262	0,215		
Članovi interakcije sa promenljivom žene (<i>f</i>)						
(Starost ÷ 10)* <i>f</i>	0,457	0,310	0,428	0,309	-0,566	1,044
(Starost ² ÷ 100)* <i>f</i>	-0,100	0,075	-0,095	0,076	0,191	0,164
(Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10)* <i>f</i>	1,113	0,942	1,075	0,946	-1,794	1,792
(Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100)* <i>f</i>	0,014	0,023	0,013	0,023	0,042	0,040
(Verovatnoća selekcije)* <i>f</i>			-0,155	0,331		
Const	1,959 ***	0,452	1,803***	0,459	1,877	1,187
N*T	2558		2558		830	
N	1279		1279		415	
R ² - unutar grupa	0,053		0,0415		0,099	
LM test heteroskedastičnosti - $\chi^2(2)$	10,120 [0,006]		9,428 [0,009]		0,380 [0,827]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Ocenjene standardne greške su robustne na prisustvo heteroskedastičnosti i serijske korelisanosti. Izračunate su prema Stock i Watson (2008). Vrednost u uglatoj zagradu [*p*] označava *p*-vrednost statistike testa. Sve promenljive u modelu združenih podataka poduzoraka zaposlenih muškaraca i žena su ocenjivane i kao članovi interakcije sa promenljivom žene (*f*).

¹ Niži nivo obrazovanja obuhvata lica bez završene osnovne škole, sa osnovnom školom, kao i lica sa 2- i 3-godišnjom srednjom školom.

Tabela P7.14: Ocenjene jednačine zarada muškaraca 2002-2003. god., OLS i kvantilne regresije

Promenljiva	OLS		Q=0,10		Q=0,25		Kvantile regresije Q=0,50		Q=0,75		Q=0,90	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	-0,015	0,088	-0,215	0,158	0,018	0,149	-0,016	0,101	0,001	0,137	0,101	0,243
Starost ² ÷ 100	0,007	0,011	0,023	0,018	-0,001	0,018	0,007	0,012	0,007	0,017	-0,002	0,028
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	0,067	0,062	0,098	0,095	0,035	0,069	0,013	0,060	0,070	0,074	0,130	0,144
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	-0,002	0,002	-0,001	0,003	0,000	0,002	-0,001	0,002	-0,002	0,002	-0,004	0,004
Ekonomski sektor												
Poljoprivreda	-0,074	0,077	-0,100	0,132	-0,116	0,088	-0,035	0,076	-0,042	0,078	-0,083	0,158
Rudarstvo i energetika	0,348***	0,070	0,380***	0,117	0,340***	0,085	0,370***	0,068	0,348***	0,067	0,425***	0,143
Prerađivačka	-0,105*	0,055	-0,125	0,104	-0,119*	0,065	-0,102*	0,055	-0,037	0,053	0,050	0,123
Građevinarstvo	-0,126	0,096	-0,481**	0,228	-0,118	0,136	-0,033	0,082	0,100	0,116	0,195	0,174
Poslovne usluge	-0,039	0,054	-0,009	0,102	-0,009	0,076	-0,039	0,057	0,042	0,060	0,026	0,111
Javne usluge	0,162**	0,066	0,348***	0,094	0,187***	0,069	0,119**	0,060	0,161***	0,050	0,249*	0,142
Ostalo (ref.)												
Vrsta ugovora												
Određeno (ref.)												
Neodređeno	-0,033	0,059	-0,002	0,079	0,007	0,050	0,080	0,068	-0,092	0,087	-0,154	0,154
Vlasništvo												
Državno	-0,178**	0,078	-0,084	0,109	-0,227***	0,084	-0,182***	0,068	-0,091	0,099	-0,208	0,178
Privatno	0,006	0,091	0,043	0,128	-0,081	0,096	-0,021	0,075	0,113	0,117	0,050	0,149
Ostalo (ref.)												
Obrazovanje												
ISCED 0-2 (ref.)												
ISCED 3-4	0,136***	0,043	0,119*	0,065	0,227***	0,046	0,195***	0,048	0,156***	0,052	0,179**	0,091
ISCED 5-6	0,516***	0,057	0,445***	0,067	0,540***	0,061	0,523***	0,060	0,543***	0,067	0,529***	0,132
Veličina preduzeća												
do 9	-0,172**	0,066	-0,218**	0,103	-0,219**	0,102	-0,116*	0,066	-0,167***	0,062	-0,152	0,128
10-49	-0,057	0,056	0,060	0,066	-0,119*	0,067	-0,036	0,046	-0,055	0,064	-0,007	0,168
50-249	-0,105***	0,041	-0,181**	0,070	-0,120**	0,048	-0,087**	0,044	-0,064	0,043	-0,074	0,078
više od 250 (ref.)												
Nedostajući podatak	-0,047	0,046	-0,091	0,074	-0,109**	0,049	-0,019	0,041	-0,024	0,044	-0,029	0,087

D2003	0,043	0,031	0,061	0,050	0,022	0,037	0,009	0,027	0,052*	0,031	0,025	0,061
Const	4,015***	0,210	3,815***	0,404	3,686***	0,313	3,907***	0,211	4,111***	0,316	4,271***	0,517
N*T	1518		1518		1518		1518		1518		1518	
N	759		759		759		759		759		759	
R ² / Pseudo R ²	0,142		0,105		0,096		0,100		0,100		0,089	
Test heteroskedastičnosti - $\chi^2(2)$	1,256 [0,534]		11,015 [0,004]		2,749 [0,253]		0,169 [0,919]		1,936 [0,380]		2,627 [0,269]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. *Std. gr.* je skraćenica za standardnu grešku ocene, a *ref.* za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena dobijenih na bazi kvantilnih regresija su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, dok su za OLS ocene date robustne standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [*p*] označava *p*-vrednost statistike testa.

Tabela P7.15: Ocenjene jednačine zarada muškaraca 2002-2003. god., FE i kvantilne regresije sa FE

Promenljiva	FE model		Q=0,10		Q=0,25		Kvantile regresije sa FE		Q=0,50		Q=0,75		Q=0,90	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	0,055	0,092	0,011	0,134	0,130	0,089	0,028	0,050	-0,021	0,063	0,086	0,092		
Starost ² ÷ 100	0,004	0,043	0,005	0,014	-0,008	0,010	0,007	0,006	0,015**	0,008	0,004	0,010		
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	0,340	0,553	0,255***	0,094	0,292***	0,042	0,353***	0,024	0,402***	0,041	0,418***	0,071		
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	-0,003	0,012	0,000	0,002	-0,001	0,001	-0,003***	0,001	-0,005***	0,001	-0,006***	0,002		
Ekonomski sektor														
Poljoprivreda	0,094	0,131	0,109	0,088	0,141***	0,043	0,119***	0,037	0,084**	0,043	-0,006	0,105		
Rudarstvo i energetika	-0,044	0,107	-0,016	0,091	0,009	0,041	-0,019	0,034	-0,038	0,045	-0,099	0,079		
Prerađivačka	-0,045	0,072	-0,043	0,057	-0,020	0,037	-0,026	0,029	-0,053	0,040	-0,074	0,075		
Građevinarstvo	0,101	0,133	0,008	0,126	0,055	0,055	0,103***	0,038	0,167**	0,068	0,137	0,130		
Poslovne usluge	0,080	0,084	0,097	0,066	0,063*	0,032	0,092***	0,032	0,101***	0,037	0,012	0,068		
Javne usluge	0,001	0,142	0,085	0,075	0,036	0,038	0,030	0,036	-0,008	0,044	-0,080	0,076		
Ostalo (ref.)														
Vrsta ugovora														
Određeno (ref.)														
Neodređeno	0,023	0,074	0,167**	0,068	0,095**	0,040	0,023	0,031	0,017	0,042	-0,180**	0,088		
Vlasništvo														
Državno	0,157	0,098	0,110	0,131	0,103*	0,054	0,101***	0,025	0,174***	0,040	0,139	0,087		
Privatno	0,212*	0,114	0,182	0,139	0,153***	0,058	0,162***	0,028	0,277***	0,054	0,163	0,102		
Ostalo (ref.)														
Veličina preduzeća														
do 9	0,014	0,091	0,001	0,079	0,037	0,037	0,042	0,037	0,001	0,040	0,007	0,065		
10-49	0,004	0,091	-0,135*	0,077	-0,003	0,037	0,016	0,030	0,059*	0,033	0,201***	0,068		
50-249	0,140**	0,065	0,073	0,047	0,104***	0,026	0,124***	0,021	0,141***	0,026	0,221***	0,047		
više od 250 (ref.)														
Nedostajući podatak	0,072	0,051	0,065	0,041	0,070***	0,025	0,063***	0,021	0,087***	0,027	0,121***	0,044		
D2003	0,027	0,066	0,051	0,035	0,021	0,017	0,001	0,014	0,022	0,021	0,019	0,036		
Const	3,111***	1,090	2,853***	0,304	2,862***	0,202	3,207***	0,106	3,310***	0,135	3,528***	0,213		
N*T	1518		1518		1518		1518		1518		1518			
N	759		759		759		759		759		759			
R ² / Pseudo R ²	0,029		0,250		0,334		0,380		0,337		0,253			
Test heteroskedastičnosti - $\chi^2(2)$	5,536 [0,063]		6,853 [0,033]		8,305 [0,016]		7,775 [0,020]		6,536 [0,038]		5,242 [0,073]			

Izvor: Autor na bazi AZS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena dobijenih na bazi kvantilnih regresija su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, a na bazi FE modela prema Stock i Watson (2008). Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Tabela P7.16: Ocenjene jednačine zarada žena 2002-2003. god., OLS i kvantilne regresije

Promenljiva	OLS		Q=0,10		Q=0,25		Kvatile regresije Q=0,50		Q=0,75		Q=0,90	
	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.	Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	0,355**	0,160	0,327*	0,226	0,349*	0,202	0,251	0,179	0,118	0,192	0,464	0,320
Starost ² ÷ 100	-0,041**	0,020	-0,048*	0,029	-0,041	0,026	-0,022	0,022	-0,010	0,025	-0,054	0,041
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	-0,043	0,093	0,001	0,117	0,067	0,079	-0,051	0,093	0,007	0,119	-0,046	0,149
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	0,002	0,003	0,001	0,004	-0,002	0,002	0,001	0,003	0,001	0,004	0,003	0,005
Ekonomski sektor												
Poljoprivreda	0,002	0,144	0,201	0,424	0,065	0,178	0,093	0,098	-0,058	0,158	-0,012	0,480
Rudarstvo i energetika	0,229	0,149	0,271	0,498	0,377	0,243	0,330**	0,129	0,296**	0,125	0,011	0,324
Prerađivačka	-0,224**	0,091	-0,341**	0,174	-0,191**	0,091	-0,165**	0,073	-0,136*	0,081	-0,272	0,244
Građevinarstvo	0,068	0,124	0,301**	0,154	0,006	0,143	-0,022	0,183	0,098	0,207	-0,219	0,268
Poslovne usluge	-0,052	0,080	-0,036	0,119	-0,111	0,078	0,000	0,080	0,028	0,079	-0,167	0,252
Javne usluge	0,139*	0,080	0,412***	0,137	0,253***	0,074	0,097	0,071	0,058	0,076	-0,187	0,242
Ostalo (ref.)												
Vrsta ugovora												
Određeno (ref.)												
Neodređeno	-0,028	0,060	0,013	0,095	-0,013	0,061	0,066	0,052	0,020	0,087	-0,037	0,179
Vlasništvo												
Državno	-0,238*	0,127	0,157	0,416	-0,403**	0,202	-0,419***	0,142	-0,401***	0,110	-0,183*	0,109
Privatno	-0,237*	0,135	0,119	0,414	-0,424**	0,201	-0,441***	0,146	-0,337***	0,126	-0,097	0,125
Ostalo (ref.)												
Obrazovanje												
ISCED 0-2 (ref.)												
ISCED 3-4	0,182***	0,054	0,107	0,074	0,225***	0,063	0,197***	0,048	0,188***	0,061	0,277***	0,091
ISCED 5-6	0,676***	0,060	0,585***	0,068	0,620***	0,055	0,593***	0,057	0,691***	0,096	0,958***	0,113
Veličina preduzeća												
do 9	-0,043	0,077	-0,110	0,100	-0,043	0,098	-0,100	0,090	0,020	0,091	0,029	0,125
10-49	0,003	0,056	0,024	0,073	0,010	0,052	0,019	0,064	0,078	0,064	-0,063	0,114
50-249	-0,070	0,056	-0,113	0,092	-0,063	0,056	-0,059*	0,033	-0,063	0,048	-0,012	0,110

više od 250 (ref.)												
Nedostajući podatak	-0,026	0,055	-0,068	0,077	-0,111*	0,063	-0,073	0,053	0,034	0,075	-0,026	0,102
D2003	0,147***	0,038	0,187***	0,057	0,118***	0,039	0,108***	0,034	0,098**	0,043	0,032	0,071
Const	3,228***	0,332	2,381***	0,508	3,001***	0,412	3,477***	0,370	3,972***	0,382	3,589***	0,633
N*T	1040		1040		1040		1040		1040		1040	
N	520		520		520		520		520		520	
R ² / Pseudo R ²	0,220		0,177		0,168		0,160		0,141		0,153	
Test heteroskedastičnosti - $\chi^2(2)$	2,659 [0,265]		22,033 [0,000]		10,924 [0,004]		3,895 [0,143]		1,077 [0,584]		6,934 [0,031]	

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. *Std. gr.* je skraćenica za standardnu grešku ocene, a *ref.* za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena dobijenih na bazi kvantilnih regresija su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, dok su za OLS ocene date robustne standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [*p*] označava *p*-vrednost statistike testa.

Tabela P7.17: Ocenjene jednačine zarada žena 2002-2003. god., FE i kvantilne regresije sa FE

Promenljiva	FE model		Kvantine regresije sa FE									
	Ocena	Std. gr.	Q=0,10 Ocena	Std. gr.	Q=0,25 Ocena	Std. gr.	Q=0,50 Ocena	Std. gr.	Q=0,75 Ocena	Std. gr.	Q=0,90 Ocena	Std. gr.
Starost ÷ 10	0,506*	0,296	0,565***	0,234	0,470***	0,092	0,511***	0,083	0,528***	0,088	0,418**	0,187
Starost ² ÷ 100	-0,103	0,064	-0,111***	0,028	-0,098***	0,011	-0,104***	0,010	-0,106***	0,011	-0,098***	0,023
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	-1,068	0,809	-1,152***	0,150	-1,067***	0,057	-1,070***	0,041	-1,087***	0,055	-1,047***	0,125
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	0,010	0,020	0,012**	0,005	0,010***	0,002	0,011***	0,001	0,011***	0,002	0,012***	0,004
Ekonomski sektor												
Poljoprivreda	-0,253	0,197	-0,305	0,264	-0,230***	0,080	-0,236***	0,054	-0,213***	0,079	-0,295*	0,172
Rudarstvo i energetika	-0,005	0,164	0,215	0,163	0,001	0,063	0,017	0,062	0,000	0,075	-0,299**	0,135
Prerađivačka	-0,226**	0,100	-0,141	0,123	-0,226***	0,041	-0,211***	0,030	-0,193***	0,064	-0,396***	0,115
Građevinarstvo	0,547	0,362	0,761***	0,182	0,526***	0,076	0,556***	0,054	0,499***	0,093	0,183	0,254
Poslovne usluge	0,022	0,125	0,107	0,107	0,015	0,046	0,038	0,027	0,023	0,061	-0,122	0,115
Javne usluge	0,127	0,090	0,277**	0,122	0,120***	0,040	0,129***	0,031	0,124**	0,061	-0,111	0,109
Ostalo (ref.)												
Vrsta ugovora												
Određeno (ref.)												
Neodređeno	-0,151	0,094	-0,121	0,080	-0,064*	0,037	-0,121***	0,029	-0,142***	0,048	-0,300**	0,118
Vlasništvo												
Državno	0,219	0,148	0,169	0,162	0,146**	0,072	0,205***	0,030	0,240***	0,046	0,289***	0,099
Privatno	0,170	0,168	0,048	0,152	0,082	0,075	0,175***	0,036	0,245***	0,053	0,251**	0,108
Ostalo (ref.)												
Veličina preduzeća												
do 9	0,031	0,115	-0,029	0,106	0,000	0,046	0,028	0,043	0,055	0,041	0,082	0,094
10-49	0,104	0,082	0,085	0,084	0,093***	0,028	0,101***	0,029	0,129***	0,036	0,164**	0,073
50-249	0,024	0,099	-0,124*	0,072	-0,021	0,029	0,017	0,021	0,070***	0,028	0,172**	0,069
više od 250 (ref.)												
Nedostajući podatak	-0,025	0,069	-0,069	0,073	-0,061	0,033	-0,017	0,030	0,018	0,032	0,041	0,086
D2003	0,295**	0,128	0,309***	0,052	0,278***	0,021	0,266***	0,017	0,279***	0,019	0,319	0,044
Const	4,683***	1,667	4,307***	0,483	4,640***	0,208	4,666***	0,164	4,731***	0,176	5,380***	0,472
N*T	1040		1040		1040		1040		1040		1040	
N	520		520		520		520		520		520	
R ² / Pseudo R ²	0,086		0,626		0,703		0,747		0,697		0,609	
Test heteroskedastičnosti - $\chi^2(2)$	8,786 [0,012]		7,990 [0,018]		5,203 [0,074]		5,032 [0,081]		3,945 [0,139]		6,068 [0,048]	

Izvor: Autor na bazi AZS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Std. gr. je skraćenica za standardnu grešku ocene, a ref. za isključenu kategoriju. Standardne greške ocena dobijenih na bazi kvantilnih regresija su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, a na bazi FE modela prema Stock i Watson (2008). Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Tabela P7.18: Ocenjene jednačine zarada muškaraca po godinama 2002., 2003. god., OLS i kvantilne regresije

Promenljiva	OLS		Kvantile regresije									
	2002.	2003.	2002. godina					2003. godina				
			Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90
	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)
Starost ÷ 10	-0,004 (0,214)	-0,028 (0,092)	0,030 (0,426)	-0,224 (0,267)	-0,084 (0,224)	0,231 (0,296)	-0,032 (0,371)	-0,070 (0,184)	0,159 (0,212)	-0,043 (0,157)	0,002 (0,177)	0,143 (0,280)
Starost ² ÷ 100	0,006 (0,026)	0,008 (0,011)	-0,006 (0,051)	0,030 (0,032)	0,014 (0,027)	-0,020 (0,037)	0,020 (0,046)	0,008 (0,022)	-0,016 (0,025)	0,011 (0,019)	0,008 (0,021)	-0,013 (0,034)
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	0,130 (0,102)	0,026 (0,080)	0,175 (0,168)	0,162 (0,107)	0,032 (0,115)	0,027 (0,115)	0,210 (0,173)	-0,075 (0,156)	-0,048 (0,106)	-0,001 (0,084)	0,041 (0,106)	0,181 (0,162)
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	-0,004 (0,003)	-0,001 (0,002)	-0,003 (0,004)	-0,004 (0,003)	-0,002 (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,006 (0,005)	0,002 (0,004)	0,002 (0,002)	-0,000 (0,002)	-0,001 (0,003)	-0,005 (0,004)
Ekonomski sektor												
Poljoprivreda	-0,001 (0,130)	-0,117 (0,091)	0,176 (0,212)	0,061 (0,163)	-0,011 (0,121)	-0,026 (0,127)	-0,115 (0,256)	-0,240 (0,162)	-0,176 (0,110)	-0,112 (0,114)	-0,068 (0,086)	-0,099 (0,227)
Rudarstvo i energetika	0,329*** (0,107)	0,378*** (0,091)	0,449** (0,196)	0,397** (0,158)	0,390*** (0,105)	0,372*** (0,112)	0,263* (0,156)	0,414** (0,179)	0,358*** (0,105)	0,318*** (0,097)	0,368*** (0,102)	0,454* (0,242)
Prerađivačka	-0,083 (0,081)	-0,118 (0,073)	0,076 (0,128)	0,022 (0,098)	-0,067 (0,093)	-0,050 (0,094)	-0,139 (0,158)	-0,300** (0,149)	-0,226*** (0,074)	-0,139 (0,086)	-0,044 (0,092)	0,230* (0,120)
Građevinarstvo	-0,027 (0,145)	-0,194 (0,130)	-0,384 (0,393)	-0,018 (0,234)	0,036 (0,134)	0,231 (0,166)	0,180 (0,271)	-0,699** (0,299)	-0,153 (0,148)	-0,085 (0,107)	-0,103 (0,155)	0,222 (0,238)
Poslovne usluge	-0,026 (0,082)	-0,051 (0,072)	0,139 (0,147)	0,104 (0,110)	-0,022 (0,088)	0,034 (0,099)	0,048 (0,153)	-0,130 (0,131)	-0,057 (0,089)	-0,064 (0,080)	0,005 (0,078)	0,066 (0,131)
Javne usluge	0,085 (0,100)	0,255*** (0,086)	0,469*** (0,130)	0,243** (0,102)	0,040 (0,107)	0,069 (0,088)	0,020 (0,179)	0,290** (0,135)	0,211*** (0,081)	0,209** (0,085)	0,241*** (0,091)	0,395** (0,187)
Ostalo (ref.)												
Vrsta ugovora												
Određeno (ref.)												

Analiza razlika u zaradama i višestrukog izbora zaposlenja

Neodređeno	-0,057 (0,081)	-0,036 (0,086)	-0,101 (0,100)	-0,001 (0,059)	0,088 (0,087)	-0,109 (0,108)	-0,378* (0,200)	0,069 (0,154)	-0,052 (0,103)	0,019 (0,097)	0,036 (0,134)	-0,126 (0,161)
Vlasništvo												
Državno	-0,091 (0,125)	-0,250** (0,105)	-0,005 (0,291)	-0,207 (0,232)	-0,181 (0,111)	-0,184 (0,123)	-0,149 (0,146)	-0,189* (0,186)	-0,274** (0,108)	-0,121 (0,090)	-0,095 (0,148)	-0,222 (0,385)
Privatno	0,209 (0,149)	-0,119 (0,114)	0,361 (0,319)	0,117 (0,216)	0,059 (0,140)	0,080 (0,143)	0,188 (0,207)	-0,189 (0,211)	-0,220* (0,123)	-0,025 (0,105)	0,123 (0,169)	-0,016 (0,402)
Ostalo (ref.)												
Obrazovanje												
ISCED 0-2 (ref.)												
ISCED 3-4	0,194*** (0,059)	0,096 (0,062)	0,141 (0,095)	0,208*** (0,066)	0,216*** (0,066)	0,257*** (0,076)	0,289*** (0,107)	0,063 (0,095)	0,197*** (0,065)	0,160** (0,074)	0,123 (0,077)	0,055 (0,130)
ISCED 5-6	0,540*** (0,079)	0,506*** (0,081)	0,455*** (0,108)	0,494*** (0,086)	0,568*** (0,088)	0,520*** (0,084)	0,586*** (0,157)	0,460*** (0,101)	0,541*** (0,080)	0,502*** (0,092)	0,582*** (0,102)	0,456** (0,202)
Veličina preduzeća												
do 9	-0,292*** (0,098)	-0,089 (0,091)	-0,559*** (0,208)	-0,334** (0,165)	-0,220* (0,118)	-0,269** (0,122)	0,340* (0,192)	-0,074 (0,149)	-0,187 (0,129)	-0,052 (0,106)	-0,144 (0,115)	0,023 (0,181)
10-49	-0,131* (0,077)	-0,023 (0,081)	-0,126 (0,092)	-0,204** (0,082)	-0,111 (0,094)	-0,120 (0,074)	-0,293** (0,128)	0,031 (0,100)	-0,026 (0,081)	-0,086 (0,078)	-0,060 (0,118)	0,486** (0,211)
50-249	-0,067 (0,057)	-0,145** (0,059)	-0,090 (0,094)	-0,105 (0,065)	-0,038 (0,050)	-0,028 (0,076)	-0,085 (0,094)	-0,215* (0,119)	-0,174*** (0,064)	-0,163** (0,072)	-0,097 (0,063)	0,001 (0,119)
više od 250 (ref.)												
Nedostajući podatak	-0,058 (0,069)	-0,048 (0,064)	-0,200* (0,113)	-0,128 (0,083)	0,020 (0,067)	-0,067 (0,072)	-0,159 (0,137)	0,031 (0,112)	-0,055 (0,065)	-0,028 (0,079)	-0,040 (0,067)	0,092 (0,134)
Const	3,830*** (0,459)	4,231*** (0,244)	3,098*** (0,930)	3,964*** (0,545)	4,014*** (0,431)	3,748*** (0,537)	4,567*** (0,738)	3,894*** (0,473)	3,629*** (0,449)	4,044*** (0,322)	4,061*** (0,426)	4,191*** (0,732)
N	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759	759
R ² / Pseudo R ²	0,1271	0,174	0,104	0,092	0,099	0,105	0,102	0,135	0,126	0,115	0,114	0,117
	1,738	1,725	5,372	1,346	0,652	3,232	1,831	7,678	2,352	1,734	1,663	5,562
Test heteroskedastičnosti - $\chi^2(2)$	[0,419]	[0,422]	[0,068]	[0,510]	[0,722]	[0,199]	[0,400]	[0,022]	[0,308]	[0,420]	[0,435]	[0,062]

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Standardne greške ocena dobijenih na bazi kvantilnih regresija su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, dok su za OLS ocene date robustne standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Tabela P7.19: Ocenjene jednačine zarada žena po godinama 2002., 2003. god., OLS i kvantilne regresije

Promenljiva	OLS		Kvantine regresije									
	2002.	2003.	2002. godina					2003. godina				
			Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90	Q=0,10	Q=0,25	Q=0,50	Q=0,75	Q=0,90
	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)	Ocena (Std. gr.)
Starost ÷ 10	0,116 (0,291)	0,484*** (0,190)	-0,091 (0,407)	-0,181 (0,304)	-0,092 (0,285)	-0,075 (0,249)	0,544 (0,475)	0,491 (0,320)	0,655** (0,263)	0,336 (0,239)	0,600** (0,254)	0,527 (0,394)
Starost ² ÷ 100	-0,011 (0,037)	-0,056** (0,024)	-0,001 (0,050)	0,027 (0,040)	0,022 (0,036)	0,018 (0,032)	-0,064 (0,061)	-0,067* (0,039)	-0,075** (0,033)	-0,033 (0,030)	-0,071** (0,032)	-0,058 (0,049)
Rad. iskust. u istoj org. ÷ 10	-0,051 (0,133)	-0,003 (0,132)	-0,057 (0,183)	0,147 (0,110)	-0,005 (0,116)	0,090 (0,152)	-0,100 (0,220)	0,077 (0,203)	0,038 (0,122)	-0,011 (0,119)	-0,141 (0,154)	-0,127 (0,201)
Rad. iskust. u istoj org. ² ÷ 100	0,002 (0,004)	0,000 (0,004)	0,003 (0,006)	-0,005 (0,003)	-0,001 (0,004)	-0,002 (0,005)	0,003 (0,007)	-0,002 (0,007)	-0,001 (0,004)	-0,000 (0,004)	0,007 (0,005)	0,005 (0,007)
Ekonomski sektor												
Poljoprivreda	0,014 (0,236)	0,008 (0,176)	0,169 (0,719)	-0,059 (0,268)	-0,071 (0,197)	-0,173 (0,238)	-0,311 (1,020)	0,126 (0,488)	0,275 (0,223)	0,208 (0,176)	0,032 (0,217)	-0,242 (0,506)
Rudarstvo i energetika	0,351* (0,198)	0,130 (0,216)	0,552 (0,809)	0,322 (0,396)	0,316** (0,135)	0,233 (0,161)	0,030 (0,285)	0,354 (0,568)	0,176 (0,313)	0,171 (0,212)	0,355 (0,266)	-0,009 (0,562)
Prerađivačka	-0,117 (0,132)	-0,323*** (0,126)	-0,499 (0,422)	-0,264* (0,145)	-0,164 (0,108)	-0,143 (0,123)	-0,087 (0,247)	-0,333* (0,196)	-0,214 (0,132)	-0,158 (0,107)	-0,080 (0,156)	-0,497 (0,465)
Građevinarstvo	0,134 (0,187)	0,014 (0,162)	0,082 (0,406)	-0,130 (0,213)	-0,075 (0,238)	0,189 (0,337)	0,368 (0,370)	0,356 (0,226)	0,144 (0,188)	0,074 (0,218)	0,086 (0,268)	-0,464 (0,508)
Poslovne usluge	-0,005 (0,122)	-0,094 (0,108)	-0,245 (0,388)	-0,187 (0,143)	-0,015 (0,113)	-0,002 (0,102)	-0,008 (0,221)	-0,025 (0,115)	-0,112 (0,097)	0,020 (0,109)	0,048 (0,158)	-0,375 (0,458)
Javne usluge	0,220* (0,115)	0,069 (0,114)	0,245 (0,385)	0,157 (0,114)	0,073 (0,102)	0,086 (0,100)	0,030 (0,236)	0,433*** (0,141)	0,281*** (0,103)	0,148 (0,106)	0,062 (0,156)	-0,397 (0,468)
Ostalo (ref.)												
Vrsta ugovora												
Određeno (ref.)												

Neodređeno	-0,012 (0,084)	-0,015 (0,088)	0,034 (0,138)	0,018 (0,085)	0,088 (0,092)	0,042 (0,112)	-0,022 (0,265)	-0,028 (0,135)	-0,014 (0,104)	0,035 (0,102)	0,009 (0,111)	-0,064 (0,200)
Vlasništvo												
Državno	-0,118 (0,248)	-0,336** (0,139)	0,375 (0,648)	-0,415 (0,527)	-0,196 (0,349)	-0,503** (0,206)	-0,201 (0,213)	-0,214 (0,489)	-0,444** (0,200)	-0,421*** (0,140)	-0,374*** (0,126)	-0,262* (0,157)
Privatno	-0,101 (0,259)	-0,344** (0,153)	0,368 (0,686)	-0,446 (0,530)	-0,245 (0,347)	-0,408* (0,215)	-0,099 (0,241)	-0,231 (0,504)	-0,372* (0,217)	-0,461*** (0,156)	-0,344** (0,142)	-0,189 (0,184)
Ostalo (ref.)												
Obrazovanje												
ISCED 0-2 (ref.)												
ISCED 3-4	0,185** (0,077)	0,189** (0,079)	0,048 (0,125)	0,240*** (0,090)	0,213*** (0,072)	0,211** (0,085)	0,385*** (0,114)	0,091 (0,103)	0,245*** (0,081)	0,234*** (0,070)	0,194** (0,089)	0,234* (0,132)
ISCED 5-6	0,649*** (0,085)	0,713*** (0,089)	0,542*** (0,122)	0,613*** (0,082)	0,606*** (0,091)	0,656*** (0,098)	0,844*** (0,151)	0,554*** (0,122)	0,700*** (0,085)	0,621*** (0,081)	0,728*** (0,144)	0,983*** (0,197)
Veličina preduzeća												
do 9	-0,016 (0,119)	-0,066 (0,102)	-0,059 (0,199)	0,004 (0,143)	-0,061 (0,152)	0,081 (0,145)	-0,029 (0,155)	-0,037 (0,153)	-0,015 (0,133)	-0,132 (0,114)	0,014 (0,113)	-0,130 (0,178)
10-49	0,056 (0,080)	-0,049 (0,082)	0,163 (0,145)	-0,014 (0,077)	0,093 (0,089)	0,100 (0,108)	-0,010 (0,153)	0,017 (0,084)	-0,091 (0,070)	-0,105 (0,086)	0,069 (0,117)	-0,117 (0,128)
50-249	-0,055 (0,076)	-0,083 (0,080)	-0,017 (0,142)	-0,077 (0,076)	-0,036 (0,056)	-0,094 (0,069)	-0,142 (0,131)	-0,154 (0,125)	-0,077 (0,078)	-0,099* (0,058)	-0,025 (0,083)	-0,033 (0,132)
više od 250 (ref.)												
Nedostajući podatak	-0,052 (0,083)	-0,008 (0,079)	-0,149 (0,159)	-0,195** (0,091)	-0,090 (0,085)	-0,023 (0,101)	0,013 (0,192)	-0,029 (0,100)	-0,111 (0,085)	-0,081 (0,074)	0,164 (0,105)	-0,007 (0,112)
Const	3,482*** (0,609)	3,216*** (0,393)	3,217*** (1,070)	4,039*** (0,734)	3,851*** (0,610)	4,315*** (0,508)	3,334*** (1,009)	2,602*** (0,749)	2,493*** (0,546)	3,395*** (0,516)	3,155*** (0,500)	3,860*** (0,800)
N	520	520	520	520	520	520	520	520	520	520	520	520
R ² / Pseudo R ²	0,194	0,239	0,170	0,154	0,154	0,145	0,131	0,193	0,193	0,171	0,150	0,196
Test heteroskedastičnosti - $\chi^2(2)$	4,913 [0,086]	1,691 [0,429]	13,926 [0,001]	7,700 [0,021]	4,131 [0,127]	0,607 [0,738]	1,005 [0,605]	6,935 [0,031]	3,654 [0,161]	3,426 [0,180]	3,024 [0,220]	7,464 [0,024]

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (***), (**), (*) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Standardne greške ocena dobijenih na bazi kvantilnih regresija su izračunate metodom samouzorkovanja sa 200 ponavljanja, dok su za OLS ocene date robustne standardne greške. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Tabela P7.20: Karakteristike lica koja imaju više od jednog zaposlenja, panel podaci

Promenljiva	Zaposleni sa dodatnim poslom		
	Ukupno	Muškarci	Žene
Mesečna zarada - osnovni posao, u rsd	8762,3 (6328,4)	9219,4 (5570,0)	7390,9 (8201,3)
Mesečni časovi rada - osnovni posao	164,9 (62,9)	171,5 (64,7)	145,2 (53,6)
Realna zarada po času - osnovni posao, u rsd	66,6 (66,2)	66,4 (65,6)	67,1 (69,4)
Realna zarada po času - osnovni posao, u log	3,92 (0,71)	3,96 (0,65)	3,80 (0,89)
Mesečna zarada - dodatni posao, u rsd	6477,3 (7642,5)	6897,0 (8508,1)	5218,2 (3962,8)
Mesečni časovi rada - dodatni posao	66,0 (55,6)	71,3 (58,7)	49,9 (42,2)
Realna zarada po času - dodatni posao, u rsd	163,0 (218,0)	160,3 (222,7)	171,0 (208,0)
Realna zarada po času - dodatni posao, u log	4,59 (0,97)	4,54 (1,01)	4,75 (0,83)
Kašnjenje zarade	0,25 (0,25)	0,25 (0,25)	0,26 (0,26)
Zemlja, u ha	2,59 (1,53)	2,41 (1,49)	3,23 (1,64)
Motiv			
Preživljavanje	0,73	0,74	0,68
Viši životni standard	0,24	0,24	0,23
Drugo	0,03	0,02	0,09
Starost	40,8 (8,8)	40,9 (8,9)	40,7 (8,7)
Neradni dohodak pojedinca, u log	3,27 (3,99)	2,98 (3,88)	4,16 (4,28)
Ostali izvori dohotka domaćinstva, u log	8,99 (0,80)	8,97 (0,85)	9,03 (0,67)
Ukupno radno iskustvo	17,4 (8,7)	17,9 (8,8)	15,7 (8,3)
Radno iskustvo u istoj organizaciji - osnovni posao	14,5 (8,9)	14,1 (9,1)	15,7 (8,5)
Do 5 godina	0,22	0,24	0,18
6-15 godina	0,31	0,30	0,32
16-25 godina	0,33	0,32	0,36
26 i više	0,14	0,14	0,14
Brak			
Bračna i vanbračna zajednica	0,80	0,78	0,82
Nisu u braku (ref.)	0,20	0,21	0,18
Deca			
Deca, 0-3 godine	1,17 (0,41)	1,20 (0,45)	0,00 (0,00)
Deca, 4-6 godina	1,09 (1,30)	1,10 (0,32)	0,00 (0,00)
Deca, 7-14 godina	1,53 (0,71)	1,57 (0,74)	1,33 (0,52)
Lica starija od 65 godina	0,23	0,21	0,27
Par sa decom	0,33	0,38	0,18
Par sa decom i odraslim članom	0,42	0,44	0,36
Samohrani roditelj	0,00	0,00	0,00
Radno mesto - osnovni posao			
Menadžeri	0,00	0,00	0,00
Stručnjaci	0,14	0,09	0,27
VKV radnici	0,45	0,55	0,18
Službenici	0,16	0,09	0,36
Uslužni radnici	0,07	0,06	0,09
NKV radnici (ref.)	0,18	0,21	0,09
Radno mesto - dodatni posao			
Menadžeri	0,05	0,06	0,00

Stručnjaci	0,11	0,06	0,27
VKV radnici	0,11	0,12	0,09
Službenici	0,05	0,03	0,09
Uslužni radnici	0,25	0,28	0,19
NKV radnici (ref.)	0,43	0,45	0,36
Ekonomski sektor - osnovni posao			
Poljoprivreda (ref.)	0,00	0,00	0,00
Energetika	0,08	0,07	0,09
Prerađivačka	0,38	0,39	0,32
Građevinarstvo	0,07	0,05	0,14
Poslovne usluge	0,18	0,20	0,14
Javne usluge	0,15	0,12	0,22
Ostalo	0,15	0,17	0,09
Ekonomski sektor - dodatni posao			
Poljoprivreda (ref.)	0,33	0,30	0,41
Energetika	0,01	0,02	0,00
Prerađivačka	0,07	0,06	0,09
Građevinarstvo	0,07	0,09	0,00
Poslovne usluge	0,12	0,14	0,09
Javne usluge	0,09	0,03	0,27
Ostalo	0,31	0,36	0,14
Veličina preduzeća - osnovni posao			
do 9	0,00	0,00	0,00
10-49	0,18	0,12	0,36
50-249	0,14	0,15	0,14
više od 250	0,50	0,53	0,41
Nedostajući podatak	0,18	0,20	0,09
Vlasništvo - osnovni posao			
Privatno	0,16	0,14	0,23
Državno	0,77	0,79	0,73
Ostalo	0,07	0,07	0,04
Vlasništvo - dodatni posao			
Privatno	0,98	0,97	1,00
Državno	0,01	0,01	0,00
Ostalo	0,01	0,02	0,00
Vrsta ugovora - osnovni posao			
Neodređeno	0,93	0,94	0,91
Određeno (ref.)	0,07	0,06	0,09
Obrazovanje			
Bez škole (ref.)	0,01	0,01	0,00
ISCED 1-2	0,14	0,14	0,14
ISCED 3-4	0,65	0,70	0,50
ISCED 5-6	0,20	0,15	0,36
Tip naselja			
Grad	0,61	0,58	0,73
Ostalo (ref.)	0,39	0,42	0,27
Region			
Beograd (ref.)	0,16	0,18	0,09
Vojvodina	0,23	0,21	0,27
Šumadija i Zapadna	0,29	0,30	0,27
Južna i Istočna	0,32	0,30	0,36
Ukupan broj zaposlenih sa više poslova	479	354	125
Ukupan broj zaposlenih sa pozitivnom zaradom od dodatnog posla	258	187	71
Ukupan broj zaposlenih koji su u obe godine imali dodatni posao	88	66	22

Izvor: Autor na bazi AŽS, 2002, 2003.

Napomena: Podaci u tabeli predstavljaju srednju vrednost i standardnu devijaciju u zagradi, odnosno proporciju za kategoričke i diskretne promenljive. Standardna devijacija za potonje promenljive je jednaka $\sqrt{p(1-p)}$, pri čemu je p proporcija.

Tabela P7.21: Ocene i marginalni efekti probit modela sa slučajnim efektima

Promenljiva	Ocena	Std. gr.	dF(./dx)
Starost			
Do 29 (ref.)			
30-39	0,599**	0,279	0,053
40-49	0,642**	0,268	0,053
50-59	0,537*	0,281	0,048
60-64	1,113**	0,466	0,186
Brak			
Nisu u braku (ref.)			
Bračna i vanbračna zajednica	-0,194	0,137	-0,014
Neradni dohodak pojedinca, u log	-0,009	0,014	-0,0006
Deca 0-14			
Broj dece, 0-3 godine	-0,051	0,175	-0,003
Broj dece, 4-6 godina	0,213	0,187	0,014
Broj dece, 7-14 godina	0,069	0,077	0,005
Obrazovanje			
Bez škole	-0,001	0,896	-0,0001
ISCED 1-2	-0,041	0,206	-0,003
ISCED 3-4	0,025	0,149	0,002
ISCED 5-6 (ref.)			
Region			
Beograd (ref.)			
Vojvodina	-0,018	0,194	-0,001
Šumadija i Zapadna	0,394*	0,221	0,031
Južna i Istočna	0,267	0,225	0,020
Tip naselja			
Ostalo (ref.)			
Grad	-0,108	0,140	-0,008
Zemlja, u log	0,187**	0,082	0,013
Zemlja ² , u log	-0,032**	0,015	-0,002
Viši životni standard	1,800***	0,250	0,408
Kašnjenje zarada	0,310**	0,134	0,026
D2003	0,070	0,069	0,005
Const	-2,585***	0,378	
N*T	2558		
Log L	-722,69		
Pseudo R ²	0,10		
Wald-ov test- $\chi^2(21)$	160,41 [0,000]		
LR test (H0: $\rho=0$) - $\chi^2(1)$	43,98 [0,000]		
LM test heteroskedastičnosti - $\chi^2(21)$	52,90 [0,000]		

Izvor: Autor na bazi AŽS 2002., 2003. godina.

Napomena: (*), (**), (***) označavaju statističku značajnost na nivou od 1%, 5% i 10%, respektivno. Za kontinuelne promenljive su izračunati marginalni efekti u srednjoj vrednosti, dok za veštačke promenljive marginalni efekat meri diskretnu promenu od 0 do 1. Standardne greške ocena su robustne na prisustvo heteroskedastičnosti. Vrednost u uglatoj zagradi [p] označava p-vrednost statistike testa.

Prilog 3: Biografija autora

Kosovka Đ. Ognjenović je rođena 1969. godine. Upisala je Ekonomski fakultet Sveučilišta u Zagrebu 1988. godine kao redovan student i na istom fakultetu je uspešno završila šest semestara diplomskih studija položivši sve ispite predviđene nastavnim programom. Diplomirala je 1993. godine na Ekonomskom fakultetu Univerziteta u Beogradu na smeru 'Statistika i informatika.' Na Ekonomskom fakultetu u Beogradu je nastavila studije, upisavši magisterijum na smeru 'Statistika,' obrazovni profil 'Ekonometrija.' Diplomu magistra ekonomskih nauka je stekla 2001. godine nakon što je položila sve ispite predviđene nastavnim programom i odbranila magistarski rad 'Model sa korekcijom greške' koji je napisala pod mentorstvom prof. dr Zorice Mladenović. Doktorsku disertaciju pod naslovom 'Analiza razlika u zaradama i višestrukog izbora zaposlenja primenom parametarskih i poluparametarskih ekonometrijskih metoda panela' napisala je pod mentorstvom prof. dr Radmile Dragutinović Mitrović na Ekonomskom fakultetu u Beogradu. Kosovka Ognjenović je zaposlena u Institutu ekonomskih nauka. Kao autor ili koautor objavljuje članke u naučnim časopisima i monografijama, te izlaže referate na konferencijama u zemlji i inostranstvu. Njeni radovi su objavljeni u naučnim časopisima *Ekonomski anali*, *Ekonomska analiza*, *Glasnik Srpskog geografskog društva*, *Industrija*, *Organizacija*, *Statistička revija*, u zbornicima sa konferencija *Simpozijuma o operacionim istraživanjima (SYMOPIS)* i *International Symposium on Operational Research (SOR)*, u enciklopediji *The Global Encyclopaedia of Informality* (ed. A. L., UCL Press, 2018), kao i u drugim publikacijama.

Prilog 4: Izjava o autorstvu

Potpisani-a: Kosovka Đ. Ognjenović
broj indeksa: _____

Izjavljujem

da je doktorska disertacija pod naslovom

*‘Analiza razlika u zaradama i višestrukog izbora zaposlenja primenom
parametarskih i poluparametarskih ekonometrijskih metoda panela’*

- rezultat sopstvenog istraživačkog rada,
- da predložena disertacija u celini ni u delovima nije bila predložena za dobijanje bilo koje diplome prema studijskim programima drugih visokoškolskih ustanova,
- da su rezultati korektno navedeni i
- da nisam kršila autorska prava i koristila intelektualnu svojinu drugih lica.

Potpis doktoranda

U Beogradu, _____

Prilog 5: Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada

Ime i prezime autora: Kosovka Đ. Ognjenović
Broj indeksa: _____
Studijski program: _____
Naslov rada: 'Analiza razlika u zaradama i višestrukog izbora zaposlenja primenom parametarskih i poluparametarskih ekonometrijskih metoda panela'
Mentor: prof. dr Radmila Dragutinović Mitrović
Potpisani/a: Kosovka Đ. Ognjenović

Izjavljujem da je štampana verzija mog doktorskog rada istovetna elektronskoj verziji koju sam predala za objavljivanje na portalu **Digitalnog repozitorijuma Univerziteta u Beogradu**.

Dozvoljavam da se objave moji lični podaci vezani za dobijanje akademskog zvanja doktora nauka, kao što su ime i prezime, godina i mesto rođenja i datum odbrane rada. Ovi lični podaci mogu se objaviti na mrežnim stranicama digitalne biblioteke, u elektronskom katalogu i u publikacijama Univerziteta u Beogradu.

Potpis doktoranda

U Beogradu, _____

Prilog 6: Izjava o korišćenju

Ovlašćujem Univerzitetsku biblioteku „Svetozar Marković“ da u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu unese moju doktorsku disertaciju pod naslovom:

‘Analiza razlika u zaradama i višestrukog izbora zaposlenja primenom parametarskih i poluparametarskih ekonometrijskih metoda panela’

koja je moje autorsko delo.

Disertaciju sa svim prilogima predala sam u elektronskom formatu pogodnom za trajno arhiviranje.

Moju doktorsku disertaciju pohranjenu u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu mogu da koriste svi koji poštuju odredbe sadržane u odabranom tipu licence Kreativne zajednice (Creative Commons) za koju sam se odlučila.

1. Autorstvo

2. Autorstvo – nekomercijalno

3. Autorstvo – nekomercijalno – bez prerade

4. Autorstvo – nekomercijalno – deliti pod istim uslovima

5. Autorstvo – bez prerade

6. Autorstvo – deliti pod istim uslovima

(Molimo da zaokružite samo jednu od šest ponuđenih licenci, kratak opis licenci dat je na poledini lista).

Potpis doktoranda

U Beogradu, _____

1. **Autorstvo** – Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, i prerade, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence, čak i u komercijalne svrhe. Ovo je najslobodnija od svih licenci.
2. **Autorstvo – nekomercijalno**. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, i prerade, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence. Ova licenca ne dozvoljava komercijalnu upotrebu dela.
3. **Autorstvo – nekomercijalno – bez prerade**. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, bez promena, preoblikovanja ili upotrebe dela u svom delu, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence. Ova licenca ne dozvoljava komercijalnu upotrebu dela. U odnosu na sve ostale licence, ovom licencom se ograničava najveći obim prava korišćenja dela.
4. **Autorstvo – nekomercijalno – deliti pod istim uslovima**. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, i prerade, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence i ako se prerada distribuira pod istom ili sličnom licencom. Ova licenca ne dozvoljava komercijalnu upotrebu dela i prerada.
5. **Autorstvo – bez prerade**. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, bez promena, preoblikovanja ili upotrebe dela u svom delu, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence. Ova licenca dozvoljava komercijalnu upotrebu dela.
6. **Autorstvo – deliti pod istim uslovima**. Dozvoljavate umnožavanje, distribuciju i javno saopštavanje dela, i prerade, ako se navede ime autora na način određen od strane autora ili davaoca licence i ako se prerada distribuira pod istom ili sličnom licencom. Ova licenca dozvoljava komercijalnu upotrebu dela i prerada. Slična je softverskim licencama, odnosno licencama otvorenog koda.