Univerzitet u Beogradu
Ekonomski fakultet

Nemanja G. Vuksanović

Uloga obrazovanja na tržištu rada i nejednake obrazovne šanse: empirijska analiza za Srbiju i zemlje Centralne i Istočne Evrope

Doktorska disertacija

Beograd, 2022

University of Belgrade
Faculty of Economics

Nemanja G. Vuksanović

The role of education in the labour market and unequal educational opportunities: an empirical analysis for Serbia and Central and Eastern European countries

Doctoral Dissertation

Belgrade, 2022

Mentor:

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

Članovi komisije:

Dr Đorđe Mitrović, redovni profesor
Univerzitet u Beogradu – Ekonomski fakultet

Dr Mladen Stamenković, vanredni profesor
Univerzitet u Beogradu – Ekonomski fakultet

Dr Lara Lebedinski, naučni saradnik
Univerzitet u Beču – Institut za sociologiju

Datum odbrane:

Rezime

Predmet doktorske disertacije jeste analiza ekonomske uloge obrazovanja na tržištu rada, posmatrano sa aspekta teorije ljudskog kapitala i teorije signaliziranja, kao i analiza nejednakih šansi u obrazovanju u slučaju Srbije i drugih zemalja Centralne i Istočne Evrope. Cilj doktorske disertacije jeste da za zemlje ovog regiona empirijski utvrdi u kojoj meri obrazovanje unapređuje produktivnost pojedinca, odnosno predstavlja karakteristiku koja signalizira njegove produktivne mogućnosti, kao i da empirijski ispita u kojem stepenu izabrane zemlje karakterišu nejednake šanse u obrazovanju, koje negativno utiču na distribuciju obrazovanja te sprečavaju delovanje obrazovanja kao mehanizma za redukciju dohodne nejednakosti.

Rezultati prvog empirijskog istraživanja, koje je posvećeno ocenjivanju Mincerove jednačine shodno postavkama teorije ljudskog kapitala, pokazuju da je prosečna negativna premija na osnovno obrazovanje najveća u Mađarskoj, Rumuniji i Srbiji, a najmanja u Slovačkoj, Češkoj i Sloveniji. Prosečna negativna premija na osnovno obrazovanje u Srbiji iznosi -11,9%. Rezultati ovog istraživanja sugerišu da je prosečna pozitivna premija na visoko obrazovanje najmanja u Slovačkoj, Češkoj i Sloveniji, a najveća u Hrvatskoj, Srbiji i Rumuniji. U Srbiji je prosečna pozitivna premija na visoko obrazovanje među najvećima u zemljama Centralne i Istočne Evrope i iznosi 18,5%. Prema dobijenim rezultatima, među zemljama analiziranog regiona postoje značajne distinkcije u tome koliko pojedinci sa najviše stečenim visokim obrazovanjem ostvaruju veću zaradu u odnosu na pojedince sa srednjim obrazovanjem. Pokazano je da obrazovna struktura i progresivnost oporezivanja zarada umnogome mogu da objasne razlike u ocenjenim stopama povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Na primer, Srbiju karakteriše nepovoljna obrazovna struktura i niska progresivnost oporezivanja zarada, tako da delovanje oba faktora podiže vrednost stope povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje. Uočene razlike u obrazovnoj strukturi, kao jednom od glavnih faktora kojim može da se objasni razlika u ocenjenim stopama povraćaja na ulaganje u obrazovanje, pre svega su odraz različitih politika kojima su se zemlje Centralne i Istočne Evrope vodile u tranzicionom procesu. Istaknuto je da je stepen sprovođenja tranzicionih reformi radi tehnološkog unapređenja ekonomije u velikoj meri uticao na oblikovanje obrazovne strukture zemalja ovog regiona, a posledično i na visinu stopa povraćaja na ulaganje u određeni obrazovni nivo.

Rezultati drugog empirijskog istraživanja, koje se odnosi na ocenjivanje jednačine Hangerfoda i Solona prema postavkama teorije signaliziranja, sugerišu da se određeni obrazac kretanja efekata diploma među zemljama Centralne i Istočne Evrope može uočiti. U svim zemljama posmatranog regiona efekti diploma visokog obrazovanja su pozitivni. Uticaj dodatne godine školovanja kada se ona vezuje za sticanje diplome visokog obrazovanja je izrazito veći u privatnom sektoru među svim analiziranim zemljama bez izuzetka. Najveća razlika između efekata diploma visokog obrazovanja između privatnog i javnog sektora se uočava u Srbiji, Rumuniji i Hrvatskoj – raspon iznosi 5-9 procentnih poena, dok je najmanja razlika u ovim efektima zabeležena u Sloveniji, Češkoj i Slovačkoj – raspon iznosi 2-3,5 procentna poena. U svim zemljama Centralne i Istočne Evrope rezultati ocenjivanja ukazuju na postojanje negativne premije na dodatnu godinu školovanja preko onih godina neophodnih za sticanje diplome fakulteta. Pojedinac koji je stekao diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja ostvaruje značajno veću premiju na dodatnu godinu školovanja u odnosu na pojedinca koji je stekao diplomu trogodišnjeg visokog obrazovanja, pri čemu je u slučaju onog pojedinca koji se je stekao diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja kasnije efekat te dodatne godine negativan. Imajući u vidu veći pozitivan uticaj diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru, kao konkurentskom u kojem poslodavci imaju podsticaj da vrše sortiranje radnika, za razliku od javnog sektora, ovakav rezultat može da ukazuje da među zemljama Centralne i Istočne Evrope visoko obrazovanje može imati ulogu signala na tržištu rada. Dobijeni rezultati potvrđuju Vajlsovu hipotezu, prema kojoj identifikovanje

većih efekata diploma u privatnom sektoru ukazuje na značaj obrazovanja kao signalizirajućeg mehanizma. Naglašeno je da ocenjivanje jednačine Hangerforda i Solona omogućava proveru slabe verzije teorije signaliziranja, koja polazi od relaksacije pretpostavke o ulozi obrazovanja kao čistog signala. U ovom slučaju se ne može tvrditi da se kroz proces obrazovanja ne unapređuju produktivne mogućnosti pojedinca, već da visoko obrazovanje može dodatno predstavljati i mehanizam za prevazilaženja problema asimetrične informisanosti na tržištu rada među radnicima i poslodavcima.

Rezultati trećeg empirijskog istraživanja, polazeći od Romerovog teorijsko-metodološkog okvira, pokazuju da se značajne razlike u obrazovnim ishodima pojedinaca u zemljama Centralne i Istočne Evrope mogu objasniti time da su pojedinci suočeni sa setom okolnosti koje su izvan njihovog delovanja. Rezultati prve specifikacije ukazuju na pozitivan uticaj izdvajanja za obrazovanje po učeniku i negativan uticaj dohodne nejednakosti i stope odustanka od školovanja na broj godina školovanja koji će dostignuti određeni pojedinac u nekoj od zemalja Centralne i Istočne Evrope. Takođe, rezultati sugeriše da se četvrtina varijabiliteta u dostignutom broju godina školovanja pojedinaca može objasniti zemljom rođenja pojedinca. Činjenica da je osoba rođena u Srbiji a ne u Poljskoj ili Sloveniji, na primer, je povezana sa tim da će ona postići, respektivno, 2,35 ili 2,08 godina školovanja manje. Rezultati druge specifikacije sugerišu pozitivan uticaj izdvajanja za obrazovanje po učeniku i negativan uticaj dohodne nejednakosti i veličine odeljenja na postignuća učenika u oblasti čitalačke pismenosti na PISA testiranju u nekoj od zemalja Centralne i Istočne Evrope. Dobijeni nalazi upućuju na to da se petina varijabiliteta u pogledu postignuća učenika u domenu čitalačke pismenosti može objasniti isključivo činjenicom da se pojedinac nalazi u nekoj od zemalja tog regiona. Činjenica da je učenik rođen u Srbiji a ne u Češkoj ili Poljskoj, na primer, povezana je sa tim da će taj učenik ostvariti, redom, 67 ili 74 poena manje. Nalazi su važni jer upućuju na zaključak da zemlja u kojoj se pojedinac nalazi u značajnoj meri određuje broj godina školovanja ili rezultate u oblasti čitalačke pismenosti koje će on dostići, nezavisno od napora koji ulaže. Na osnovu rezultata trećeg istraživanja ukazano je na to da nejednake šanse u obrazovanju jesu jedan od faktora koji umnogome može da objasni razlike u dohodnoj nejednakosti među zemljama Centralne i Istočne Evrope.

Ključne reči: premija na obrazovanje, efekti diploma, nejednake obrazovne šanse.

Naučna oblast: Ekonomija.

Uža naučna oblast: Ekonomija obrazovanja.

JEL klasifikacija: I21, I24, I26.

UDK broj: 37.01:331.5(043.3).

Summary

The subject of the doctoral dissertation is the analysis of the economic role of education in the labour market, observed from the aspects of human capital theory and signalling theory, as well as the analysis of unequal opportunities in education in Serbia and other Central and Eastern European (CEE) countries. The aim of the doctoral dissertation is to empirically determine for the CEE countries the extent to which education improves productivity, or represents a characteristic that signals productive capabilities, as well as to empirically examine the intensity to which selected countries are characterized by unequal educational opportunities – which prevents education from acting as a mechanism for reducing income inequality.

The results of the first empirical research, regarding the evaluation of the Mincer equation according to the human capital theory, show that the average negative premium on primary education is the highest in Hungary, Romania, and Serbia, and the lowest in Slovakia, the Czech Republic, and Slovenia. The average negative premium on primary education in Serbia is -11.9%. Also, the results of the research suggest that the average positive premium on high education is the lowest in Slovakia, the Czech Republic, and Slovenia, and the highest in Croatia, Serbia, and Romania. In Serbia the average positive premium on high education is among the highest in the CEE region and amounts to 18.5%. According to the obtained results, among the countries of the analysed region, there are significant differences in the extent to which individuals with tertiary education earn more than individuals with secondary education. It has been shown that the educational structure and the progressiveness of payroll taxation can largely explain the differences in the estimated rates of return on investment in education. For example, Serbia is characterized by an unfavourable educational structure and low progressiveness in payroll taxation, so that the action of both factors raises the value of the rate of return on investment in high education. The observed differences in educational structure, as one of the main factors that can explain the difference in the estimated education premiums, are primarily a reflection of different policies pursued by the CEE countries in transition. It was pointed out that the degree of implementation of transitional reforms for the technological improvement of the economy greatly influenced the shaping of the educational structure of the CEE countries, and consequently the rate of return on investment in a particular educational level.

The results of the second empirical study, which refers to the evaluation of the sheepskin effects equation according to the signalling theory, suggest that a certain pattern of diploma effects among the CEE countries can be observed. In all countries of the region, the effects of high education diplomas are positive. The impact of the additional year of schooling when it is linked to obtaining a high education degree is significantly higher in the private sector in all analysed countries without exception. The largest difference between the effects of high education diplomas between the private and public sectors is observed in Serbia, Romania, and Croatia – the range is 5-9 percentage points, while the smallest difference in these effects is observed in Slovenia, the Czech Republic, and Slovakia – 2-3.5 percentage points. In all countries of the CEE region, the results of the assessment indicate the existence of a negative premium for an additional year of schooling over those years necessary for obtaining a university degree. An individual who obtains a four-year high education degree receives a significantly higher wage premium for an additional year of schooling compared to an individual who obtains a three-year high education degree. But in the case of an individual who obtains a four-year high education diploma later the effect is negative. Given the greater positive impact of high education diplomas in the private sector, as a competitive sector in which employers have an incentive to sort workers – as opposed to the public sector, this result may indicate that among the CEE countries high education can play a signalling role in the labour market. The obtained results confirm the Wiles test, according to which the identification of greater diploma effects in the private sector indicates the importance of education as a signalling

mechanism. It was emphasized that the evaluation of the sheepskin effects equation enables the verification of a weak version of signalling theory, which relaxes the assumption about the role of education as a pure signal. In this case, it cannot be argued that the educational process does not improve the productive capabilities of an individual, but that high education can additionally represent a mechanism for overcoming the problem of asymmetric information in the labour market among workers and employers.

The results of the third empirical research, starting from Romer's theoretical and methodological framework, show that significant differences in the educational outcomes of individuals in the CEE countries can be explained by the fact that individuals face a set of circumstances beyond their control. The results of the first specification indicate the positive impact of education expenditures per student and the negative impact of income inequality and dropout rates on years of schooling. Also, the results suggest that a quarter of the variability in the number of years of schooling achieved can be explained by the country of birth. The fact that a person was born in Serbia and not in Poland or Slovenia, for example, is related to the fact that he will achieve, respectively, 2.35 or 2.08 years of schooling less. The results of the second specification suggest a positive impact of education expenditures per student and a negative impact of income inequality and class size on student achievements in reading literacy on the PISA test. The findings suggest that one fifth of the variability in terms of student achievements in the field of reading literacy can be explained solely by the resident country. The fact that a student was born in Serbia and not in the Czech Republic or Poland, for example, is related to the fact that that student will achieve, in turn, 67 or 74 points less. The findings are important because they indicate that the country in which an individual is located significantly determines the years of schooling or the results in the field of reading literacy that he will achieve, regardless of the effort he makes. Based on the results of the third research, it was pointed out that unequal educational opportunities are one of the factors that can largely explain the differences in income inequality between the CEE countries.

Key words: education premium, sheepskin effects, unequal educational opportunities.

Scientific field: Economics.

Scientific subfield: Economics of Education.

JEL classification: I21, I24, I26.

UDC number: 37.01:331.5(043.3).

An investment in knowledge pays the best interest.

Benjamin Franklin

Sadržaj

I Uvod 1

1. Uvodna razmatranja: ekonomska relevantnost obrazovanja 2

II Obrazovanje kao investiciono dobro: ocena premije na obrazovanje 8

2.1. Uvod 9
2.2. Teorijsko-metodološki okvir: Bekerova analiza 13
2.2.1. Ben-Poratov razvoj Bekerove ideje 17
2.2.2. Uloga talenta i bogatstva: proširenje Ben-Poratovog modela 20
2.2.3. Kretanje tražnje za obrazovanjem 23
2.3. Pregled literature: ranija istraživanja 29
2.3.1. Problem engodenosti 34
2.3.2. Kretanje stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje 38
2.4. Empirijsko istraživanje: model i podaci 42
2.5. Rezultati empirijskog istraživanja 51
2.6. Zaključak 63

III Obrazovanje kao signal: ocena efekata diploma 67

3.1. Uvod 68
3.2. Teorijsko-metodološki okvir: Spensova analiza 72
3.2.1. Dinamika uspostavljanja razdvajajuće ravnoteže na tržištu rada prema Spensovom modelu: bajesijanski pristup 76
3.2.2. Privatna i društvena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje 81
3.2.3. Kretanje izdataka države za obrazovanje 84
3.3. Pregled literature: ranija istraživanja 91
3.3.1. Učenje tokom vremena i različite sklonosti prema signaliziranju i sortiranju 96
3.4. Empirijsko istraživanje: model i podaci 99
3.5. Rezultati empirijskog istraživanja 106
3.6. Zaključak 120

IV Nejednake šanse u obrazovanju 124

4.1. Uvod 125
4.2. Teorijsko-metodološki okvir: Romerova analiza 130
4.2.1. Flojbajevo formulisanje principa kompenzacije i afirmacije 133
4.2.2. Potreba za državnom intervencijom u oblasti obrazovanja u slučaju nesavršenosti finansijskih tržišta: Gelo–Zairov model preklapajućih generacija 135
4.2.3. Kretanje obrazovne nejednakosti: veza između distribucije obrazovanja i distribucije dohotka 137
4.3. Pregled literature: ranija istraživanja 145
4.4. Empirijsko istraživanje: model i podaci 151
4.5. Rezultati empirijskog istraživanja 158
4.6. Zaključak 164

V Zaključak 167

5. Zaključne napomene: naučni doprinos i preporuke za javne politike 168

Literatura 172

Dodatak 179

Spisak skraćenica

ATET	Prosečan efekat tretmana na pojedince koji su podvrgnuti tretmanu (engl. *Average Treatment Effect on the Treated*)
ESR	Metoda endogene zamene (engl. *Endogenous Switching Regression*).
GDP	Bruto domaći proizvod (engl. *Gross Domestic Product*)
ISCED	Međunarodna standardna klasifikacija obrazovanja (engl. *International Standard Classification of Education*)
IV	Metod instrumentalnih promenljivih (engl. *Method of Instrumental Variables*)
LFS	Anketa o radnoj snazi (engl. *Labour Force Survey*)
NBER	Nacionalni biro za ekonomska istraživanja (engl. *National Bureu of Economic Research*)
OECD	Organizacija za ekonomsku saradnju i razvoj (engl. *Organization for Economic Cooperation and Development*)
OLS	Metoda najmanjih kvadrata (engl. *Ordinary Least Squares*)
PBE	Savršena bajesijanska ravnoteža (engl. *Perfect Bayesian Equilibrium*)
PIRLS	Međunarodna studija o razvoju čitalačke pismenosti (engl. *Progress in International Reading Literacy Study*)
PISA	Međunarodni program procene obrazovnih postignuća učenika (engl. *Programme for International Student Assessment)*
PPP	Paritet kupovne moći (engl. *Purchasing power parity*)
PSM	Metoda uparivanja opservacija na osnovu sklonosti ka učešću u tretmanu (engl. *Propensity Score Matching*)
SDG	Ciljevi održivog razvoja (engl. *Sustainable Development Goals*)
TIMSS	Treća međunarodna studija u obasti matematike i nauke (engl. *Third International Mathematics and Science Study*)
UNESCO	Organizacija za obrazovanje, nauku i kulturu Ujedinjenih nacija (engl. *United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization*)

Spisak grafikona, slika i tabela

Grafikon 2.2.1. Bekerovo pravilo o zaustavljanju

Grafikon 2.2.1.1. Optimalna tražnja za obrazovanjem

Grafikon 2.2.2.1. Suboptimalna tražnja za obrazovanjem u uslovima nesavršenosti finansijskih tržišta

Grafikon 3.2.1. Spensova razdvajajuća ravnoteža na tržištu obrazovanja u slučaju signaliziranja

Grafikon 3.2.2. Promena blagostanja visokoproduktivnih radnika u slučaju signaliziranja usled promene kritičnog nivoa obrazovanja

Grafikon 3.3.1. Diskontinualna funkcija zarade sa prekidima u godini u kojoj se stiče određena diploma

Grafikon 4.5.1. Ocena uticaja lokacije na šanse da će pojedinac biti visokoobrazovan za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64)

Grafikon 4.5.2. Ocena uticaja lokacije na šanse da će učenik postići izvanredne rezultate na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u 2018. godini

Slika 2.2.3.1. Trend kretanja prosečnog broj godina školovanja na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (25+)

Slika 2.2.3.2. Trend kretanja udela ukupne populacije bez obrazovanja u Srbiji i drugim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u periodu od 1960. do 2010. godine (25+, u %)

Slika 2.3.2.1. Kretanje stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Slika 2.3.2.2. Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Slika 2.3.2.3. Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema polu i sektoru zaposlenja u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Slika 2.5.1. Ocena premije na osnovno obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64, u %)

Slika 2.5.2. Ocena premije na visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64, u %)

Slika 3.2.1.1. Ekstenzivna forma igre u kojoj obrazovanje ima ulogu signala na tržištu rada

Slika 3.2.3.1. Trend kretanja udela državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Slika 3.2.3.2. Promena udela državnih izdataka u ukupnom GDP i udela državnih izdataka u ukupnim izdacima države prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)

Slika 3.2.3.3. Trend kretanja ukupnih državnih izdataka za obrazovanje na svetskom nivou u periodu od 2000. do 2010. godine (u milionima $ PPP)

Slika 3.5.1. Ocenjeni efekti diploma visokog obrazovanja po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijene ESR metodom (ukupna populacija 20–64)

Slika 3.5.2. Razlika u ocenjenim efektima diploma visokog obrazovanja za mušku i žensku populaciju u privatnom sektoru za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom ESR (u pp)

Slika 3.5.3. Ocenjeni efekti diploma visokog obrazovanja po starosnim grupama u privatnom sektoru za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijeni metodom ESR

Slika 4.2.3.1. Trend kretanja obrazovne i dohodne nejednakosti na svetskom nivou u periodu od 1960. do 2010. godine (obrazovni i dohodni Džini koeficijent)

Slika 4.2.3.2. Prosečna obrazovna i dohodna nejednakost na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (obrazovni i dohodni Džini koeficijent)

Slika 4.2.3.3. Prosečan broj godina školovanja i prosečna dohodna nejednakost (merena dohodnim Džini koeficijentom) za izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2010. do 2019. godine

Slika 4.2.3.4. Promena udela populacije sa visokim obrazovanjem i promena dohodne nejednakosti (merena dohodnim Džini koeficijentom) za izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2010. do 2019. godine (u %)

Slika 4.2.3.5. Prosečni izdaci države za obrazovanje kao % GDP i prosečna dohodna nejednakost (merena dohodnim Džini koeficijentom) za izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2010. do 2019. godine

Slika 4.4.1. Distribucija broja godina školovanja po kvintilima u Srbiji i Sloveniji

Slika 4.4.2. Distribucija rezultata na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenost po kvintilima u Srbiji i Poljskoj

Tabela 2.2.3.1. Udeo ukupne populacije bez obrazovanja na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (25+, u %)

Tabela 2.2.3.2. Prosečan broj godina školovanja na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (25+)

Tabela 2.2.3.3. Udeo ukupne populacije prema najviše stečenom obrazovnom nivou na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (25+, u %)

Tabela 2.2.3.4. Udeo ukupne populacije bez obrazovanja u Srbiji i drugim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u periodu od 1960. do 2010. godine (25+, u %)

Tabela 2.3.1. Komparativni pregled izabranih studija sprovedenih u razvijenim zemljama u kojima je ocenjena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja

Tabela 2.3.2. Komparativni pregled izabranih studija sprovedenih u zemljama Centralne i Istočne Evrope u predtranzicionom i posttranzicionom periodu u kojima je ocenjena premija na visoko obrazovanje

Tabela 2.3.2.1. Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Tabela 2.3.2.2. Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema nivou razvijenosti zemalja i obrazovnim nivoima u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Tabela 2.4.1. Opis promenljivih obuhvaćenih modelom (2.4.1)

Tabela 2.5.1. Ocena stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom OLS (ukupna populacija 20–64, u %)

Tabela 2.5.2. Razlike u oceni stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijene metodima PSM i OLS (ukupna populacija 20–64, u pp)

Tabela 2.5.3. Ocena stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom PSM (ukupna populacija 20–64, u %)

Tabela 2.5.4. Ocena premije visokoobrazovanih u odnosu na niskoobrazovane i odnos udela visokoobrazovanih i niskoobrazovanih u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64, u %)

Tabela 2.5.5. Ocena premije visokoobrazovanih u odnosu na niskoobrazovane i progresivnost poreskog sistema u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (u %)

Tabela 2.5.6. Ocena stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prema polu u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom PSM (u %)

Tabela 2.5.7. Ocena stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prema starosnim grupama u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom PSM (u %)

Tabela 3.2.2.1. Privatna i društvena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema nivou razvijenosti zemalja i obrazovnim nivoima u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Tabela 3.2.3.1. Udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)

Tabela 3.2.3.2. Udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnim izdacima države prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)

Tabela 3.2.3.3. Udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP u izabranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)

Tabela 3.2.3.4. Udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom izdacima države u izabranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)

Tabela 3.3.1. Komparativni pregled izabranih studija sprovedenih u razvijenim zemljama u kojima su ocenjeni efekti diploma visokog obrazovanja

Tabela 3.4.1. Marginalna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje u slučaju diskontinualne funkcije zarade

Tabela 3.4.2. Broj godina školovanja neophodnih za sticanje diplome određenog obrazovnog nivoa u izabranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope

Tabela 3.4.3. Opis promenljivih obuhvaćenih modelom (3.4.1)

Tabela 3.5.1. Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom OLS (ukupna populacija 20–64, u %)

Tabela 3.5.2. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (ukupna populacija 20–64)

Tabela 3.5.3. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (muška populacija 20–64)

Tabela 3.5.4. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (ženska populacija 20–64)

Tabela 3.5.5. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom ESR (mlada populacija 20–34)

Tabela 3.5.6. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom ESR (srednja populacija 35–49)

Tabela 3.5.7. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom ESR (starija populacija 50–64)

Tabela 4.2.1. Romerova alokacija resursa u skladu sa politikom izjednačavanja šansi

Tabela 4.2.1.1. Flojbaj–Manikeova alokacija resursa u skladu sa generalizovanom teorijom jednakih šansi

Tabela 4.2.3.1. Obrazovna nejednakost (merena obrazovnim Džini koeficijentom) na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine

Tabela 4.2.3.2. Dohodna nejednakost (merena dohodnim Džini koeficijentom) na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine

Tabela 4.2.3.3. Odnos udela populacije sa visokim obrazovanjem i udela populacije sa osnovnim obrazovanjem za izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2010. do 2019. godine

Tabela 4.4.1. Opis promenljivih obuhvaćenih modelom (4.4.2)

Tabela 4.4.2. Opis promenljivih obuhvaćenih modelom (4.4.3)

Tabela 4.5.1. Ocena uticaja makrofaktora okolnosti na dostignut broj godina školovanja za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64)

Tabela 4.5.2. Ocena uticaja makrofaktora okolnosti na ostvaren broj poena na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u 2018. godini

Tabela A2.1: Deskriptivna statistika za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u modelu (2.4.1)

Tabela A2.2: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena OLS metodom (ukupna populacija 20-64)

Tabela A2.3: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena PSM metodom (ukupna populacija 20-64)

Tabela A2.4: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prema polu u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena PSM metodom (20-64)

Tabela A2.5: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prema starosnim grupama u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena PSM metodom

Tabela A3.1: Deskriptivna statistika za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u modelu (3.4.1)

Tabela A3.2: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena OLS metodom (ukupna populacija 20-64)

Tabela A3.3: Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (ukupna populacija 20-64)

Tabela A3.4: Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu prema polu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (20-64)

Tabela A3.5: Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu prema starosnim grupama od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom

Tabela A4.1: Deskriptivna statistika za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u modelima (4.4.2) i (4.4.3)

Tabela A4.2: Ocena uticaja makrofaktora okolnosti na dostignut broj godina školovanja za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20-64)

Tabela A4.3: Ocena uticaja makrofaktora okolnosti na ostvaren broj poena na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u 2018. godini

Tabela A4.4: Ocena uticaja lokacije na šanse da će pojedinac biti visokoobrazovan za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20-64)

Tabela A4.5: Ocena uticaja lokacije na šanse da će učenik postići izvanredne rezultate na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u 2018. godini

I Uvod

1. Uvodna razmatranja: ekonomska relevantnost obrazovanja

Kao što tvrdi Blaug (1976), ekonomija obrazovanja je postala istaknuta oblast početkom šezdesetih godina prošlog veka. Postoje mnogobrojni razlozi za takvu Blaugovu tvrdnju. Prvo, određeni empirijski radovi o strukturi ekonomskog rasta, koje su sproveli Kuznjec, Solov i Denison, pokazali su da akumulacijom fizičkog kapitala mogu samo delimično da se objasne promene u putanji rasta ekonomije. Naime, fizički kapital se do tada posmatrao kao centralni faktor u većini analitičkih radova koji su se bavili problematikom ekonomskog rasta. Ipak, ograničena uloga akumulacije fizičkog kapitala u objašnjavanju promena stopa ekonomskog rasta među zemljama podstakla je istraživače da se fokusiraju na ulogu obrazovanja sa ciljem da se te promene determinišu. Drugo, grupa ekonomista na Univerzitetu u Čikagu, predvođena Šulcom i Bekerom, zabeležila je uspehe u razvoju novog metodološkog okvira zasnovanog na ljudskom kapitalu kao faktoru rasta ekonomije. Razvoj teorije ljudskog kapitala omogućio je konceptualizaciju ekonomske uloge obrazovanja te podstakao razvoj različitih teorija koje pokušavaju da odgovarajućim metodološkim okvirom objasne zbog čega postoji tražnja za obrazovanjem. Treće, i najvažnije, u poslednjih nekoliko decenija može se uočiti značajan porast tražnje za obrazovanjem u svim zemljama. To se posebno ogleda u sve većem obuhvatu učeničke populacije obrazovanjem, što je rezultiralo povećanjem prosečnog broja godina školovanja. Sve to je doprinelo tome da obrazovanje i druge povezane aktivnosti dobiju veći značaj i postanu predmet istraživanja ekonomista, iako su ranije bile izvan glavnog toka ekonomske analize (Blaug, 1976).

Neposredno nakon završetka Drugog svetskog rata bio je primetan opšti porast broja učenika koji pohađaju škole. Stope upisa učenika beležile su rast u svim zemljama, a posebno u nerazvijenim zemljama i zemljama u razvoju. Prema podacima Svetske banke, prosečan broj godina školovanja u Africi je 1960. godine iznosio manje od dve godine, dok 2020. godine iznosi više od šest godina. Slično, u Istočnoj Aziji je prosečan broj godina školovanja u istom periodu uvećan sa dve na osam godina. Globalno posmatrano, projekcije Svetske banke pokazuju da će vrednost tog indikatora dostići 10 godina do 2050. godine. Ipak, i dalje je oko 120 miliona dece bez osnovnog obrazovanja, a više od 250 miliona dece nije pismeno čak ni nakon nekoliko godina školovanja. Svakako, pomenute promene u tražnji za obrazovanjem na globalnom nivou doprinele su smanjivanju obrazovnog jaza među razvijenim zemljama i zemljama u razvoju. Tako je na početku devedesetih godina prošlog veka većina zemalja uspela da dostigne stope upisa veće od 95% u osnovnom obrazovanju, obuhvatajući na taj način skoro celokupnu učeničku populaciju. Međutim, prema stopama upisa u srednjem i visokom obrazovanju, jaz između zemalja u razvoju i razvijenih zemalja je uočljiv. Učenička populacija u zemljama u razvoju je i dalje značajno manje obuhvaćena srednjim i visokim obrazovanje u poređenju sa razvijenim zemljama, budući da taj jaz iznosi od 30 do 70 procentnih poena (Checchi, 2006).

Opšti porast pristupa obrazovanju doprineo je smanjivanju dispariteta ne samo između zemalja nego i u samim zemljama. Određene studije (e.g. Atkinson, 1999; Barro, 2000; Cornia, 2004) pokazale su da zemlje sa visokim udelom učeničke populacije u obrazovanju karakterišu i manje razlike u dostignutom obrazovnom nivou među populacijom, tako da važi da je dohodna nejednakost manja u zemljama u kojima je prosečan dostignuti obrazovni nivo populacije veći. To proističe iz činjenice da veći obuhvat populacije obrazovanjem rezultira boljim šansama za zapošljavanje, povećavajući na taj način socijalnu mobilnost i smanjujući dugoročnu nejednakost u dohotku (Svetska banka, 2011). Te promene su podstakle veliki broj istraživača da ispitaju ekonomsku ulogu obrazovanja na tržištu rada, u pokušaju da objasne razloge tražnje za obrazovanjem.

Uprkos očiglednim razlikama u distribuciji obrazovanja među zemljama različitog nivoa razvijenosti, postoji konsenzus o implikacijama ulaganja u obrazovanje. Naime, Glin (2001) ukazuje na veću participaciju pojedinaca na tržištu rada kada ti pojedinci pređu sa osnovnog na srednje obrazovanje, a posebno sa srednjeg na visoko obrazovanje. Ilustrativno, skoro zaposleno je 90% muškaraca i nešto više od 80% žena sa završenim visokim obrazovanjem, u poređenju sa oko 70% muškaraca i 40% žena sa završenim osnovnim obrazovanjem. Drugim rečima, veći nivo obrazovanja doprinosi većoj participaciji pojedinaca na tržištu rada (Glyn, 2001). Taj nalaz ukazuje na važnost ispitivanja uloge obrazovanja u razjašnjenju činjenice da pojedinci sa većim obrazovnim nivoom više učestvuju na tržištu rada, odnosno da imaju bolje šanse za zaposlenje. Okvirno, različite studije (e.g. Card and Krueger, 1992; Heckman *et al*., 2006; Oreopoulos, 2006; Psacharopoulos and Patrinos, 2018) pružaju objašnjenje koje počiva na empirijski potvrđenoj tvrdnji da je nivo obrazovanja pojedinca pozitivno korelisan sa zaradom koju taj pojedinac ostvaruje na tržištu rada. Naime, veći broj tih empirijskih istraživanja ukazuje na to da jedna godina školovanja u proseku povećava vrednost buduće zarade za 10%. Štaviše, premija na obrazovanje je veća od mnogih drugih vidova ulaganja. Primera radi, stopa povraćaja na ulaganje u državne obveznice iznosi u proseku oko 5%, što je dvostruko manje od stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje (Checchi, 2006).

Iako disperzija zarada varira među zemljama shodno karakteristikama institucija tržišta rada koje preovlađuju u određenoj zemlji, stilizovana činjenica je da pojedinac sa stečenom diplomom fakulteta zarađuje dva do tri puta više od pojedinca koji je stekao samo diplomu osnovne škole. Kombinujući podatke o zaposlenosti, nezaposlenosti i zaradama može se zaključiti da je veći nivo obrazovanja u pozitivnoj vezi sa očekivanom zaradom u budućnosti. Zbog toga je faktor koji može objasniti tražnju za obrazovanjem ekonomski podsticaj u vidu boljeg zaposlenja i veće buduće zarade. Odnosno, prospekt zaposlenja i zarade predstavlja važnu determinantu tražnje za obrazovanjem (Neal, 2018). Ipak, mnogo je važnije ispitivanje uzroka pozitivne veze između obrazovnog nivoa i zarade. Tako je utvrđivanje faktora koji mogu da objasne činjenicu da više obrazovani pojedinci više zarađuju važan segment analize ekonomske uloge obrazovanja na tržištu rada.

U analizi se polazi od teorije ljudskog kapitala, utemeljene u radovima Šulca (1961), Bekera (1964) i Mincera (1975). Sa aspekta teorije ljudskog kapitala obrazovanje doprinosi povećanju produktivnosti pojedinca te posledično veća zarada pojedinca u budućnosti predstavlja rezultat veće produktivnosti. U teoriji ljudskog kapitala polazi se od pretpostavke da ne postoji asimetričnost informacija između radnika i poslodavaca te da pojedinci racionalno biraju ulaganje u obrazovanje tako da očekivana korist od obrazovanja bude jednaka očekivanom trošku nastalom u toku obrazovanja. Dakle, u toj teoriji obrazovanje se posmatra kao investiciona aktivnost koja doprinosi uvećanju produktivnosti pojedinca. Investiranjem u obrazovanje pojedinci unapređuju vrednost oličenu u ljudskom kapitalu, koju potom mogu ponuditi na tržištu rada. S tim u vezi, ljudski kapital je srodan fizičkom kapitalu, čije sticanje zahteva trenutne troškove, ali obezbeđuje buduću korist u vidu zarade. Obrazovanje se, prema toj teoriji, može posmatrati kao investiciono dobro koje pojedinac treba da stiče sve do one tačke u kojoj će se marginalna produktivnost izjednačiti sa marginalnim oportunitetnim troškom sticanja tog dobra (Brown and Session, 2004).

Ipak, teorijom ljudskog kapitala ne mogu da se objasne određene pojave na tržištu rada poput nezaposlenosti ili obrazovne neusklađenosti. Odnosno, prema teoriji ljudskog kapitla takve pojave bi morale biti kratkoročne. Dugoročno postojanje takvih pojava rezultiralo je mnogobrojnim kritikama teorije ljudskog kapitala i podstaklo razvoj alternativnih teorija koje na drugačiji način percipiraju ekonomsku ulogu obrazovanja na tržištu rada (Blaug, 1993). Jedno od alternativnih objašnjenja investiranja pojedinaca u obrazovanje i postojanja pozitivne veze između dostignutog obrazovnog nivoa i buduće zarade pojedinaca pruža teorija signaliziranja. Razvoju teorije signaliziranja posebno su doprineli Spens (1973), Erou (1973) i Štiglic (1975). Osnovna ideja

teorije signaliziranja jeste da obrazovanje ne mora da doprinese povećanju produktivnosti već da deluje kao signal produktivnosti ili kao signal nekih drugih karakteristika, poput sposobnosti, talentovanosti ili pouzdanosti, koje poslodavci vrednuju a koje nisu lako uočljive.

Spens, začetnik teorije signaliziranja, smatra da je zapošljavanje pojedinca aktivnost koja je identična kupovini lutrije. Spens pretpostavlja da poslodavac radniku plaća određeni monetarni ekvivalent lutrije u vidu zarade. Drugim rečima, zapošljavanje je investiranje u uslovima neizvesnosti, budući da se odvija u uslovima informacione asimetrije između radnika i poslodavaca. Poslodavac ne poseduje informacije o sposobnostima radnika u trenutku njegovog zaposlenja niti su te informacije nužno dostupne čim se on zaposli, kao što se to pretpostavlja u teoriji ljudskog kapitala. S tim u vezi, sa stanovišta teorije signaliziranja viši obrazovni nivo je u pozitivnoj korelaciji sa budućom zaradom ne zbog toga što je povezan sa većom produktivnošću takvog pojedinca već zbog toga što u najvećem broju slučajeva potvrđuje da je zapošljavanje takvog pojedinca dobar ulog (Borjas, 2015). Naime, poslodavci se koriste obrazovnim postignućem, na primer posedovanjem fakultetske diplome, kao sredstvom selekcije pojedinaca za koje je verovatno da će biti visokosposobni. Kada pojedinac stekne diplomu fakulteta, on ne mora postati produktivniji, ali na taj način potencijalnim poslodavcima signalizira svoju visoku sposobnost. Budući da je pojedincima koji su visokosposobni lakše da steknu fakultetsku diplomu nego pojedincima koji su manje sposobni, zbog nižih troškova obrazovanja, više je onih sa visokim sposobnostima koji poseduju diplomu fakulteta. Shodno tome, za poslodavce je racionalno da diplomu fakulteta tretiraju kao signal visoke sposobnosti pojedinca koji tu diplomu poseduje (Arcidiacono, Bayer and Hizmo, 2010).

Formulisanje teorije ljudskog kapitala, šezdesetih i sedamdesetih godina prošlog veka, podstaklo je objavljivanje desetina radova (e.g. Psacharopoulos, 1981, 1994; Freeman, 1986; Goldin and Polacheck, 1987; Chiswick, 1988; Krueger, 1993; King, Montenegro and Orazem 2012), u kojima su istraživači ocenjivali premiju na obrazovanje. Autori tih radova su težili da identifikuju vrednost obrazovnih investicija sa ciljem da odrede optimalno ulaganje pojedinaca u različite nivoe obrazovanja. Značaj takvog tipa identifikacije ogleda se u činjenici da su rezultati tih istraživanja često korišćeni za opravdanje intervenisanja države u obrazovanje. Naime, utvrđena pozitivna veza između obrazovnog nivoa i buduće zarade pojedinca korišćena je u analizi distributivnih efekata finansiranja različitih obrazovnih programa, koja je potom omogućavala kreatorima obrazovnih politika da stvaraju podsticaje za promovisanje i privatnih i javnih obrazovnih investicija. Zbog toga su razumevanje načina ocene stope povraćaja ulaganja u obrazovanje i mogućnost odgovarajuće primene rezultata takvog ocenjivanja kritične veštine koje kreatori obrazovnih politika imaju na raspolaganju (Patrinos, 2016).

Jedan od najčešće korišćenih načina za empirijsku proveru teorije signaliziranja, odnosno potvrdu ekonomske uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada, jeste ocena efekata diplome. U određenom broju empirijskih studija (e.g. Layard and Psacharopoulos, 1974; Groot and Oostrebeek, 1994; Jeager and Page, 1996; Belman and Heywood, 1997; Crespo and Cortez, 2005; Pons and Blanco, 2005) potvrđen je značaj efekata diplome. Operativna definicija efekata diplome, korišćena u tim studijama, zavisi od metodologije koja se koristi i podataka koji su raspoloživi. Belman i Hejvud (1997) smatraju da se efekti diplome odnose na razliku u zaradi između pojedinca koji poseduje diplomu i pojedinca koji je ne poseduje diplom, uslovljenu brojem godina njihovog školovanja.

Ukoliko investiranje u viši nivo obrazovanja predstavlja isplativo ulaganje shodno očekivanim višim prinosima na obrazovanje, onda je važno istražiti razloge kojima se objašnjava stanje prema kojem određeni broj porodica nedovoljno ulaže u školovanje dece. Odnosno, shodno prethodno opisanoj pozitivnoj vezi između obrazovnog nivoa i zarade, očekivano bi bilo da svi pojedinci ulažu u najviše nivoe obrazovanja kako bi ostvarili koristi od boljih šansi da imaju veće dohotke

u budućnosti. Međutim, veći obuhvat učeničke populacije određenim obrazovnim nivoom utiče na pad premije na obrazovanje koja se povezuje sa tim nivoom obrazovanja. U izveštaju Svetske banke (2011) pokazuje se da su stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje više na onim obrazovnim nivoima na kojima je pristup obrazovanju manji. Ali, teško da to može da bude osnovni razlog nedovoljnog investiranja u školovanje. Može se dokazati da je nedostatak finansijskih sredstava glavni faktor ograničenja sa kojima se porodice suočavaju kada donose odluke o investiranju u školovanje dece (Checchi, 2006).

U slučaju kada se pojedinci razlikuju u nekoliko aspekata, poput dohotka porodice i neuočljivih sposobnosti, ne postoji garancija da će tržišna alokacija automatski obezbediti efikasnost i jednakost obrazovnih ishoda. Taj problem postaje još izraženiji kada se u obzir uzme i međugeneracijska istrajnost u porodičnim odlukama u vezi sa školovanjem. Štaviše, specifičnost ljudskog kapitala u odnosu na fizički kapital tiče se činjenice da na postoji materijalno otelotvorenje ljudskog kapitala. Posledično, ne može se uspostaviti efikasno založno pravo na takvim kapitalom, što otežava investiranje u ljudski kapital u uslovima ograničenih finansijskih sredstava. Dakle, investiranje u obrazovanje povezano je sa sledećim problemom nejednakosti: pojedinci su obdareni različitim sposobnostima, dok su tržišta kapitala za finansiranje obrazovanja, u zemljama u kojima postoje, nesavršena (Mitch, 2004). Stoga je važno ispitati i u kojoj meri nejednake šanse u obrazovanju predstavljaju ograničavajući faktor pristupu obrazovanju i ostvarenju koristi od takvog vida ulaganja nezavisno od sposobnosti pojedinca. Odnosno, važno je istražiti u kojoj meri socioekonomska ograničenja, karakteristična za određenu zemlju, sprečavaju visokosposobne pojedince da ostvare odgovarajuću premiju na obrazovanje te deluju kao prepreka funkcionisanju obrazovanja kao mehanizma za smanjivanje dohodne nejednakosti u toj zemlji.

Romer (1998) je svojim radom podstakao objavljivanje većeg broja radova na temu merenja nejednakih šansi, razvijajući metodološki okvir koji takvo merenje omogućava. Romerova ideja se može formulisati tako da faktori koji određuju određeni ishod mogu biti posmatrani kao faktori koji se nalaze pod kontrolom pojedinca, nazvani uloženi napor pojedinca, i faktori koji su izvan kontrole pojedinca, nazvani okolnosti sa kojima se pojedinac susreće. Prema Romerovom shvatanju, pojedinci suočeni sa identičnim okolnostima čine određeni tip. Pojednici istog tipa imaju identične uslove za transformisanje inputa u autpute. Stoga, dok je nejednakost između pojedinaca istog tipa, nastala kao posledica različitog napora, moralno irelevantna, nejednakost među pojedincima različitog tipa, nastala kao posledica različitih okolnosti, nije moralno prihvatljiva i zahteva određenu intervenciju. Takav okvir se može primeniti u izučavanju nejednakih šansi u različitim sferama. Jedan od primera jeste analiza globalne nejednakosti šansi. Milanović (2015), polazeći od Romerove formulacije nejednakih šansi, ispitivao je u kojoj meri dohodak pojedinca zavisi isključivo od faktora koji su određeni karakteristikama zemlje prebivališta, nezavisno od faktora poput napora, truda ili sreće. Preciznije, Milanović je istraživao koliko se dohodak pojedinca može objasniti nivoom prosečnog dohotka, mereno bruto domaćim proizvodom po glavni stanovnika, i dohodnom nejednakošću zemlje, mereno Džini koeficijentom. Ako se pođe od pretpostavke da pojedinac koji je rođen u nerazvijenoj zemlji ima ograničene mogućnosti da svojim naporom značajno uveća svoj dohodak jer ne može u velikoj meri da utiče na stopu ekonomskog rasta zemlje u kojoj se nalazi, onda je jedna od mogućnosti koja preostaje takvom pojedincu da radi poboljšanja svog položaja u pogledu dohotka emigrira u razvijenije zemlje. Slične analize nejednakih šansi sprovedene su i u sferi obrazovanja.

Tema istraživanja nejednakih šansi u obrazovanju postala je značajnija poslednjih decenija, budući da pojedini istraživači (e.g. Sen, 1985; Brunello and Checchi, 2007; Fleurbaey, 2008) posmatraju obrazovanje kao osnovno pravo pojedinca koje mora biti ostvareno bez ograničenja. Posebno su nedavne studije (e.g. Bedard and Ferrall, 2003; Blau and Kahn; 2005) pokazale da su nejednakost u obrazovnim šansama i dohodna nejednakost pozitivno korelisane tokom vremena, kako u jednoj

zemlji tako i između zemalja. Štaviše, nivo obrazovanja se može dovesti u vezu i sa drugim važnim dimenzijama, poput nivoa zdravlja ili nivoa participacije u demokratskim procedurama, tako da se nejednakost u obrazovnim šansama može preslikati u jazove u drugim važnim segmentima društvenog života. Svi ti razlozi su podstakli istraživače da se posvete temi ispitivanja distribucije obrazovanja. To se posebno odnosi na izučavanje pravednosti u distribuciji šansi za dostizanje odgovarajućeg obrazovanja, a naročito stepena u kojoj karakteristike zemlje iz koje pojedinac potiče determinišu obrazovna dostignuća tog pojedinca, te opredeljuju mogućnosti za ostvarivanje određene premije na obrazovanje (Ferreira and Gignoux, 2011).

Imajući to u vidu, predmet doktorske disertacije je analiza ekonomske uloge obrazovanja na tržištu rada, posmatrano sa aspekta teorije ljudskog kapitala i teorije signaliziranja, kao i analiza nejednakih šansi u obrazovanju u slučaju Srbije. Radi poređenja, u analizu će biti uključene i određene zemlje Centralne i Istočne Evrope. Analizom će, osim Srbije, od zemalja Centralne i Istočne Evrope biti obuhvaćene: Bugarska, Mađarska, Poljska, Rumunija, Slovačka, Slovenija, Hrvatska i Češka. U doktorskoj disertaciji će se za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope oceniti: premija na obrazovanje prema teoriji ljudskog kapitala, efekat diploma prema teoriji signaliziranja i uticaj makrofaktora okolnosti koji predstavljaju ograničenje za dostizanje određenog obrazovnog nivoa te umanjuju šanse za ostvarivanje odgovarajuće stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Cilj doktorske disertacije jeste da se empirijski utvrdi u kojoj meri obrazovanje unapređuje produktivnost pojedinca, odnosno predstavlja karakteristiku koja signalizira njegove produktivne mogućnosti u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope. U tom smislu, važno je utvrditi mehanizam kojim se objašnjava postojanje pozitivne korelacije između obrazovanja i zarade u Srbiji iz razloga što teorija ljudskog kapitala i teorija signaliziranja imaju različite implikacije po mnoga pitanja obrazovne politike. U teoriji ljudskog kapitala, na primer, sugeriše se da investiranje u obrazovanje, uvećavajući ljudski kapital pojedinca, predstavlja način za ostvarivanje većih stopa ekonomskog rasta. S tim u vezi, programi države orijentisani na subvencionisanje obrazovanja unapređuju nivo produktivnosti pojedinaca i samim tim unapređuju njihov status na tržištu rada te, posledično, pozitivno utiču na ekonomski rast zemlje. Prema teoriji signaliziranja, pak, obrazovanje ne doprinosi, ili ne mora da doprinese, uvećanju ljudskog kapitala pojedinca, već je ta vrednost urođena te se investiranjem u obrazovanje ona ne menja. Zbog toga državni programi subvencionisanja obrazovanja predstavljaju uzaludno trošenje resursa jer niskoproduktivni pojedinci ostaju niskoproduktivni bez obzira na to koliko se novca utroši na njihovo obrazovanje, pa se ni njihov položaj na tržištu rada na taj način ne može poboljšati. Posledično ulaganje u obrazovanje ima ograničeno delovanje na stopu ekonomskog rasta zemlje. Takođe, interesantno je ispitati u kojoj meri se ekonomska uloga obrazovanja, oličena u stopama premije na obrazovanje i efekte diploma, razlikuje između Srbije i određenih zemalja Centralne i Istočne Evrope, koje su nekada bile deo socijalističkog sistema uređenja. Posebno može biti važno istražiti te razlike u slučaju Srbije i, na primer, Hrvatske i Slovenije, budući da su te zemlje bile deo jedinstvenog jugoslovenskog obrazovnog sistema. Ipak, bez obzira na to koju od te dve ekonomske uloge igra obrazovanje, može se uočiti da na tržištu rada pojedinci sa višim obrazovnim nivoom ostvaruju veće zarade od onih sa nižim nivoom obrazovanja, ako su ostale karakteristike identične. Odnosno, viši nivo obrazovanja pojedincima omogućava pomeranje u više delove raspodele dohotka u zemlji. Zbog toga je cilj ove doktorske disertacije i da empirijski ispita u kojem stepenu Srbiju i druge zemlje Centralne i Istočne Evrope karakterišu nejednake šanse u obrazovanju, koje negativno utiču na distribuciju obrazovanja te sprečavaju delovanje obrazovanja kao mehanizma za redukciju dohodne nejednakosti. S tim u vezi, za kreatore obrazovne politike značajno postaje ispitivanje uticaja faktora koji nisu pod kontrolom pojedinaca u nekoj zemlji na obrazovna postignuća tih pojedinca. To je važno imajući u vidu različitu tranzicionu putanju Srbije i ostalih zemalja Centralne i Istočne Evrope. Razlike u intenzitetu sprovođenja tranzicionih reformi verovatno su se odrazile i na razlike u okolnostima sa kojima se pojedinci prilikom obrazovanja suočavaju, što se može preslikati u drugačiji stepen nejednakih šansi za ostvarivanje odgovarajućih obrazovnih ishoda. Razlikama u distribuciji obrazovanja, koje

su nastale kao posledica nejednakih šansi, može u velikoj meri da se objasni razlika u distribuciji zarada, pa samim tim i značajnog dela ukupnog dohotka, što predstavlja važnu determinantu u ispitivanju dohodne nejednakosti među zemljama.

Struktura doktorske disertacije je sledeća. Nakon uvoda, u drugom delu rada obrazovanje je posmatrano kao investiciono dobro, shodno postavkama teorije ljudskog kapitala. U drugom delu predstavljen je Bekerov model, u kojem je na osnovu teorije investicija definisana optimalna tražnja za obrazovanjem. Nakon toga je prikazan Ben-Poratov razvoj Bekerovog modela, u kojem su marginalnom analizom određeni uslovi ravnoteže na tržištu obrazovanja, sa posebnim osvrtom na ulogu talenta i bogatstva. Polazeći od predstavljenih modela razvijenih sa ciljem da se objasni uloga obrazovanja kao investicionog dobra, prikazano je kretanje tražnje za obrazovanjem tokom vremena. U drugom delu je dat pregled ranijih empirijskih istraživanja sprovedenih sa ciljem da se ispita ekonomska uloga obrazovanja kao investicionog dobra na osnovu Mincerove jednačine radi ocene premije na obrazovanje, uz isticanje problema endogenosti. U tom delu rada prikazano je i kretanje stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje tokom vremena. Ključni deo drugog dela rada posvećen je oceni premije na obrazovanje u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope. S tim u vezi, opisani su metodologija i podaci koji su korišćeni radi sprovođenja empirijskog istraživanja. Nakon toga su predstavljeni dobijeni rezultati, sa posebnim osvrtom na uporedivost rezultata sa ranije sprovedenim sličnim empirijskim istraživanjima u drugim zemljama. U trećem delu rada obrazovanje je posmatrano kao signal, polazeći od pretpostavki u teorijskom okviru signaliziranja. Prikazan je Spensov model, u kojem je, na osnovu teorije tržišta sa asimetričnim informacijama, opisano uspostavljanje razdvajajuće ravnoteže na tržištu rada. Da bi se ukazalo na dinamiku uspostavljanja pomenute razdvajajuće ravnoteže, prikazana je modifikacija Spensovog modela sa elementima teorije igara primenom bajesijanskog koncepta. U trećem delu rada predstavljeni su distinkcija između privatne i društvene premije na obrazovanje i kretanje izdataka države za obrazovanje tokom vremena. Zatim su darezultati ranije sprovedenih empirijskih istraživanja koji su bili posvećeni izučavanju obrazovanja kao signala na osnovu jednačine Hangerforda i Solona radi ocene efekata diploma, uz posebno isticanje učenja tokom vremena i različitih sklonosti ka signaliziranju i sortiranju kao alternativnih načina za empirijsku validaciju teorije signaliziranja. U centralnom delu trećeg dela rada ocenjeni su efekti diploma u Srbiji i određenim zemljama Centralne i Istočne Evrope. Predstavljen je model i opisani su podaci koji su korišćeni u svrhe sprovođenja empirijskog istraživanja. Slično, dobijeni rezultati su upoređeni sa rezultatima dobijenim u sličnim studijama u drugim zemljama koje su se bavile tom tematikom. Četvrti deo rada je posvećen analizi nejednakih šansi u obrazovanju. Analiza je utemeljena na modelu koji je predstavio Romer, kao i na kasnijoj Flojbajovoj modifikaciji Romerovog modela, u kojem je istaknuta važnost zadovoljenja principa kompenzacije i afirmacije u definisanju politike izjednačavanja šansi. Potom je opisan Gelo–Zairov model preklapajućih generacija, u kojem se ističe značaj državne intervencije u obrazovanje u slučaju nesavršenosti finansijskih tržišta. U tom delu je prikazano i kretanje obrazovne nejednakosti, radi ukazivanja na vezu između obrazovne distribucije i distribucije dohotka. Zatim je u četvrtom delu rada dat pregled ranijih empirijskih istraživanja nejednakih obrazovnih šansi koja su sprovedena u prethodnom periodu. Centralni deo četvrtog dela rada jeste ispitivanje nejednakih šansi u obrazovanju u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope. U te svrhe su opisani model i podaci od kojih se pošlo kako bi se empirijsko istraživanje sprovelo. Nakon toga su predstavljeni rezultati, a poseban fokus je na opisu makrofaktora okolnosti koji ograničavaju pristup pojedinaca obrazovanju u zemljama koje su analizirane. U zaključnim razmatranjima je istaknut doprinos doktorske disertacije naučnoj literaturi Srbije koja se odnosi na oblast ekonomije obrazovanja, a date su i preporuke za kreatore javnih politika u kontekstu ekonomske uloge obrazovanja i nejednakih obrazovnih šansi.

II Obrazovanje kao investiciono dobro: ocena premije na obrazovanje

2.1. Uvod

Beker, dobitnik Nobelove nagrade za ekonomiju[1], tokom svoje istraživačke karijere doprineo je razvoju onoga što je danas poznato kao „ekonomski pristup ljudskom ponašanju“. To podrazumeva metodološku analizu ljudskih motivacija, u pokušaju da se mnogobrojni modaliteti ponašanja ljudi objasne setom pojednostavljenih činjenica koje se odnose na individualne izbore karakteristične za maksimiranje funkcije korisnosti, u skladu sa racionalnim, stabilnim i postojanim preferencijama. Ti izbori su ograničeni faktorima kao što su dohodak, vreme, raspoložive alternative i slično. Jedna od značajnijih oblasti Bekerovog istraživanja, u skladu sa pomenutom metodološkom koncepcijom, jeste ekonomija obrazovanja, u okviru koje je razvio teoriju ljudskog kapitala, kojom se bavio većim delom svoje istraživačke karijere, posebno u ranim godinama. To istraživanje je Bekera vodilo ka objavljivanju monografije *Ljudski kapital* (1964), što predstavlja značajan korak ka uspostavljanju temelja Bekerove reputacije u oblasti ekonomije obrazovanja (Teixeira, 2014).

Ideja da obrazovanje ima različite koristi, i monetarne i nemonetarne, svakako je starijeg datuma. Ipak, korišćenje izraza kao što su ljudski kapital i ljudsko bogatstvo za oslikavanje ekonomskih efekata obrazovanja počelo je tek u koherentnom istraživačkom programu određenog broja ekonomista krajem pedesetih godina prošlog veka. Pre Drugog svetskog rata, većina ekonomista je tradicionalno posmatrala koristi od obrazovanja prvenstveno na političkom i moralnom nivou, te su ignorisali ekonomsku ulogu obrazovanja. Uprkos važnim zaključcima o značaju obrazovanja za pojedinca i društvo u političke i moralne svrhe, obrazovanje je ipak u tom periodu imalo perifernu ulogu sa stanovišta analize ekonomskog fenomena, posebno u domenu tržišta rada. U godinama nakon Drugog svetskog rada javljaju se znaci istraživanja ekonomske vrednosti obrazovanja među istaknutim ekonomistima toga doba (Fine and Milonakis 2009). Tako je Fišer (1946) naglašavao ekonomsku dimenziju obrazovne politike i potrebu posmatranja obrazovanja kao instrumenta ekonomske politike. Smatrao je da je ljudski napredak bio umnogome ograničen zanemarivanjem ljudskog kapitala kao determinante ekonomskog razvoja, što je vidljivo u nesavršenim sistemima obrazovanja. To se, smatra Fišer, odrazilo na oskudnost kvalifikovane radne snage. Objašnjenje takvog stanja počiva na činjenici da je obrazovanje dugoročna investicija, čije se koristi mogu primetiti tek kada prođe određeno vreme. Zbog toga Fišer zaključuje da obrazovanje mora igrati odlučujuću ulogu u posleratnim odnosima izgradnjom produktivne strukture, uz veća izvajanja resursa za razvoj ljudskog kapitala. Obrazovanje u tom kontekstu treba da bude privilegovana oblast ekonomske politike države jer ne doprinosi samo unapređenju efikasnosti, većim stopama ekonomskog rasta, već i poboljšanju pravičnosti, obezbeđujući jednakost distribucije dohotka (Fischer, 1946). Drugi značajni ekonomisti su takođe isticali značaj obrazovanja na ekonomskom planu države. Tako je Najt (1941) izdvojio obrazovanje kao važan faktor ekonomske slobode i akumulacije ljudskog kapitala, dok je Fridman (1953) naglasio ulogu obrazovanja u kontekstu izbora, šansi i distribucije dohotka.

Znake rasta interesovanja za obrazovanje, posebno krajem pedesetih godina 20. veka, uočila je grupa ekonomista koji su institucionalno ili intelektualno bili povezani sa Univerzitetom u Čikagu. Naime, tih godina je Šulc, tada šef Ekonomskog departmana Univerziteta u Čikagu, postavio ideju investiranja u ljudske kapacitete kao suštinsku za ekonomski razvoj zemlje. Glavni doprinos Šulca u vezi sa tim bio je predstavljen u članku[2] koji je Američka ekonomska asocijacija objavila 1961. godine. Šulc je u tom članku predstavio glavne nalaze svog istraživanja o značaju obrazovanja za individualni i društveni razvoj, vodeći se idejama koje su postavili Maršal i Fon Tunen, ali i Mincer

[1] Gari Beker je dobio Nobelovu nagradu za ekonomiju 1992. godine za proširenje oblasti mikroekonomskih istraživanja na širok spektar ljudskog ponašanja i interakcija među ljudima.
[2] Schultz, T. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review 51*(1), 1–17.

i Beker. Šulc je time predstavio osnove koncepta ljudskog kapitala koji je obuhvatao sledeće kategorije: (1) obrazovanje, (2) obuku, (3) trening, (4) zdravlje i (5) interne migracije. Šulc je tvrdio da su znanje i veštine u formi kapitala te da investiranje u obrazovanje vodi porastu ekonomskog autputa zemlje. Taj porast ekonomskog autputa, prema Šulcovom mišljenju, rezultat je pre svega porasta produktivnosti nacije, koja prostiče iz viših obrazovnih nivoa pojedinaca. Šulc je time postavio osnove teorije ljudskog kapitala, promovišući nekoliko ideja. Smatrao je da zemlje bez ljudskog kapitala ne mogu efikasno da koriste i upravljaju fizičkim kapitalom jer ekonomski rast može biti ostvaren samo ukoliko nivo fizičkog i nivo ljudskog kapitala rastu zajedno. Posledično, smatra Šulc, nedovoljno investiranje u ljudski kapital glavni je faktor ograničenja ekonomskog rasta zemlje. Dalje je posmatrao izdatke za obrazovanje, zdravlje i interne migracije preduzete sa ciljem preuzimanja boljih šansi zaposlenja kao primere koji ukazuju na to da veliki deo potrošnje u stvari čini investiranje u ljudski kapital. Poseban problem je to što, kako Šulc ističe, ti izdaci, iako imaju pozitivan uticaj na ekonomski razvoj, nisu obuhvaćeni nacionalnim računima zemalja. Prikazane Šulcove ideje su naišle na otpor određenog broja ekonomista, koji su kritikovali na taj način predstavljen koncept ljudskog kapitala smatrajući da posmatranje ljudi u formi kapitala nije odgovarajuće zbog mogućeg povezivanja tih ideja sa ropstvom. Ipak, značaj Šulcovih ideja se ogleda u tome što je, koristeći svoju vidljivost u ekonomskoj zajednici, promovisao rad tada manje poznatih ekonomista, pre svega Mincera i Bekera, koji su istraživali ekonomske potencijale obrazovanja (Breton, 2014).

Značajan doprinos razvoju teorije ljudskog kapitala tih godina dao je Mincer (1958), koji je u svom doktorskom istraživanju[3] razvio ono što je danas poznato kao model školovanja, u kojem je pokušao da koristi obrazovanje, trening i obuku kao glavne varijable za objašnjenje većih zarada i boljeg dohodnog obrasca tokom života. Mincerov razvijeni model je pružio uvid u analizu načina na koji školovanje određuje razlike u ostvarenom dohotku među pojedincima i kako posledično te razlike oblikuju dohodovu nejednakost. Model počiva na pretpostavci racionalnog ekonomskog ponašanja pojedinaca na tržištu rada, a to je kasnije poslužilo kao osnova za dalja izučavanja funkcije zarade. to istraživanje je stimulisalo Mincera na dalja ispitivanja relevantnosti teorije ljudskog kapitala, a posebno uloge obrazovanja u objašnjenju životnog dohotka i dohodne nejednakosti. Rezultat toga su radovi Mincera objavljeni početkom šezdesetih godina prošlog veka u oblasti ekonomije obrazovanja i ekonomije rada. Tako je Mincer ispitivao stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje i obuku na poslu za nekoliko različitih profesija, obraćajući posebnu pažnju na razlike koje postoje u veličini ostvarenih stopa među muškarcima i ženama (Chiswick, 2003).

Sve to je doprinelo tome da od sredine šezdesetih godina 20. veka termin ljudskog kapitala postane vidljiv u ekonomskoj literaturi, a značajno se odrazilo i na Bekerovo interesovanje za obrazovanje, posebno zahvaljujući bliskoj interakciji sa pionirima te oblasti Šulcom i Mincerom. Bekerovo zanimanje za razvoj novih tipova ekonomskog ispitivanja vidljivo je u njegovom doktorskom istraživanju[4] u kojem se fokusirao na diskriminaciju na tržištu rada. Beker (1955) je analizirao diskriminaciju između belih i crnih radnika koristeći neoklasični okvir, pružajući uvid u različite kvantitativne pokazatelje fenomena diskriminacije na tržištu rada. U svom doktorskom istraživanju Beker je posvetio pažnju i obrazovanju u kontekstu diskriminacije na tržištu rada, predstavljajući obrazovanje kao sredstvo za pristupanje bolje plaćenim poslovima. Beker je još tada jasno usvojio termin ljudski kapital kao investicija racionalnog pojedinca u obrazovanje (Heckman, 2011). Dakle, Beker je od ranih dana istraživačke karijere bio zainteresovan za primenu klasične ekonomske aparature u novim temama i oblastima ljudskog ponašanja koje nisu bile konvencionalno analizirane sa striktno ekonomskog stanovišta. Tome je doprinelo i Bekerovo angažovanje u Nacionalnom birou za ekonomska istraživanja – NBER (engl. *National Bureu of Economic Research*) krajem pedesetih godina prošlog veka. Beker je pri NBER ispitivao stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za različite obrazovne nivoe, obraćajući posebnu pažnju na

[3] Mincer, J. (1958). *A Study of Personal Income Distribution*. PhD thesis. University of Columbia.
[4] Becker, G. (1955). *The Economics of Discrimination*. PhD thesis. University of Chicago.

fakultete. Rezultati tih ispitivanja su prezentovani na različitim konferencijama i prikazani u različitim časopisima, a kao rezultat svega toga Beker je 1964. godine objavio monografiju pod naslovom *Ljudski kapital*. U monografiji je većim delom korišćen analitički okvir i pružena je ekstenzivna slika onoga što je tada već bilo poznato kao teorija ljudskog kapitala. Beker je definisao ljudski kapital kao aktivnosti koje utiču na budući dohodak putem uvećanja resursa u ljude, sa obrazovanjem i obukom kao svojim osnovnim formama (Teixeira, 2014).

Beker je bio fokusiran na razvoj opšte teorije investiranja u ljudski kapital, a ne isključivo na ocenu profitabilnosti tog investiranja. To je zahtevalo definisanje okvira za različite starosno-dohodne profile, uz koncentraciju investicija u ljudski kapital u ranim starosnim godinama i distribuciju dohotka na bazi procesa akumulacije ljudskog kapitala. Beker je proširio Mincerov rad u pogledu funkcije zarade, povezujući distribuciju dohotka eksplicitno sa stopama povraćaja na ulaganje u obrazovanje i troškovima školovanja. Takođe, Beker uvodi terminološku distinkciju između opšteg i specifičnog ljudskog kapitala.[5] Kako se, prema Bekerovom mišljenju, opšti ljudski kapital odnosi na povećanje vrednosti marginalnog proizvoda rada u bilo kojoj firmi kroz obuku, tako nijedna firma nema podsticaj da snosi troškove takve obuke prebacujući ih na radnika. Radnik ima podsticaj da ulaže u obuku opšteg tipa jer ona povećava vrednost opšteg ljudskog kapitala, što se preslikava u većoj zaradi, bez obzira na firmu u kojoj se radnik nalazi. To doprinosi tome da funkcija zarade bude strmija jer radnici u ranijim godinama snose troškove takve obuke, a u kasnijim godinama uživaju u koristima od veće zarade. Beker je analizirao i specifičan ljudski kapital koji se odnosi na povećanje vrednosti marginalnog proizvoda radnika isključivo u firmi koja pruža obuku. U tom slučaju Beker dokazuje da radnik nema podsticaj da snosi troškove takve obuke te da će ih snositi firma koja prikuplja koristi takvog investiranja u vidu veće produktivnosti radnika. Štaviše, firme će, kako je Beker pokazao, imati podsticaj i da plate premiju na zaradu za radnike koje poseduju specifičan ljudski kapital, kako bi umanjili šanse za odlazak radnika i tako izbegli nepovratne troškove (Blaug, 1985).

Beker je naučnim diskursom obuhvatio i ocenu stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, koja je bila predmet analize nekoliko ranijih studija o ljudskom kapitalu, a to će kasnije postati okosnica ekonomije obrazovanja. Beker se u tom diskursu fokusirao na slučaj opšteg ljudskog kapitala uvodeći jednačinu koja predstavlja neto sadašnju vrednost budućih zarada koje će pojedinac tokom života ostvariti, pretpostavljajući da se identični zaključci mogu doneti i u slučaju specifičnog ljudskog kapitala. Taj pristup je otežavala činjenica da specifikacija investicionog perioda nije bila sasvim jasna i da postoji nesavršeno znanje o budućim zaradama. Zbog toga je Beker odlučio da usvoji pristup prema kojem se trošak investiranja u ljudski kapital posmatra kao trošak školovanja i trošak propuštene zarade, dok stopa tržišne kapitalizacije, to jest diskontna stopa, u stvari predstavlja ponderisani prosek individualnih stopa povraćaja različitih tržišnih ulaganja. Time je analiza učinjena mogućom jer više nije potrebno znati period investiranja budući da troškovi i koristi od obrazovanja mogu biti simultano ocenjeni na osnovu informacija o neto zaradi. Beker je time omogućio ispitivanje evolucije podsticaja za investiranje u ljudski kapital u različitim periodima. Bekerov doprinos razvitku teorije ljudskog kapitala je višestruk. Prvo, pomogao je objašnjenju dužih perioda školovanja mlađih generacija kao rezultat različitih podsticaja mlađih i starijih. Drugo, doprineo je razumevanju stanja u kojem pojedinci imaju više podsticaja za opštu, a manje za specifičnu obuku. Treće, sugerisao je da je povećanje obuhvata obrazovanjem u zemljama uglavnom posledica tehnološkog progresa koji je povećao ponudu kvalifikovane radne snage. Četvrto, ukazao je na poteškoće u finansiranju investiranja u ljudski kapital i na rizik nedovoljnog investiranja u obrazovanje zbog kratkovidosti mlađih generacija (Teixeira, 2014).

[5] Opšti ljudski kapital se odnosi na sticanje znanja i veština, uglavnom u procesu obrazovanja, koji imaju vrednost za različite firme u kojima pojedinac može biti zaposlen, dok specifični ljudski kapital podrazumeva sticanje znanja i veština, obično u procesu obuke i treninga, koji imaju vrednost isključivo za firmu u kojoj je pojedinac trenutno zaposlen (Becker, 1964).

Beker je razvio i metodološki okvir koji je omogućio empirijsku analizu ljudskog kapitala, a to je bila i njegova inicijalna motivacija da objavi pomenutu monografiju. Ta analiza je bila zasnovana na cenzusnim podacima Nacionalnog zavoda za obrazovanje o zaradama i obrazovnim nivoima, kao i troškovima školovanja i propuštene zarade, za različite starosne grupe i duži vremenski period. Grupa za koju je bio posebno zainteresovan pri ispitivanju stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje bila je grupa belih fakultetskih diplomaca muškog pola u periodu od 1939. do 1949. godine u Sjedinjenim Američkim Državama, dok su manje ekstenzivno ispitivane grupe crnaca, osoba ženskog pola, osoba iz ruralnih sredina. Beker je naglašavao relevantnost indirektnih troškova propuštene zarade, pre nego direktnih troškova školovanja, nepovoljnije socioekonomske karakteristike porodice i nedostatak informacija i motivacije kao osnovnih faktora koji ograničavaju siromašnije pojedince da investiraju u ljudski kapital. Analiza je ukazala na značajan varijabilitet između i u okviru posmatranih grupa u pogledu ocenjene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, što je bilo predmet kasnijih Bekerovih istraživanja. Beker je došao do rezultata da stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje u Sjedinjenim Američkim Državama iznosi 13–28%, zavisno od grupe koja je posmatrana. Takođe, posebno je istraživan uticaj izražene masovnosti visokog obrazovanja tokom vremena na stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Prema Bekerovom shvatanju, povećanje broja fakultetskih diplomaca nije dovelo do očekivanog značajnog smanjenja stope povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje, kao što implicira hipoteza oskudnosti prema kojoj stope povraćaja teže da opadaju za onaj obrazovni nivo u kojem je tražnja visoka. Beker je rezultat o stabilnim stopama na ulaganje u visoko obrazovanje objašnjavao napretkom tehnologije koja je zasnovana na tražnji za visokokvalifikovanom radnom snagom i posledično većoj produktivnosti fakultetskih diplomaca tokom vremena (Rosen, 1977).

Beker je istakao nekoliko empirijskih ograničenja dobijenih rezultata, koji se uglavnom odnose na korišćenje uporednih podataka. Najveće istaknuto ograničenje Bekerove empirijske analize odnosi se na uticaj ostalih faktora, a pre svega sposobnosti pojedinca, što je moglo da utiče na pristrasnost ocena i precenjenost stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Stoga je Beker jedan deo analize posvetio i oceni stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje u slučaju blizanaca, na osnovu podataka koje je prikupio Gorslajn 1932. godine, u pokušaju da ukloni potencijalnu pristrasnost ocena (Freeman, 1986).

Teorijsko-metodološki okvir za analizu ljudskog kapitala koji su razvili Šulc, Mincer i Beker, prema kojem se obrazovanje posmatra kao investiciono dobro, šezdesetih godina prošlog veka imao je pozitivne implikacije na obrazovne politike velikog broja zemalja. Naime, metodološki okvir u kojom je istaknuta važnost investiranja u obrazovanje sa ciljem povećanja fonda ljudskog kapitala zbog pozitivnih efekata na ekonomski razvoj zemlje kroz povećanu produktivnost nacije skrenuo je pažnju kreatora ekonomskih politika na važnost sve većeg obuhvata populacije obrazovanjem. To je rezultiralo time da su sve zemlje od šezdesetih godina 20. veka počele da promovišu obrazovanje kao sredstvo ekonomskog napretka i pojedinca i zemlje te je zabeležen veliki porast tražnje za obrazovanjem u periodu koji je usledio (Checchi, 2006).

2.2. Teorijsko-metodološki okvir: Bekerova analiza

Beker je, posmatrajući obrazovanje kao investiciono dobro, razvio teorijsko-metodološki okvir koji omogućava uspostavljanje relacije između zarade, troškova investiranja u obrazovanje i stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Polazeći od standardne teorije investicija, Bekerov opšti model ulaganja u ljudski kapital može se predstaviti u sledećoj formi.

Škola se definiše kao obrazovna institucija koja je specijalizovana za proizvodnju znanja i veština. Neke obrazovne institucije, na primer, srednje škole za frizere ili automehaničare, specijalizuju se isključivo za jedan set znanja i veština, dok neke druge, to jest fakulteti, pružaju širok spektar znanja i veština. Stečeno znanje i veštine koriste pojedincu da dođe do odgovarajućeg posla na tržištu rada i po tom osnovu prisvaja određenu zaradu. Dok se školuje, pojedinac ne ostvaruje zaradu, iako određeni monetarni iznos može biti ostvaren izvan školovanja – tokom raspusta ili odmora, na primer. Zbog toga razlika između onoga što je mogao da ostvari i onoga što je eventualno ostvario predstavlja indirektan trošak obrazovanja. Školarina, naknade, troškovi kupovine knjiga, transportni troškovi i slično predstavljaju direktne troškove obrazovanja. Posledično, neto zarada je razlika između ostvarene zarade iskazane preko marginalnog proizvoda rada i ukupnih troškova. Analiza se dalje može proširiti uvođenjem sledećih pretpostavki: (1) troškovi investiranja su ograničeni na jedan period dok se koristi u vidu zarade odnose na sve ostale periode; (2) investiranje je distribuirano na periode, a to, ukupno posmatrano, čini investicioni period. Dakle, polazeći od teorije investicija moguće je definisati stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje, prema sledećim postavkama. Neka je Y aktivnost investiranja u obrazovanje[6] koja pojedincu omogućava da u određenom starosnom dobu stekne realnu neto zaradu Y_0 u inicijalnom periodu, Y_1 u sledećem periodu i tako sve do Y_n u krajnjem periodu. Izraz neto zarada podrazumeva razliku između bruto prinosa po osnovu preduzete aktivnosti i troškova preduzimanja te aktivnosti u istom periodu, dok se izraz realna zarada odnosi na sumu novčanih prinosa i monetarnih ekvivalenata nenovčanih prinosa. Sadašnja vrednost neto zarade od preduzimanja aktivnosti Y se može predstaviti kao

$$V(Y) = \sum_{j=0}^{n} \frac{Y_j}{(1+i)^{j+1}}, \tag{2.2.1}$$

gde je i tržišna diskontna stopa, za koju se, radi jednostavnosti, pretpostavlja da je ista u svakom periodu. Ako je X alternativna aktivnost koja omogućava sticanje realne neto zarade $X_0, X_1, \dots X_n$, čija je sadašnja vrednost $V(X)$, onda je dobitak od preduzimanja aktivnosti Y

$$d = V(Y) - V(X) = \sum_{j=0}^{n} \frac{Y_j - X_j}{(1+i)^{j+1}}. \tag{2.2.2}$$

Prethodna jednačina se može preformulisati tako da se eksplicitno naglasi relacija između troškova i prinosa. Trošak investiranja u obrazovanje jednak je propuštenoj neto zaradi od investiranja u aktivnost Y pre nego preduzimanja alternativne aktivnosti X koja ne podrazumeva takvo investiranje. Ako aktivnost Y zahteva investiranje isključivo u inicijalnom periodu, dok aktivnost X uopšte ne zahteva investiranje, onda je trošak izbora aktivnosti Y pre nego aktivnosti X jednostavno razlika između neto zarada tih aktivnosti u inicijalnom periodu, a ukupan prinos je jednak sadašnjoj vrednosti razlika između neto prinosa u kasnijim periodima. Odnosno, ukoliko su $C = Y_0 - X_0$ i $k_j = Y_j - X_j$, a $j = 1, \dots n$, onda se dobitak od preduzimanja aktivnosti Y može prikazati u vidu

[6] Beker je u analizi koristio opšti termin aktivnost pre nego termin zanimanje ili neki drugi konkretniji termin, kako bi sugerisao da je bilo koji vid investiranja u ljudski kapital dozvoljen. Neki od vidova investiranja, osim obrazovanja, mogu biti zdravlje, trening ili obuka.

$$d = \sum_{j=1}^{n} \frac{k_j}{(1+i)^j} - C = R - C, \tag{2.2.3}$$

gde je R ukupan prinos.

Relacija između troškova i prinosa prikazana na ovakav način može biti korišćena za definisanje stope povraćaja na ulaganje u aktivnost Y, u obliku

$$C = \sum_{j=1}^{n} \frac{k_j}{(1+r)^j}, \tag{2.2.4}$$

gde r označava stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Prethodni izraz implicira

$$\sum_{j=o}^{n} \frac{Y_j}{(1+r)^{j+1}} - \sum_{j=0}^{n} \frac{X_j}{(1+r)^{j+1}} = d = 0 \tag{2.2.5}$$

jer važi da je $C = Y_0 - X_0$, a $k_j = Y_j - X_j$. Drugim rečima, time je pokazano da je stopa povraćaja r u stvari stopa diskontovanja kojom se izjednačavaju sadašnje vrednosti neto zarada od te dve posmatrane aktivnosti. Ako se još pretpostavi da su prinosi isti u svakom periodu, to jest da važi da je $Y_j = X_j + k$, a $j = 1, \dots, n$, onda se dobija izraz

$$C = \frac{k}{r}[1 - (1 + r)^{-n}], \tag{2.2.6}$$

pri čemu $(1 + r)^{-n}$ predstavlja korekciju za konačnost života koja teži nuli kako pojedinac živi duže. Dakle, za dovoljno dugačak životni vek može se pretpostaviti da je vrednost $(1 + r)^{-n}$ nulta i u tom slučaju važi

$$C = \frac{k}{r} \tag{2.2.7}$$

a odatle se stopa povraćaja može izvesti kao

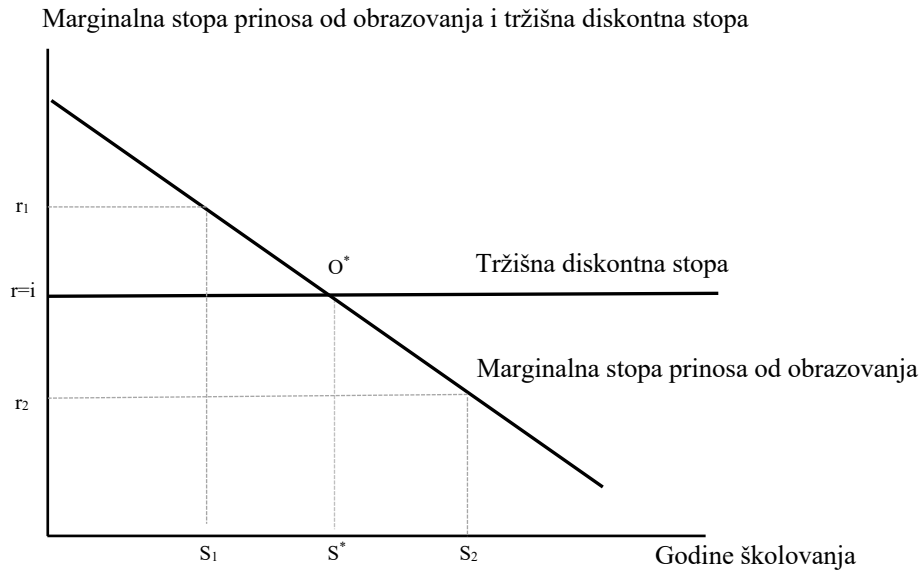
$$r = \frac{k}{C}. \tag{2.2.8}$$

Dakle, važi da stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje predstavlja odnos prosečnog prinosa po periodu i sume ukupnih troškova. Tako definisana stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje predstavlja promenu zarade koja se duguje jednoj dodatnoj godini školovanja. Naime, ta stopa predstavlja prosečno povećanje zarade po svakoj uloženoj novčanoj jedinici i procentualno iskazana se drugačije naziva marginalna stopa prinosa od obrazovanja. Pretpostavlja se da marginalna stopa prinosa od obrazovanja opada kako se povećava broj godina školovanja jer svaka dodatna godina školovanja generiše manje povećanje zarade, pa je stoga skuplja. Posledično, kriva marginalne stope prinosa od obrazovanja predstavlja opadajuću funkciju nivoa školovanja (Becker, 1964).

Beker smatra da tako determinisana marginalna stopa prinosa od obrazovanja r može biti značajna za određivanje optimalnog nivoa obrazovanja. Ako je tržišna diskontna stopa i konstantna – ne zavisi od godina školovanja, onda se može definisati pravilo o zaustavljanju koje ukazuje na nivo obrazovanja koji maksimira sadašnju vrednost zarade pojedinca tokom životnog veka. Prema pravilu zaustavljanja, pojedinac bi trebalo da prestane da se školuje kada se marignalna stopa

prinosa od obrazovanja izjednači sa tržišnom diskontnom stopom, tako da je optimalna tražnja za obrazovanjem određena uslovom

$$r = i. \tag{2.2.8}$$



Grafikon 2.2.1. Bekerovo pravilo o zaustavljanju
Izvor: adaptirano prema Borjas (2015)

Optimalan nivo obrazovanja predstavljen je tačkom O^*, u kojoj opadajuća kriva marginalne stopa prinosa od obrazovanja seče savršeno elastičnu krivu tržišne diskontne stope, tako da je optimalan broj godina školovanja S^*. Shodno definisanom pravilu zaustavljanja, bilo koji broj godina školovanja koji je drugačiji od S^* sa stanovišta maksimiranja sadašnje vrednosti zarade pojedinca u budućnosti je suboptimalan. Ako bi, na primer, pojedinac odlučio da napusti školovanje pri S_1, važilo bi da je pri tom broju godina školovanja marginalna stopa prinosa od obrazovanja veća od diskontne tržišne stope. U tom slučaju, ako bi pojedinac nastavio školovanje još jednu godinu, propustio bi zaradu u iznosu od w_1, a stopa prinosa od tako izabranog nivoa obrazovanja bila bi r_1. U suprotnom, pojedinac je mogao da prekine školovanje pri S_1, da stupi na tržište rada i da uloži iznos w_1u banku pri kamatnoj stopi r. Kako dodatna godina školovanja omogućava veću stopu prinosa jer je $r_1 > r$, dodatno školovanje povećava sadašnju vrednost zarade u budućnosti, pa postoji podsticaj za povećanje broja godina školovanja. Suprotno važi kada bi pojedinac odlučio da napusti školovanje pri S_2, tako da je pri tom broju godina školovanja marginalna stopa prinosa od obrazovanja manja od diskontne tržišne stope, pa dodatno školovanje smanjuje sadašnju vrednost zarade u budućnosti te postoji podsticaj da smanji broj godina školovanja. Dakle, pojedinac jedino nema podsticaj da bilo šta promeni u tražnji za obrazovanjem kada je broj godina školovanja S^*. Time je pokazano da pravilo o zaustavljanju investiranja u obrazovanje podrazumeva jednakost marignalne stope prinosa od obrazovanja i tržišne diskontne stope, što odražava opštu karakteristiku optimalnog odlučivanja u teoriji investicija (Borjas, 2015).

Definicija stope povraćaja u terminima sadašnje vrednosti neto zarada različitih aktivnosti može se usvojiti nezavisno od iznosa i trajanja investicije, iako takva generalizacija ne važi u terminima prinosa i troškova. To prostiče iz dva nedostatka prethodne analize. Prvo, procena troškova zahteva prethodno poznavanje troškova i specifikacije investicionog perioda. U slučaju obrazovanja, kao kategorije ljudskog kapitala, period formalnog obrazovanja može se odrediti bez poteškoća, ali se period treninga i obuka ili sličnih aktivnosti ne može jednostavno determinisati. Zbog toga se značajne greške u specifikaciji investicionog perioda mogu negativno odraziti na optimalnost preduzimanja aktivnosti investiranja u obrazovanje. Drugo, razlika između neto zarada aktivnosti

X i Y ne meri na potpuno ispravan način troškove investiranja u aktivnost Y jer ne obuhvata korektno propuštenu zaradu. U opštem slučaju važi da je iznos investiranja u bilo kom periodu determinisan ne samo neto zaradom u istom periodu, nego i neto zaradom iz prethodnih perioda. Ako je tako, onda se optimalnost preduzimanja aktivnosti investiranja u obrazovanje ne može ispravno odrediti (Becker, 1964).

2.2.1. Ben-Poratov razvoj Bekerove ideje

Prethodno opisan Bekerov teorijsko-metodološki okvir vremenom je unapređivan, te je razvijeno nekoliko različitih modela za analizu investiranja u ljudski kapital (e.g. Ben-Porath, 1967; Tamura, 1991; Murnane *et al*., 1995; Mulvy *et al*., 1997; Card, 1999). Jedan od modela koji zavređuje pažnju jeste Ben-Poratov model, koji omogućava identifikaciju osnovnih determinanti izbora obrazovanja kao vida investiranja u kategoriju ljudskog kapitala. Ben-Poratov model investiranja u ljudski kapital može se prikazati u sledećem obliku.

Pojednostavljenja radi, neka važi da se životni vek pojedinca i može podeliti na dva perioda: (1) doba mladosti, period t; i (2) odraslo doba, period $t+1$. Pojedinac i u svakom od perioda života može posvetiti deo svog vremena S_{it} obrazovanju, sa ciljem da poveća stok ljudskog kapitala H_{it}. Ljudski kapital je na tržištu rada vrednovan po marginalnoj stopi produktivnosti β_t, pa je podsticaj za akumulaciju ljudskog kapitala određen prospektom budućih dobitaka

$$W_{ij}(H_{ij}) = \beta_j H_{ij}, \tag{2.2.1.1}$$

gde W_{ij} ukazuje na zaradu pojedinca i ostvarenu u periodu j, $j = t,\ t+1$. Akumulacija ljudskog kapitala nije trenutna već zahteva protok vremena i, dodatno, ljudski kapital vremenom depresira po stopi δ, tako da važi

$$H_{it+1} = H_{it}(1-\delta) + \Delta H_{it}. \tag{2.2.1.2}$$

Kada pojedinac posveti deo svog vremena S_{it} obrazovanju, proizvodi se novi stok ljudskog kapitala. Ako A_i označava neuočljivu sposobnost pojedinca, može se pretpostaviti da više sposobni pojedinci imaju prednost u sticanju ljudskog kapitala – bilo da je to rezultat manjeg napora ili boljih karakteristika porodice iz koje pojedinac potiče. Takođe, pretpostavlja se da se više ljudskog kapitala može proizvesti onda kada se uvećava količina resursa uložena u obrazovanje E_{it}. Ali, važi da su faktori koji determinišu ljudski kapital supstituti, tako da je nisku sposobnost moguće kompenzovati većim naporom ili većom količinom resursa uloženih u obrazovanje. Konačno, važi i da prinos opada sa vremenom provedenim u obrazovanju zbog opadajuće marginalne produktivnosti novoformiranog ljudskog kapitala. Prethodno uvedene pretpostavke se mogu sumirati kao

$$\Delta H_{it} = (A_i S_{it} E_{it} H_{it})^{\alpha}, \alpha < 1. \tag{2.2.1.3}$$

Preferencije pojedinca V_i koje su konzistentne sa diskontovanom vrednošću zarada tokom životnog veka mogu se predstaviti u obliku

$$V_i = W_{it}(H_{it}) - S_{it}W_{it}(H_{it}) - \gamma_t S_{it}$$

$$+ \frac{W_{it+1}(H_{it+1}) - S_{it+1}W_{it+1}(H_{it+1}) - \gamma_{t+1}S_{it+1}}{1+\rho}$$

$$= \beta_t H_{it}(1-S_{it}) - \gamma_t S_{it} + \frac{\beta_{t+1}H_{it+1}(1-S_{it=1}) - \gamma_{t+1}S_{it+1}}{1+\rho}, \tag{2.2.1.4}$$

gde γ_t označava direktne troškove obrazovanja, a ρ subjektivnu intertemporalnu stopu diskontovanja. Kada postoje savršena finansijska tržišta, onda se ρ može zameniti sa tržišnom kamatnom stopom.

Izdvaja se nekoliko tipova troškova obrazovanja: (1) direktni monetarni troškovi, predstavljeni sa γ, koji uključuju školarinu, naknade i slično; (2) indirektni monetarni troškovi, predstavljeni sa $S_{it}W_{it}$, koji odgovaraju propuštenoj zaradi tokom školovanja; (3) nemonetarni troškovi, koji obuhvataju napor uložen u proces školovanja. Ako se zanemare nemonetarni troškovi, tražnja za obrazovanjem na osnovu optimalnog izbora investiranja u ljudski kapital može se uspostaviti na osnovu maksimiranja funkcije predstavljene jednačinom (2.2.1.4) uz ograničenja izražena jednačinama (2.2.1.1), (2.2.1.2) i (2.2.1.3), za interval $0 \leq S_{ij} \leq 1, i = 1, \dots, n, j = t,\ t+1$, tako da važi

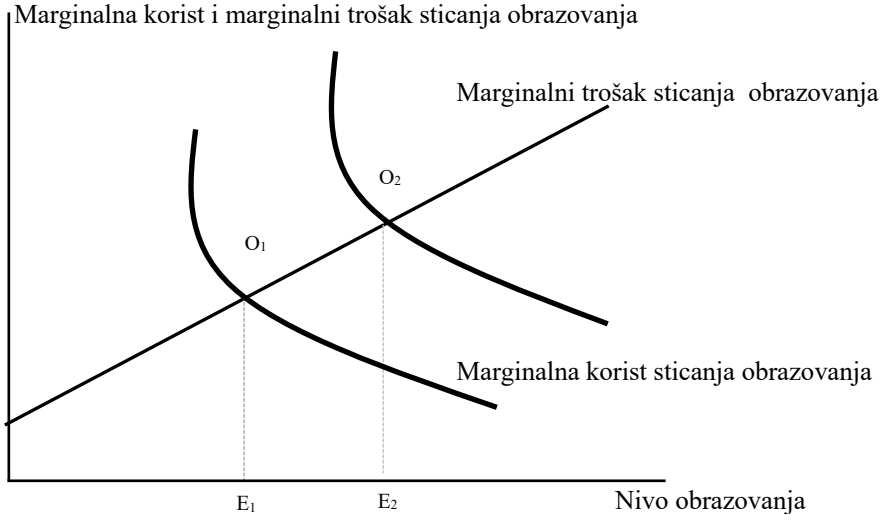
$$maxV_{i,S_{it}S_{it+1}} = max\beta_t H_{it}(1 - S_{it}) - \gamma_t S_{it} + \frac{\beta_{t+1}[H_{it}(1-\delta)+(A_i S_{it} E_{it} H_{it})^{\alpha}](1-S_{it+1})-\gamma_{t+1}S_{it+1}}{1+\rho}. \quad (2.2.1.5)$$

Uslovi neophodni za maksimiranje prethodno opisane funkcije glase

$$\frac{dV_i}{dS_{it}} = 0,\ \beta_t H_t + \gamma_t = \frac{\beta_{t+1}}{1+\rho}\frac{\alpha \Delta H_{it}}{S_{it}}, \quad (2.2.1.6)$$

$$\frac{dV_i}{dS_{it+1}} = 0, S_{it+1} = 0. \quad (2.2.1.7)$$

Prvi uslov implicira da je optimalno da pojedinac traži obrazovanje sve to tačke u kojoj se troškovi sticanja obrazovanja, i direktni i indirektni, predstavljeni izrazom $\beta_t H_t + \gamma_t$, ne izjednače sa koristima sticanja tog nivoa obrazovanja, predstavljenim izrazom $\frac{\beta_{t+1}}{1+\rho}\frac{\alpha \Delta H_{it}}{S_{it}}$, koje su jednake diskontovanoj vrednosti povećanja zarade shodno akumulaciji ljudskog kapitala uzimajući u obzir relativnu produktivnost pohađanja škole u stvaranju novog stoka ljudskog kapitala. Odnosno, optimalni izbor obrazovanja u prvom periodu podrazumeva da je ispunjen uslov koji zahteva jednakost marginalnog troška i marginalne koristi. Drugi uslov implicira da pojedinac u drugom periodu uopšte ne traži obrazovanje, tako da je tražnja za obrazovanjem u tom periodu nulta. Takav rezultat proističe iz činjenice da bi pozitivna tražnja za obrazovanjem u drugom periodu podrazumevala postojanje hipotetičkog trećeg perioda u kojem bi se ostvarile koristi od obrazovanja, što nije moguće jer pojedinac, prema postavkama modela, u tom periodu neće biti živ.



Grafikon 2.2.1.1. Optimalna tražnja za obrazovanjem
Izvor: adaptirano prema Checchi (2006)

Kriva marginalnog troška sticanja obrazovanja je rastuća jer se može pretpostaviti da ukupni troškovi rastu, pa su viši nivoi obrazovanja povezani sa većim i direktnim i indirektnim monetarnim troškovima. Kriva marignalne koristi sticanja obrazovanja je opadajuća jer sa višim novima obrazovanja korist od dodatne godine školovanja opada zbog opadajuće marginalne produktivnosti novog stoka ljudskog kapitala. Optimalan nivo obrazovanja nalazi se u tački preseka krive marginalnog troška i marginalne koristi sticanja obrazovanja, što je predstavljeno tačkom O_1 i nivoom obrazovanja E_1. Ako se u narednom periodu očekuje porast tražnje za visokokvalifikovanom radnom snagom, marginalna korist sticanja obrazovanja raste, pa se odgovarajuća kriva pomera udesno, što rezultira novim optimalnim nivoom obrazovanja, predstavljenim tačkom O_2 i nivoom obrazovanja E_2.

Izraz (2.2.1.6) može se daljim sređivanjem svesti na redukovanu formu kojom se opisuje optimalna tražnja za obrazovanjem u prvom periodu, oblika

$$S_{it} = \left(\frac{\beta_{t+1}}{\beta_t(1+\rho)} \frac{\alpha(A_i E_{it} H_{it})^{\alpha}}{H_{it} + \frac{\gamma_t}{\beta_t}} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} \tag{2.2.1.8}$$

i važi

$$\frac{dS_{it}}{dA_{it}} > 0, \frac{dS_{it}}{dH_{it}} \lessgtr 0, \frac{dS_{it}}{\frac{d\beta_{t+1}}{\beta_t}} > 0, \frac{dS_{it}}{d\rho} < 0, \frac{dS_{it}}{d\gamma} < 0, \frac{dS_{it}}{dE_{it}} > 0. \tag{2.2.1.9}$$

Prethodno izvedena forma optimalne tražnje za obrazovanjem posebno je važna zbog toga što upućuje na nekoliko zaključaka. Prvo, više sposobni pojedinci više traže obrazovanje jer je marginalni prinos visokosposobnih pojedinaca veći. Dakle, kako rastu neuočljive sposobnosti A_i, raste proizvodnja novog ljudskog kapitala za bilo koje vreme provedeno u školi. Drugo, tražnja za obrazovanjem je veća kada je budući očekivani dobitak β_{t+1} relativno veći u odnosu na trenutni dobitak β_t. Odnosno, boljim uslovima zaposlenja na tržištu rada smanjuje se trenutna tražnja za obrazovanjem. Suprotno, očekivanim većim prinosima u budućnosti povećava se trenutna tražnja za obrazovanjem. Treće, što je subjektivna intertemporalna stopa diskontovanja ρ veća, to pojedinac više vrednuje trenutne troškove u odnosu na buduće prinose, pa je tražnja za obrazovanjem posledično manja. Drugim rečima, što je, u slučaju postojanja finansijskih tržišta, veća tržišna kamatna stopa, to je manja tražnja za obrazovanjem. Četvrto, tražnja za obrazovanjem je veća što je inicijalni stok ljudskog kapitala H_{it} manji. Ipak, podsticaj za većim obrazovanjem opada sa akumulacijom ljudskog kapitala, zbog opadajuće marginalne produktivnosti novoformiranog ljudskog kapitala. Konačno, tražnja za obrazovanjem opada kako se povećavaju direktni troškovi obrazovanja γ_t, ali raste kada se povećava i unapređuje količina resursa uloženih u obrazovanje E_{it} (Ben-Porath, 1967).

2.2.2. Uloga talenta i bogatstva: proširenje Ben-Poratovog modela

Ben-Poratov razvoj Bekerove ideje počiva na stavu da se u teoriji investiranja u ljudski kapital predviđa da pojedinci traže obrazovanje do tačke u kojoj će se marginalna korist izjednačiti sa marginalnim troškom. Marginalna koristi zavisi od uslova na tržištu rada, količine resursa uloženih u obrazovanje i neuočljivih sposobnosti. Marginalni troškovi zavise od direktnih troškova školovanja i, potencijalno, neuočljivih sposobnosti. Dok bi, generalno posmatrano, u istovetnim uslovima svi pojedinci trebalo da imaju identičnu tražnju za obrazovanjem, mogu se uočiti različiti obrazovni ishodi u populaciji, a te razlike se mogu objasniti delovanjem dva faktora. Jedan faktor je talenat, koji pojačava akumulaciju ljudskog kapitala, a drugi je socioekonomski status porodice, koji ukazuje na to da bogatstvo može predstavljati ograničenje za akumulaciju ljudskog kapitala onda kada su finansijska tržišta nesavršena. Zbog toga u analizi, radi boljeg razumevanja konceptualnog okvira tražnje za obrazovanjem, treba naglasiti ulogu neuočljivih sposobnosti, koje se generalno mogu svesti na talenat[7], i socioekonomskih karakteristika porodice, oličenih u bogatstvu (Checchi, 2006).

Ben-Poratov model pokazuje da talentovaniji pojedinci više traže obrazovanje, zbog čega imaju veći stok ljudskog kapitala. To se objašnjava činjenicom da talentovaniji pojedinci imaju veću marginalnu korist za bilo koji deo vremena posvećenog obrazovanju. To se posebno dokazuje posmatranjem zarade ostvarene u drugom periodu, koja se može prikazati zamenom jednačina (2.2.1.2) i (2.2.1.3) u jednačinu (2.2.1.1), čime se dobija izraz

$$W_{it+1}(H_{ij}) = \beta_{t+1} H_{it+1} = \beta_{t+1}[H_{it}(1-\delta) + \Delta H_{it}]$$

$$= \beta_{t+1}[H_{it}(1-\delta) + (A_i S_{it} E_{it} H_{it})^{\alpha}]. \qquad (2.2.2.1)$$

Diferenciranjem ovako predstavljene funkcije zarade po vremenu posvećenom obrazovanju dolazi se do uslova

$$\frac{dW_{it+1}}{dS_{it}} = \beta_{t+1}\left[\frac{\alpha(A_i S_{it} E_{it} H_{it})^{\alpha}}{S_{it}^{1-\alpha}}\right]. \qquad (2.2.2.2)$$

Više talentovani pojedinci imaju veći prinos od obrazovanja u vidu buduće zarade jer je akumulacija ljudskog kapitala tih pojedinaca po jedinici vremena veća, pa su i podsticaji za veću tražnju za obrazovanjem više izraženi. Na grafikonu 2.2.1.1 talentovaniji pojedinci zbog veće marginalne korisnosti sticanja obrazovanja biraju optimalan nivo obrazovanja prikazan tačkom O_2, dok manje talentovani pojedinci biraju optimalan obrazovanja predstavljen tačkom O_1. Dakle, visokotalentovani pojedinci stiču nivo obrazovanja koji je u odnosu na niskotalentovane pojedince veći za razliku $E_2 - E_1$. Tvrdnja počiva na stavu da jedna dodatna godina školovanja nema isti uticaj na zaradu različitih pojedinaca.

Ben-Poratovim modelom može da se objasni i različita tražnja za obrazovanjem u slučaju postojanja problema finansiranja obrazovnih izbora. Ako se posmatra budžetsko ograničenje u prvom periodu, predstavljeno jednačinom (2.2.1.4), može se dokazati da ništa ne obezbeđuje ispunjenost uslova

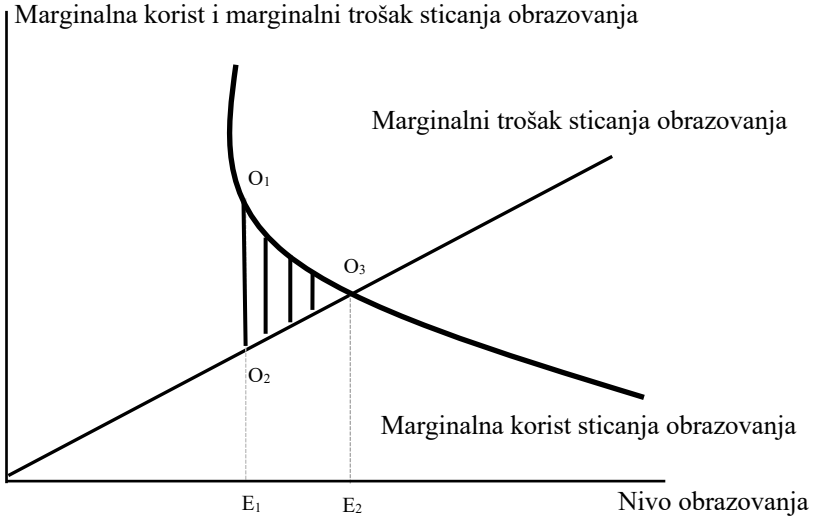
$$\beta_t H_{it}(1 - S_{it}) \geq \gamma_t S_{it}$$

[7] Talenat se može definisati kao skup svih onih sposobnosti koje doprinose dohodnom potencijalnu deteta i imaju vrednost sadržanu u samom detetu u trenutku donošenja odluke o obrazovanju, a ne mogu se kupiti na tržištu (Rubinstein and Tsiddon, 1998).

$$\frac{\beta_t H_{it}}{\beta_t H_{it}+\gamma_t} \geq S_{it}, \qquad (2.2.2.3)$$

prema kojem zarada ostvarena u prvom periodu, od (delimičnog) zaposlenja, prevazilazi direktne troškove dostizanja optimalnog nivoa obrazovanja. Ukoliko bi finansijska tržišta bila savršena, siromašniji pojedinac bi mogao da pozajmi finansijska sredstva neophodna za finansiranje troškova obrazovanja, koja bi potom bila vraćena u drugom periodu kada taj pojedinac od (punog) zaposlenja bude ostvarivao odgovarajuću zaradu. Međutim, u uslovima neizvesnosti, investiranje u obrazovanje predstavlja rizičnu investiciju sa stanovišta banke jer je zajmoprimac bolje informisan o realnim šansama da završi školovanje i poseduje bolje znanje o prospektima zaposlenja na tržištu rada od zajmodavca. U takvim okolnostima banka zahteva sredstvo obezbeđenja, pri čemu efikasno založno pravo u tom slučaju nije moguće uspostaviti zbog toga što ne postoji materijalno otelotvorenje ljudskog kapitala. Posledično, finansijska tržišta su u slučaju finansiranja obrazovanja nesavršena.

Ako bi svi pojedinci imali dovoljno bogatstva, onda bi optimalan nivo obrazovanja na nivou celokupne populacije bio dostignut. Na grafikonu 2.2.2.1 optimalan nivo obrazovanja bi u tom slučaju bio E_2, pri kojem su marginalni trošak i marginalna korist sticanja obrazovanja izjednačeni. Ipak, kako određeni pojedinci ne poseduju dovoljno bogatstva za finansiranje optimalne tražnje za obrazovanjem, u uslovima nesavršenih finansijskih tržišta postoji nedovoljna tražnja za obrazovanjem od pojedinaca sa lošijim socioekonomskim karakteristikama. Pošto nema savršenih finansijskih tržišta, siromašniji pojedinci usled finansijskih ograničenja biraju niži nivo obrazovanja E_1. Takva situacija nije efikasna jer u tom slučaju postoji pozitivna razlika između marginalne koristi i marginalnih troškova, koja nastaje usled suboptimalne tražnje za obrazovanjem. Dakle, u ovom kontekstu postoje neiskorišćene šanse za proizvodnju ljudskog kapitala te dolazi do gubitka efikasnosti, što je prikazano šrafiranom površinom $O_1O_2O_3$ (Ben-Porath, 1967).



Grafikon 2.2.2.1. Suboptimalna tražnja za obrazovanjem u uslovima nesavršenosti finansijskih tržišta
Izvor: adaptirano prema Checchi (2006)

Državna intervencija je opravdana u važećim uslovima jer će subvencionisanje pojedinaca sa relativno niskim bogatstvom putem oporezivanja radi podrške finansiranja troškova obrazovanja doprineti povećanju ukupnog stoka ljudskog kapitala u populaciji. Taj slučaj se može podvesti pod egalitarizam jer je državno finansiranje troškova obrazovanja zbog unapređenja efikasnosti

racionalno – redistributivna politika dovodi do Pareto poboljšanja ne narušavajući pravičnost (Becker, 1993).

Sumirano, uzrok različitih obrazovnih odluka u populaciji može se objasniti razlikama u talentu i razlikama u bogatstvu. Kada se različiti obrazovni ishodi duguju isključivo različitoj distribuciji talenata, onda ne postoji potreba za državnom intervencijom. Ipak, iz perspektive efikasnosti, treba proceniti uticaj ulaganja jedne dodatne jedinice resursa u obrazovanje više talentovanog pojedinca nasuprot takvom ulaganju u manje talentovanog pojedinca – perspektiva pravičnosti je, pak, u tom slučaju upitna. Kada se različiti ishodi obrazovanja duguju različitoj distribuciji bogatstva, onda treba razmatrati efekte redistributivne politike i sa stanovišta efikasnosti i sa stanovišta pravičnosti. Stoga je u empirijskim analizama krucijalno napraviti distinkciju između ta dva slučaja. Jedan od načina da se distinkcija uspostavi jeste podela populacije na dve ili više grupa uz pretpostavku da najbogatiji pojedinci nisu ograničeni u pokrivanju troškova obrazovanja. Preostala razlika u obrazovnim ishodima u toj grupi posledično će oslikavati razliku u talentu (Benabou, 2000).

2.2.3. Kretanje tražnje za obrazovanjem

U periodu nakon Drugog svetskog rata primetan je opšti porast tražnje za obrazovanjem na svetskom nivou, oličen u povećanju stopa upisa. Sve veći obuhvat populacije obrazovanjem rezultirao je time da je značajno smanjena veličina udela ukupne populacije bez obrazovanja. Posmatrano na nivou regiona, može se uočiti da je 1960. godine postojala velika razlika u učešću ukupne populacije bez obrazovanja, koja je iznosila i do 75 procentnih poena – čak 85% populacije starije od 25 godina u regionu Bliskog istoka i Severne Afrike bilo je bez obrazovanja, u poređenju sa nešto više od 10% u regionu Evrope i Centralne Azije. U sledećem periodu smanjen je jaz u obuhvatu populacije obrazovanjem, pa je 1980. godine posmatrana razlika između regiona Bliskog istoka i Severne Afrike i regiona Evrope i Centralne Azije smanjena na tek nešto više od 50 procentnih poena. Ipak, udeo neobrazovane populacije je 1980. godine i dalje bio visok, a osim regiona Bliskog istoka i Severne Afrike, posebno se izdvajaju regioni Južne Azije i Supsaharske Afrike, u kojima je vrednost tog pokazatelja iznosila, redom, oko 70% i 55%. Svi ostali posmatrani regioni te godine su zabeležili vrednost udela ukupne populacije bez obrazovanja manju od 30%. Poslednji raspoloživi podaci za 2010. godinu pokazuju da su regioni Južne Azije i Supsaharske Afrike najlošije pozicionirani prema vrednosti udela populacije starije od 25 godina koja je bez obrazovanja, jer vrednost tog indikatora u pomenutim regionima iznosi oko 30%.

Tabela 2.2.3.1. Udeo ukupne populacije bez obrazovanja na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (25+, u %)

	Region	Bliski istok i Severna Afrika	Supsaharska Afrika	Latinska Amerika i Karibi	Istočna Azija i Pacifik	Južna Azija	Evropa i Centralna Azija
Godina	1960.	84,3	72,4	39,1	56,6	73,4	11,7
	1970.	75,6	64,6	30,2	40,4	68,7	7,8
	1980.	61,6	55,2	22,5	26,4	69,2	5,4
	1990.	45,2	43,6	16,5	23	53,1	3,4
	2000.	32,9	38,4	12,2	14,3	44,7	2,5
	2010.	24,5	32,6	7,7	7,9	33,2	1,3

Izvor: Barro, R., Lee, J. (2013)

U periodu od 1960. do 2010. godine, najveći napredak u obuhvatu populacije obrazovanjem zabeležen je u regionu Bliskog istoka i Severne Afrike i regionu Istočne Azije i Pacifika. Naime, za 50 godina udeo neobrazovane populacije u tim regionima smanjen je za, redom, oko 50 i 60 procentnih poena. Dalje, promena udela ukupne populacije bez obrazovanja u posmatranom periodu je iznosila oko 40 procentnih poena u regionima Supsaharske Afrike i Južne Azije. U regionu Evrope i Centralne Azije ta promena je iznosila svega 10 procentnih poena, ali to nije iznenađujuće imajući u vidu veliki obuhvat populacije obrazovanjem u tom regionu još 1960. godine.

Zanimljivo je da je prosečan broj godina školovanja 1960. godine iznosio blizu jedan u čak tri od ukupno šest posmatranih regiona – regioni Bliskog istoka i Severne Afrike, Supsaharske Afrike i Južne Azije. Najbolje pozicioniran je bio region Evrope i Centralne Azije, u kojem je prosečan broj godina školovanja iznosio 5,5 godina. Potom sledi period značajnog napretka u obuhvatu populacije obrazovnim sistemom, što se može videti i u porastu prosečnog broja godina školovanja u svim regionima. Tako je 1980. godine u odnosu na 1960. godinu prosečan broj godina školovanja utrostručen u regionu Bliskog istoka i Severne Afrike, a udvostručen u regionima Supsaharske

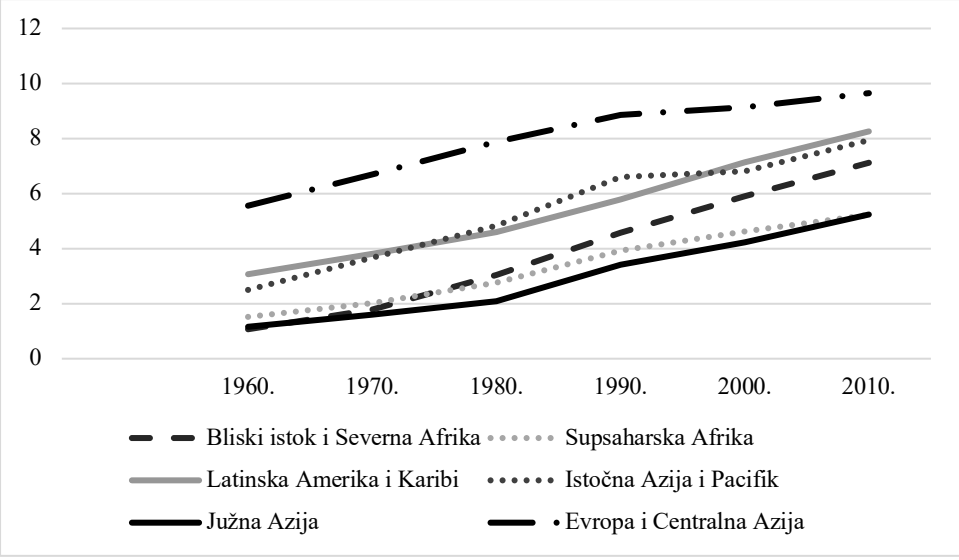
Afrike, Istočne Azije i Pacifika i Južne Azije. U svim ostalim regionima vrednost posmatranog indikatora za 20 godina uvećana je za manje od 1,5 puta. Podaci pokazuju da su 2010. godine, osim regiona Evrope i Centralne Azije, prema prosečnom broju godina školovanja najbolje pozicionirani region Latinske Amerike i region Istočne Azije i Pacifika, u kojima je vrednost tog pokazatelja iznosila oko 8. Najniža vrednost prosečnog broja godina školovanja može se u pomenutoj godini uočiti u regionima Supsaharske Afrike i Južne Azije, u kojima je ona iznosila nešto više od 5. Dakle, za 50 godina je u svim regionima sa različitim intenzitetom primetan porast tražnje sa obrazovanjem, što se oslikava u povećanju vrednosti prosečnog broja godina školovanja. Tako je u periodu od 1960. do 2010. godine prosečan broj godina školovanja uvećan skoro za oko 600% u regionu Bliskog istoka i Severne Afrike, a za manje od 100% u regionu Evrope i Centralne Azije.

Tabela 2.2.3.2. Prosečan broj godina školovanja na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (25+)

	Region	Bliski istok i Severna Afrika	Supsaharska Afrika	Latinska Amerika i Karibi	Istočna Azija i Pacifik	Južna Azija	Evropa i Centralna Azija
Godina	1960.	1,07	1,52	3,07	2,5	1,16	5,56
	1970.	1,78	2,02	3,82	3,66	1,59	6,69
	1980.	3,04	2,76	4,6	4,84	2,1	7,88
	1990.	4,58	3,93	5,79	6,6	3,41	8,85
	2000.	5,9	4,62	7,13	6,82	4,22	9,13
	2010.	7,12	5,23	8,26	7,94	5,24	9,65

Izvor: Barro, R., Lee, J. (2013)

Na primetan porast tražnje za obrazovanjem ukazuje i linija trenda kretanja prosečnog broja godina školovanja, koja u gotovo svim regionima u većem delu posmatranog perioda pokazuje eksponencijalni rast vrednosti tog indikatora. Ipak, i dalje je uočljivo značajno zaostajanje među regionima, tako da konvergencija u pogledu kretanja prosečnog broja godina školovanja nije potpuno dostignuta.



Slika 2.2.3.1. Trend kretanja prosečnog broj godina školovanja na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (25+)
Izvor: adaptirano prema Barro, R., Lee, J. (2013)

U periodu od 1960. do 2010. godine ne samo da je zabeležen značajan porast obuhvata populacije obrazovanjem već se može uočiti i promena obrazovne strukture populacije prema najvišem stečenom obrazovnom nivou. Tako je u svim regionima 1960. godine obrazovna struktura bila karakteristična po dominantnom udelu populacije sa najviše stečenim osnovnim obrazovanjem, dok je nakon 50 godina promena obrazovna struktura takva da dominira učešće populacije sa najviše stečenim srednjim obrazovanjem. Najveće povećanje učešća populacije sa najviše stečenim srednjim obrazovanjem beleži se u regionu Bliskog istoka i Severne Afrike i regionu Južne Azije, u kojima je posmatrano učešće uvećano oko 10 puta. Najznačajnije povećanje udela populacije sa najviše stečenim visokim obrazovanjem uočava se u regionu Istočne Azije i Pacifika, u kojem je udeo populacije sa diplomom fakulteta uvećano 12 puta. Najnepovoljnija obrazovna struktura je 2010. godine zabeležena u regionu Supsaharske Afrike, u kojem nešto manje od 40% populacije ima najviše stečeno osnovno obrazovanje, a tek oko 3% populacije ima najviše stečeno visoko obrazovanje. Region sa najpovoljnijom obrazovnom strukturom 2010. godine bio je region Evrope i Centralne Azije, u kojem je čak 60% populacije imalo najviše dostignuto srednje obrazovanje, a oko 15% populacije najviše dostignuto visoko obrazovanje. U onim regionima u kojima je obuhvat populacije obrazovnim sistemom bio inicijalno visok smanjen je udeo populacije sa osnovnim obrazovanjem – karakteristično za regione Latinske Amerike i Kariba i Evrope i Centralne Azije.

Tabela 2.2.3.2. Udeo ukupne populacije prema najviše stečenom obrazovnom nivou na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (25+, u %)

Godina	Region	Bliski istok i Severna Afrika			Supsaharska Afrika			Latinska Amerika i Karibi		
	Obrazovni nivo	Osnovni	Srednji	Visoki	Osnovni	Srednji	Visoki	Osnovni	Srednji	Visoki
	1960.	10,2	4,2	1,2	22,1	5	0,7	49,7	9,6	1,5
	1970.	14,1	8,4	2	26,5	8,1	0,8	52,4	14,9	2,5
	1980.	19	15,9	3,5	32,1	12	0,8	52,6	19,5	5,3
	1990.	24,1	25,6	5,1	36,4	18,4	1,5	48,6	26,9	8
	2000.	26,4	32,8	7,9	35,9	23,5	2,2	41,9	35,9	9,9
	2010.	24,4	39,6	11,6	37,9	26,9	2,5	34,5	45,1	12,6
Godina	Region	Istočna Azija i Pacifik			Južna Azija			Evropa i Centralna Azija		
	Obrazovni nivo	Osnovni	Srednji	Visoki	Osnovni	Srednji	Visoki	Osnovno	Srednji	Visoki
	1960.	30,9	11,6	0,9	22,4	3,6	0,6	56,6	28,0	3,7
	1970.	39,4	19	1,3	24,1	6,2	1,1	46	40,5	5,7
	1980.	40,5	31,3	1,8	14,1	14,5	2,1	33,4	52,3	8,9
	1990.	36,4	37,2	3,4	18,6	24,6	3,7	25,5	59,0	12,0
	2000.	33,2	46,5	6	19,5	31,3	4,6	22,8	60,0	14,6
	2010.	30,1	51,7	10,3	21,5	39,8	5,5	16,4	65,5	16,9

Izvor: Barro, R., Lee, J. (2013)

Promena obrazovne strukture je posebno vidljiva na svetskom nivou. U periodu od 1960. do 2010. godine udeo populacije sa najviše stečenim osnovnim obrazovanjem smanjen je za oko 15 procentnih poena, dok je učešće populacije sa najviše stečenim srednjim i visokim obrazovanjem povećano, respektivno, za 35 i 10 procentnih poena. Na svetskom nivou ne samo da je povećan obuhvat populacije obrazovnim sistemom, što je vidljivo u smanjenju udela populacije bez obrazovanja, već je i promena obrazovne strukture doprinela tome da populacija bude više obrazovna, a to je uočljivo u povećanju prosečnog broja godina školovanja i povećanju učešća

populacije sa najviše stečenim srednjim i visokim obrazovanjem. U deklaraciji *Obrazovanje 2030: okvir za sprovođenje akcije*[8] doneta na Svetskom forumu 2015. godine predviđa se obezbeđivanje besplatnog, javno finansiranog i kvalitetnog osnovnog i srednjeg obrazovanja, tako da prosečan broj godina školovanja u zemlji dostigne vrednost od najmanje 12.

Region Centralne i Istočne Evrope zabeležio je značajan porast obuhvata populacije obrazovanjem u periodu od 1960. do 2010. godine, iako je inicijalno udeo ukupne populacije bez obrazovanja relativno posmatrano u odnosu na svetski nivo bio nizak. Tako je 1960. godine u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u proseku skoro petina ukupne populacije bila bez obrazovanja, da bi 1980. godine taj udeo opao dva puta. Udeo populacije bez obrazovanja je 2010. godine u posmatranom regionu bio za 15 procentnih poena manji nego u periodu od pre 50 godina, što upućuje na primetan napredak. Među izabranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope, Srbija je 1960. godine bila najlošije pozicionirana, budući da je čak trećina ukupne populacije bila bez obrazovanja. Posle Srbije, na začelju regiona Centralne i Istočne Evrope nalaze se Hrvatska i Slovenija, u kojima je udeo ukupne populacije bez obrazovanja u odnosu na Srbiju bio, respektivno, niži za pet i 10 procentnih poena. Jugoslovenska država, čije su članice bile i Srbija, Hrvatska i Slovenija, izdvajala se u regionu Centralne i Istočne Evrope po najnižem obuhvatu populacije obrazovanjem. Najbolje pozicionirane među izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope 1960. godine bile su Češka i Slovačka, u kojima je tek oko 1% ukupne populacije bilo bez obrazovanja. Srbija je te godine imala udeo neobrazovane populacije koji je bio čak 30 puta bio nego u Češkoj i Slovačkoj, što ukazuje na postojanje značajnih razlika u obuhvatu populacije obrazovanjem. Nakon 20 godina u Srbiji je zabeleženo smanjenje učešća ukupne populacije bez obrazovanja za nešto više od 15 procentnih poena. Ipak, Srbija je, osim Hrvatske, i dalje imala udeo neobrazovane populacije koji je bio veći od 10%. Gotovo sve ostale zemlje Centralne i Istočne Evrope zabeležile su 1980. godine udeo populacije bez obrazovanja manji od 10%. Podaci pokazuju da je 2010. godine udeo neobrazovane populacije u odnosu na 1960. godinu u tom regionu opao devet puta i da je iznosio tek nešto više od 3%. Osim Srbije, najlošije pozicionirane prema tom pokazatelju, bile su Bugarska, Hrvatska i Rumunija, u kojima je udeo ukupne populacije bez obrazovanja iznosio oko 2%. Sve ostale izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope su 2010. godine imale manje od 1% neobrazovane populacije. U Češkoj je posmatrane godine, na primer, gotovo čitava populacija bila obuhvaćena obrazovanjem.

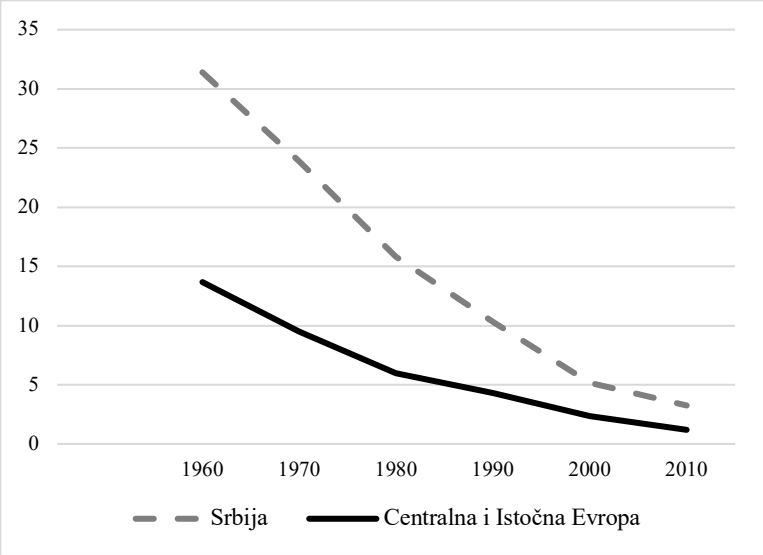
Tabela 2.2.3.4. Udeo ukupne populacije bez obrazovanja u Srbiji i drugim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u periodu od 1960. do 2010. godine (25+, u %)

	Zemlja	Srbija	Mađarska	Bugarska	Rumunija	Poljska	Češka	Slovačka	Hrvatska	Slovenija
Godina	1960.	31,4	3,7	14,5	12,0	8,6	0,8	0,8	28,1	23,1
	1970.	23,9	2,4	9,4	8,0	5,2	0,6	0,6	22,6	12,7
	1980.	15,8	1,3	5,5	5,0	2,8	0,4	0,4	14,7	7,9
	1990.	10,3	1,3	4,7	5,4	2,0	2,2	1,7	10,4	0,7
	2000.	5,2	0,7	1,2	2,7	2,9	0,5	2,1	5,2	0,7
	2010.	3,3	0,3	2,3	1,8	0,3	0,1	0,3	1,9	0,5

Izvor: Svetska banka (2021)

[8] Deklaracija *Obrazovanje 2030: okvir za sprovođenje akcije* doneta je sa ciljem da se ostvare ciljevi održivog razvoja (engl. *Sustainable Development Goals* – SDG) koji se odnose na obrazovanje i obrazovne targete zemalja potpisnica. U njoj su definisani načini za implementiranje, koordiniranje, finansiranje i praćenje SDG. SDG treba da obezbede inkluzivno i kvalitetno obrazovanje za sve, tako da zemlje potpisnice kreiraju jednake obrazovne šanse.

Primetno je napredovanje Srbije u obuhvatu populacije obrazovanjem u periodu od 1960. do 2010. godine u odnosu na prosek regiona Centralne i Istočne Evrope. Tako je jaz u obuhvatu populacije obrazovanjem smanjen sa 20 procentnih poena, koliko je iznosio 1960. godine, na dva procentna poena 2010. godine. Inicijalno posmatrano, udeo neobrazovane populacije u Srbiji je bio dvostruko veći u odnosu na zemlje regiona Centralne i Istočne Evrope, iako apsolutno posmatrano vrednost tog indikatora u pomenutom regionu nije bila niska. Nakon toga sledi period povećanog obuhvata populacije obrazovanjem u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope, a posebno u Srbiji. To je rezultiralo smanjivanjem jaza između Srbije i ostalih zemalja Centralne i Istočne Evrope, tako da je konvergencija u pogledu obuhvata populacije obrazovanjem uočljiva.



Slika 2.2.3.2. Trend kretanja udela ukupne populacije bez obrazovanja u Srbiji i drugim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u periodu od 1960. do 2010. godine (25+, u %)
Izvor: prikaz na osnovu podataka Svetske banke (2021)

Ako se posmatra prosečan broj godina školovanja, onda je razlika između Srbije i ostalih zemalja Centralne i Istočne Evrope manje izražena. Naime, prosečan broj godina školovanja je u Srbiji 1960. godine iznosio 4,5 i bio je skoro identičan onom koji je zabeležila Rumunija, a veći od zabeleženog u Bugarskoj. Prosečan broj godina školovanja u Hrvatskoj i Sloveniji te godine je bio oko šest, što ukazuje na postojanje značajnih razlika među državama nekadašnje Jugoslavije. Češka i Slovačka se ponovo izdvajaju među izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope kao najbolje pozicionirane jer je prosečan broj godina školovanja u odnosu na Srbiju bio dvostruko veći. Nakon toga sledi period u kojem je napredak Srbije u vrednosti tog pokazatelja primetan. Tako je 1980. godine prosečan broj godina školovanja u Srbiji u odnosu na pre 20 godina povećan za oko tri. Međutim, sve ostale posmatrane zemlje Centralne i Istočne Evrope beleže značajnije poboljšanje, pa je tako 1980. godine Srbija prema vrednosti prosečnog broja godina školovanja bila najlošije pozicionirana među zemljama tog regiona. U svim ostalim izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope, sa izuzetkom Bugarske, prosečan broj godina školovanja bio je blizu osam ili više. U Češkoj i Slovačkoj, kao najbolje pozicioniranim zemljama tog regiona, prosečan broj godina školovanja 1980. godine iznosio je oko 10. Podaci pokazuju da se nakon 50 godina Srbija i Rumunija prema vrednosti tog indikatora od blizu 11 nalaze na začelju regiona Centralne i Istočne Evrope. U svim ostalim posmatranim zemljama Centralne i Istočne Evrope prosečan broj godina školovanja je 2010. godine bio oko 12 ili više.

U bivšoj Jugoslaviji je obrazovanje bilo dostupno na univerzalnoj bazi, što je rezultiralo time da je u periodu od 1945. do 1960. godine broj visokoobrazovanih osoba uvećan deset puta. Broj studenata na 1.000 stanovnika je iznosio 11 u tom periodu, tako da je po vrednosti ovog indikatora

bivša Jugoslavija među evropskim zemljama značajno prednjačila. Prosečan broj godina školovanja je od pedesetih godina prošlog veka počeo da beleži značajan porast, posebno u niskorazvijenim područjima bivše Jugoslavije. Vremenom je jaz između niskorazvijenih i visokorazvijenih područja smanjivan, ali je i dalje opstajao. Na primer, u periodu od 1953. do 1986. godine na Kosovu i Metohiji je prosečan broj godina školovanja povećan sa 1,6 na 8,8, dok je u istom periodu u Vojvodini prosečan broj godina školovanja povećan sa 4 na 9,5 (Žarković, 2021).

Tabela 2.2.3.5. Prosečan broj godina školovanja u Srbiji i drugim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u periodu od 1960. do 2010. godine (25+)

	Zemlja	Srbija	Mađarska	Bugarska	Rumunija	Poljska	Češka	Slovačka	Hrvatska	Slovenija
Godina	1960.	4,54	7,26	4,23	4,69	5,64	8,08	8,09	6,12	6,12
	1970.	5,27	7,82	5,50	6,05	6,94	9,56	9,46	6,74	7,59
	1980.	6,72	8,69	7,21	7,72	7,75	10,23	10,13	7,85	8,97
	1990.	7,95	8,68	8,44	9,05	8,96	10,88	10,75	8,68	10,91
	2000.	9,39	11,24	9,35	10,02	10,42	12,91	11,52	9,88	11,57
	2010.	10,97	12,14	11,45	10,81	11,42	13,16	13,07	11,42	12,13

Izvor: Svetska banka (2021)

Dakle, prosečan broj godina školovanja u Srbiji je uvećan 2,5 puta, a u regionu Centralne i Istočne Evrope u proseku oko dva puta u posmatranom periodu. To je doprinelo tome da se jaz između Srbije i ostalih zemalja Centralne i Istočne Evrope u vrednosti tog pokazatelja smanji sa dva, koliko je iznosio 1960. godine, na jedan 2010. godine.

U Srbiji je u periodu od 1960. do 2010. godine drastično promenjena obrazovna struktura populacije prema najviše stečenom obrazovnom nivou. Tako je 1960. godine obrazovna struktura bila karakteristična po dominantnom udelu populacije sa najviše stečenim osnovnim obrazovanjem. Udeo populacije sa najviše stečenim srednjim obrazovanjem bio je tek nešto veći 10%, dok je oko 1% populacije imalo najviše dostignuto visoko obrazovanje. Potom sledi period značajnog unapređenja obrazovne strukture, kao posledica sve većeg obuhvata populacije obrazovanjem. Nakon 20 godina udeo populacije sa najviše stečenim srednjim i visokim obrazovanjem je uvećan, respektivno, dva i šest puta, dok je udeo populacije sa najviše dostignutim osnovnim obrazovanjem ostao nepromenjen sa vrednošću od oko 50%. Od 1980. godine u Srbiji dolazi do značajnog pada učešća populacije sa najviše stečenim osnovnim obrazovanjem, dok je nastavljen rast učešća populacije sa najviše stečenim srednjim i visokim obrazovanjem. Obrazovnu strukturu populacije Srbije tako 2010. godine karakterisalo je dominantno učešće populacije koja ima najviše završenu srednju školu, koje iznosi 70%. U periodu od 50 godina u Srbiji je učešće populacije koja ima najviše završenu osnovnu školu opalo za 40 procentnih poena, dok je učešće populacije koje ima najviše završen fakultet poraslo za 15 procentnih poena.

2.3. Pregled literature: ranija istraživanja

Razvoj teorijsko-metodološkog okvira od sredine 20. veka u kojem se obrazovanje posmatra kao investiciono dobro omogućio je većem broju istraživača (e.g. Psacharopoulos, 1981, 1994; Freeman, 1976; Chiswick, 1988; Krueger, 1993; Jensen, 2010) da sprovedu studije u kojima je ocenjivana stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Istraživači su pokušavali da utvrde vrednost obrazovnih investicija, kako bi se ispitala optimalnost ulaganja u različite nivoe obrazovanja te potvrdio značaj ljudskog kapitala za ekonomski razvoj zemlje. Rezultati tih studija su poslužili kao osnov državnu intervenciju u oblasti obrazovanja, što je imalo značajne efekte na porast obuhvata populacije obrazovanjem. Dokazana pozitivna veza između dostignutog nivoa obrazovanja i buduće zarade pojedinca u sprovedenim studijama korišćena je u analizi redistributivnih efekata finansiranja različitih obrazovnih programa među zemljama. Štaviše, utvrđena pozitivna veza između obrazovanja i zarade poslužila je kreatorima obrazovnih politika za promociju investiranja u obrazovanje (Patrinos, 2016).

Problem merenja uticaja obrazovanja na zaradu je standardan i u literaturi posebno istraživan (e.g. Heckman *et al*., 1999; Card, 2001), a odnosi se na nepristrasnu ocenu kauzalnog uticaja određenog obrazovnog nivoa na zaradu. Sprovođenje istraživanja čiji je predmet bila ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, shodno postavkama teorije ljudskog kapitala, bilo je omogućeno zahvaljujući metodološkom okviru koji je razvio Mincer (1974). Sredinom sedamdesetih godina prošlog veka Mincer je objavio knjigu *Školovanje, radno iskustvo i zarade*, koja je duboko uticala na veliki broj empirijskih istraživanja u oblasti ekonomije rada i ekonomije obrazovanja. Mincer je modelirao logaritamsku vrednost zarade kao funkciju broja godina školovanja i broja godina radnog iskustva, u originalnom obliku

$$lnw = lnw_0 + rS + \beta_1 X + \beta_2 X^2 + \varepsilon, \qquad (2.3.1)$$

gde w označava zaradu, S broj godina školovanja, X broj godina radnog iskustva, a ε standardnu grešku ocene. Jednačina (2.3.1) je postala korisno metodološko sredstvo za istraživače prilikom empirijskog ispitivanja determinanti zarade, što potvrđuju stotine objavljenih studija u velikom broju zemalja od trenutka kada ju je Mincer formulisao Minicera do danas. Njena korisnost se ogleda u činjenici da u ovom obliku istraživačima omogućuje da ocenjuju stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje polazeći od teorije ljudskog kapitala. Osim toga, Mincerova jednačina ima jednostavan i fleksibilan oblik, u smislu da istraživačima omogućava da uključe druge promenljive, zadržavajući pritom formu pogodnu za ocenjivanje premije na obrazovanje. Kako pojedinci investiraju u dostizanje određenog obrazovnog nivoa, pre nego u broj godina školovanja, u jednačini (2.3.1) S može biti zamenjeno promenljivim koje označavaju stečeni nivo obrazovanja. Takođe, kako je školovanje sekvencijalan proces – treba završiti osnovnu školu da bi se upisala srednja škola i mora se završiti srednja škola da bi se upisao fakultet, premija na određeni nivo obrazovanja u sebi inkorporira koristi od prethodnog obrazovnog nivoa. U studijama koje su posvećene ispitivanju uticaja obrazovanja na zaradu, osim ocene efekta jedne dodatne godine školovanja, važno je oceniti i premiju na dostignuti nivo obrazovanja (Patrinos, 2016).

Postoji nekoliko faktora kojima mogu da se objasne značaj i popularnost Mincerove jednačine. Prvo, ističe se činjenica da je Mincerova jednačina zasnovana na formalnom modelu investiranja u ljudski kapital. Naime, Mincer (1958) je u svom doktorskom istraživanju istakao školski deo jednačine (2.3.1), oblika $lnw = lnw_0 + rS$, koji predstavlja uslov ravnoteže Bekerovog modela u kojem identični pojedinci biraju optimalan nivo obrazovanja kako bi maksimirali neto sadašnju vrednost budućih zarada. Koeficijent r predstavlja stopu povraćaja na ulaganje u jednu dodatnu godinu školovanja i može se pokazati da je vrednost tog koeficijenta u ravnoteži jednaka diskontnoj stopi. Drugo, preostali deo jednačine (2.3.1) predstavlja dopunu interpretacije

Bekerovog modela ljudskog kapitala, prema kojoj godine radnog iskustva obuhvataju investicije u ljudski kapital nakon završetka školovanja. U vezi sa oblikom ove jednačine specifično je to što je Mincer dodao promenljivu koja se odnosi na broj godina radnog iskustva. Mincer ističe da prosta jednačina u kojoj bi zarada bila predstavljana isključivo kao funkcija promenljive koja se odnosi na broj godina školovanja ne bi mogla da na pravi način obuhvati vezu koja se istražuje jer školovanje nije jedini tip investiranja u ljudski kapital pojedinca. Štaviše, Mincer tvrdi da je funkcija zarade konkavna funkcija u odnosu na broj godina radnog iskustva. Stoga je Mincer u jednačinu dodao promenljivu koja se odnosi i na broj godina radnog iskustvo i na kvadrat broja godina radnog iskustva. Tako formulisana jednačina opisuje konkavnu krivu zarade tokom životnog veka pojedinca, koja ukazuje na to da zarada pojedinca opada kako raste broj godina radnog iskustva. Takođe, pokazano je da su starosno-dohodni profili strmiji za više obrazovane pojedince, odnosno da logaritmovana zarada ne predstavlja striktnu separabilnu funkciju obrazovanja i starosti. Posledično, ne postoji jedinstvena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje već se ta stopa razlikuje po starosnim grupama (Lexieux, 2006).

Mincerova jednačina predstavlja logaritamsko-linearnu transformaciju eksponencijalne funkcije, koja može biti ocenjena metodom najmanjih kvadrata – metodom OLS (engl. *Ordinary Least Squares*). Koeficijent r ima interpretaciju poluelastičnosti jer meri procentualnu promenu zarade za apsolutnu promenu broje godina školovanja i drugih objašnjavajućih promenljivih. Mincer je na bazi cenzusnih podataka Sjedinjenih Američkih Država iz 1960. godine došao do rezultata da jedna dodatna godina školovanja doprinosi u proseku povećanju zarade od 11,5%. Kako Mincer ističe, empirijska istraživanja o uticaju obrazovnog nivoa na zaradu obezbeđuju korisne indikatore, najčešće u formi projekcije budućih zarada, koji pojedincima pomažu da odluče o nivou investiranja u ljudski kapital. Ti indikatori takođe mogu biti od pomoći kreatorima obrazovnih politika u donošenju odluka o politikama koje se odnose na obrazovne investicije (Mincer, 1974). Novija studija koju su sproveli Faigenbaum i Ten (2020) ukazuje na to da je ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje u Sjedinjenim Američkim Državama značajno opala usled ekspanzije obrazovanja. Autori procenjuju da jedna dodatna godina školovanja doprinosi porastu zarade za oko 4%, što je skoro tri puta manje od stope koju je ocenio Mincer šezdesetih godina prošlog veka (Feigenbaum and Tan, 2010).

Ribu (1977) je na osnovu Mincerove jednačine ocenio stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje u Francuskoj. Rezultati analize koju je sproveo ukazuju na to da jedna dodatna godina školovanja u proseku povećava zaradu pojedinca za oko 11%, pri čemu razlika između muškaraca i žena nije uočljiva (Riboud, 1977). U kasnijim studijama (Jarousse and Mingat, 1986; Goux and Maurin, 1994) preispitan je Ribuov rezultat uključivanjem, osim broja godina školovanja i broja godina radnog iskustva, i drugih promenljivih koje se odnose na individualne karakteristike i karakteristike porodice, na osnovu čega se došlo do rezultata koji sugeriše da je premija na obrazovanje u Francuskoj za nekoliko procentnih poena niža.

Dirden (1998) je ispitivao premiju na obrazovanje u Velikoj Britaniji za grupu pojedinaca koji su rođeni krajem šezdesetih godina 20. veka. Autor je u analizu, osim standardnih promenljivih Mincerove jednačine i promenljive koje se odnose na informacije o obrazovanju roditelja, uključio i socioekonomski status porodice. Dirdenovi rezultati ukazuju na to da jedna dodatna godina školovanja u proseku povećava zaradu između 5% i 7% za muškarce i između 8 i 10% za žene. Autor je pokazao i da pojedinci sa najvišim stečenim nivoom obrazovanja ostvaruju i najveću premiju na obrazovanje koja u proseku iznosi oko 15% i za muškarce i za žene (Dearden, 1999).

Laur i Štainer (2000) su ocenili stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje u Nemačkoj za period od sredine osamdesetih do kraja devedesetih godina prošlog veka koristeći Mincerovu jednačinu i došli su do rezultata da jedna dodatna godina školovanja povećava u proseku zaradu za oko 8% za muškarce, a oko 10% za žene. Štaviše, autori zaključuju da je premija na obrazovanje u Nemačkoj

u posmatranom periodu stabilna, ali da se razlikuje zavisno od toga koja grupa pojedinaca se posmatra, što ukazuje na postojanje razlika u stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema polu, sektoru zaposlenja i tipu zaposlenja (Lauer and Steiner, 2000).

Tabela 2.3.1. Komparativni pregled izabranih studija sprovedenih u razvijenim zemljama u kojima je ocenjena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja

Zemlja	Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja (u %)	Autori
Sjedinjene Američke Države	11,5	Mincer (1974)
Francuska	11	Ribu (1977)
Velika Britanija	5–7 (muškarci), 8–10 (žene)	Dirden (1998)
Nemačka	8 (muškarci), 10 (žene)	Laur i Štainer (2000)

Izvor: prikaz autora na osnovu različitih studija

Ne iznenađuje to što je Mincerova jednačina ocenjena u velikom broju istraživanja za različite zemlje i različite grupe pojedinaca, budući da je oličena u jednostavnoj statističkoj specifikaciji koja u velikoj meri odgovara podacima. To je omogućilo objavljivanje stotina studija u kojima je potvrđen značaj obrazovanja za zaradu pojedinca. Ipak, broj sprovedenih studija sa ciljem ocenjivanja stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje manji je u nisko i srednje razvijenim zemljama, u poređenju sa visokorazvijenim zemljama – zbog određenih metodoloških ograničenja sa kojima se istraživači u tim zemljama susreću (Psacharopoulos and Patrinos, 2018). Tako je u regionu Centralne i Istočne Evrope, koji je karakterističan po tome što su skoro sve zemlje tog regiona početkom devedesetih godina prošlog veka krenule tranzicionim putem zamene socijalističkog kapitalističkim ekonomskim sistemom, broj studija u kojima je istraživana veza između zarade i obrazovanja neznatan.

U slučaju bivše Jugoslavije, kao zemlje regiona Centralne i Istočne Evrope, čija je jedna od republika bila i Srbija, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje ocenjena je u predtranzicionom periodu u svega nekoliko studija. Ratković (1987) je ocenila Mincerovu jednačinu za podatke o zaradi i obrazovnom nivou iz sredine sedamdesetih i osamdesetih godina prošlog veka za Jugoslaviju. Rezultati te studije pokazuju da je u Jugoslaviji 1976. godine stopa povraćaja na ulaganje iznosila oko 13%, 5,5%, 7%, a 1986. godine oko 14,5%, 3%, 5%, respektivno, za nivo osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja. U poređenju sa studijama sprovedenim u srednjerazvijenim zemljama, Ratković ističe da je u Jugoslaviji premija na srednje i visoko obrazovanje značajno niža (Ratković, 1987). Bevc (1993) je ocenila stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje u Jugoslaviji na nivou republika koje su tu državu sačinjavale na osnovu cenzusnih podataka iz sredine sedamdesetih i osamdesetih godina. Autorka je na osnovu ocene Mincerove jednačine došla do rezultata da jedna dodatna godina školovanja 1976. godine povećava zaradu za 7,3%, 6%, 5,7%, a 1986. godine za 5,4%, 3,8%, 5,5%, redom, u Srbiji, Hrvatskoj i Sloveniji. Dakle, Bevc ističe da je razlika između republika bivše Jugoslavije u stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje bila ne toliko značajna i da je među republikama primetan pad vrednosti premije na obrazovanje tokom vremena, što je u skladu sa trendom kretanja na svetskom nivou. Ipak, Bevc naglašava da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje posmatrano po obrazovnim nivoima bila drugačija među republikama bivše Jugoslavije. Tako je, na primer, 1976. godine stopa povraćaja na visoko obrazovanje u Srbiji iznosila oko 8% i bila je gotovo dvostruko veća od te stope u Sloveniji, dok je 1986. godine stopa povraćaja na ulaganje u osnovno obrazovanje bila oko 8,5% u Srbiji i za 10 procentnih poena manja od iste stope u Sloveniji. Osim toga, posmatrano po obrazovnim nivoima, obrazac kretanja stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje je opadajući u Hrvatskoj i Sloveniji, dok u Srbiji ima oblik latiničnog slova „U“. Bevc smatra da prilikom interpretacije dobijenih rezultata u vezi sa ocenom premije na obrazovanje u bivšoj Jugoslaviji, kao i u svim ostalim socijalističkim državama, treba imati u vidu slabost funkcionisanja tržišta rada i posledično potcenjenu ekonomsku vrednost obrazovanja. To sledi iz činjenica da su u

socijalističkoj Jugoslaviji bile ograničene razlike u zaradi shodno obrazovnom nivou, tako da su dobijene ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje verovatno pristrasne naniže u poređenju za kapitalističkim državama (Bevc, 1993).

Nakon raspada bivše Jugoslavije početkom devedesetih godina prošlog veka, u nekoliko studija je ispitivan uticaj obrazovanja na zaradu, ali za pojedinačne zemlje. U posttranzicionom periodu nije objavljena nijedna komparativna studija o vrednosti stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje u bivšim jugoslovenskim republikama. Arandarenko i saradnici (2006) su ocenili stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje u četiri zemlje Balkana, među kojima je bila i Srbija. Istraživanje o oceni premije na obrazovanje u Srbiji je sprovedeno na osnovu podataka Istraživanja o merenju životnog standarda za 2002. godinu. Rezultati ove studije ukazuju na relativno visoku stopu povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje u Srbiji u odnosu na zemlje koje su ranije započele sa tranzicionim reformama – ocenjena premija na visoko obrazovanje iznosi oko 35% (Arandarenko *et al*., 2006). Vujčić i Šošić (2009) su ispitivali trend kretanja ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje u Hrvatskoj u periodu od 1996. godine do 2004. godine. Rezultati studije pokazuju da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje, u tranzicionom periodu, 1996. godine iznosila oko 5%, i za muškarce i za žene, i da je do kraja analiziranog perioda postepeno rasla. Tako rezultati te studije pokazuju da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje 2004. godine bila za 1,5 i tri procentna poena veća, redom, za muškarce i žene u odnosu na ocenjenu vrednost te stope 1996. godine. To pokazuje da je premija na obrazovanje u Hrvatskoj 2004. godine bila nešto veća od prosečne premije na obrazovanje u Evropi, pri čemu je obrazac kretanja bio sličan onome koji je karakterističan i za druge tranzicione zemlje (Vujčić and Šošić, 2009). Laporšek i saradnici (2021) ispitivali su kretanje premije na obrazovanje u Sloveniji u periodu od 1990. do 2015. godine. Rezultati do kojih su došli, ocenjivanjem Mincerove jednačine, ukazuju na oštar pad stope povraćaja na ulaganje u osnovno i srednje obrazovanje i rast stope povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje u prvim godinama tranzicije. Pad premije na osnovno i srednje obrazovanje primetan je u celokupnom analiziranom periodu, dok se rast premije na visoko obrazovanje može uočiti do 2000. godine, kada je iznosio 16%. Rezultati sugerišu da je premija pojedinaca sa visokim obrazovanjem 2000. godine bila 2,1 puta veća od premije pojedinaca sa osnovnim i srednjim obrazovanjem, dok je 2015. godine ta razlika smanjena na 1,7. Osim toga, Laporšek i saradnici ukazuju na to da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje, nezavisno od posmatranog nivoa obrazovanja, u Sloveniji za period od 25 godina nakon raspada bivše Jugoslavije veća za žene nego za muškarce (Laporšek et al., 2021).

Rutkovski (1996) je ocenio Mincerovu jednačinu na podacima koji se odnose na period neposredno pre i posle započinjanja tranzicionih reformi u Poljskoj. Dobijeni rezultati pokazuju da je 1987. godine stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje u Poljskoj iznosila 5%, dok je 1993. godine ta stopa bila za 2,5 procentna poena veća. Rutkovski ukazuje na to da je Poljska primer tranzicione zemlje u kojoj je već prvih godina prelaska na tržišni način ekonomskog uređenja značajno porasla dohodna nejednakost, što je pre svega posledica drastičnog povećanja nadnice za radnike za visokim obrazovanjem i specifičnim veštinama. Posebno je istaknuta uloga privatnog sektora, u kojem je premija na obrazovanje veća nego u javnom sektoru, tako da je privatizacija pojačala podsticaje pojedinaca za ulaganje u ljudski kapital u periodu tranzicije (Rutkowski, 1996).

Čejs (1997), na osnovu podataka iz sredine osamdesetih i početka devedesetih godina, ocenio je stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje u Češkoj i Slovačkoj, kao republikama nekadašnje Čehoslovačke. Na osnovu ocenjene Mincerove jednačine, Čejs je pokazao da je uticaj jedne dodatne godine školovanja na zaradu povećan sa oko 2,5% 1984. godine na nešto više od 5% 1993. godine, u obe zemlje. Rezultati pokazuju da je posebno bio izražen rast premije na srednje obrazovanje i rast premije na obrazovanje žena. Osim toga, Čejs je ukazao na to da je struktura zarada pretrpela značajnije promene u Češkoj u poređenju sa Slovačkom. Rezultati sugerišu da je

u Češkoj distribucija zarada postala više disperzovana, uz nešto veći rast stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje (Chase, 1997).

Kampos i Džolif (2007) su ispitivali vezu između zarade i obrazovanja u Mađarskoj za podatke koji se odnose na period od 1986. godine do 2004. godine. Rezultati dobijeni ocenom Mincerove jednačine pokazuju da je u analiziranom periodu stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje u Mađarskoj povećana sa oko 6% – neposredno pre početka tranzicije, na nešto više od 11% – nakon priključenja Evropskoj uniji, tako da je efekat jedne dodatne godine školovanja na zaradu uvećan za 75%. Rezultati te studije pokazuju da su, sa stanovišta premije na obrazovanje, dobitnici tranzicije pojedinci sa diplomom fakulteta i zaposleni u sektoru uslužnih delatnosti, a gubitnici tranzicije zaposleni u sektoru poljoprivrede i građevinarstva. Važan rezultat je i zaključak da su mladi pojedinci koji su najveći deo obrazovanja stekli nakon započinjanja najznačajnijih tranzicionih reformi najviše izgubili u stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje (Campos and Jolliffe, 2007).

Tabela 2.3.2. Komparativni pregled izabranih studija sprovedenih u zemljama Centralne i Istočne Evrope u predtranzicionom i posttranzicionom periodu u kojima je ocenjena premija na visoko obrazovanje

Zemlja	Rezultati istraživanja u predtranzicionom periodu		Rezultati istraživanja u posttranzicionom periodu	
	Premija na visoko obrazovanje (u %)	Autor	Premija na visoko obrazovanje (u %)	Autor
Poljska	6,5	Stravinski (2005)	26,6	Broek (2015)
Slovenija	4,3	Bevc (1993)	16,8	Laporšek i saradnici (2021)
Češka	7,5	Čejs (1997)	19,9	Broek (2015)
Slovačka	8,9	Čejs (1997)	17,7	Broek (2015)
Hrvatska	5,6	Bevc (1993)	18,5	Vujčić i Šošić (2009)
Mađarska	2,5	Rutkovski (1996)	20,8	Broek (2015)
Srbija	7,3	Bevc (1993)	34,4	Arandarenko i saradnici (2006)

Izvor: prikaz autora na osnovu različitih studija

2.3.1. Problem engodenosti

Iako je pozitivna korelacija između obrazovanja i zarade jedna od najviše potvrđivanih činjenica u oblasti ekonomije obrazovanja, postojanje kauzalne relacije između te dve promenljive još uvek nije široko prihvaćeno. Drugim rečima, ne može se tvrditi da veći obrazovni nivo potpuno objašnjava veću zaradu u budućnosti jer obe promenljive zavise od dodatnih faktora koje istraživači vrlo često ne uočavaju, pa usled toga mogu biti uzrok potencijalnog problema lažne korelacije. Poseban metodološki izazov je problem endogenosti, koji često iziskuje pretpostavke koje ne mogu biti empirijski testirane ili su, u najboljem slučaju, osetljive u pogledu empirijskih testova robusnosti. Problem endogenosti se, u tom slučaju, odnosi ne nenultu vrednost kovarijanse između obrazovnog dostignuća i određenih karakteristika pojedinca, što može uticati na pristrasnost dobijenih ocena. Naime, problem endogenosti se javlja usled izostavljanja neuočljivih karakteristika pojedinca, to jest sposobnosti, što dovodi do precenjenosti stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Osim talenta, na listi neuočljivih karakteristika koje mogu prouzrokovati pristrasnost nalaze se obrazovanje roditelja, vršnjački uticaj ili rasna i polnu diskriminacija.

Jedan od načina da se prevaziđu ta ograničenja u vezi sa neuočljivim karakteristikama jeste sprovođenje studija zasnovanih na eksperimentalnim podacima. U slučaju raspoloživosti eksperimentalnih podataka standardno poređenje eksperimentalne grupe – grupe koja je podvrgnuta tretmanu, i kontrolne grupe – grupe koja nije podvrgnuta tretmanu, omogućava da se dobije nepristrasna ocena prosečnih prinosa na ulaganje u obrazovanje. Ocena prosečnog efekta uticaja obrazovanja na zaradu, ukoliko se koriste eksperimentalni podaci, svodi se na izračunavanje srednje vrednosti zarade za grupu pojedinaca sa višim nivoom obrazovanja i grupe pojedinaca sa nižim nivoom obrazovanja. Ukoliko su uzorci eksperimentalne grupe i kontrolne grupe slučajni, onda se opažani i neopažani faktori u proseku statistički ne razlikuju, tako da se razlika u zaradi može pripisati razlici u obrazovnom dostignuću. Na taj način je omogućeno dobijanje nepristrasnih ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Klasičan primer korišćenja tog metoda predstavljaju studije koje su sprovedene na bazi podataka o blizancima (e.g. Behrman and Taubman, 1976; Ashenfelter and Krueger, 1994; Bonjour, 2003, Amin, 2011; Li *et al*., 2012). Kako su blizanci identični po uočljivim i neuočljivim karakteristikama, razlika u obrazovnom dostignuću blizanaca može da objasni razliku u zaradama. Uz pretpostavku da je talenat genetski određen, razlikom u obrazovnim ishodima blizanaca, koji su prema svim ostalim karakteristikama potpuno identični, može nepristrasno da se objasni razlika u zaradama. Prednost korišćenja podataka o blizancima sa ciljem da se dobije nepristrasna ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje može se obrazložiti na sledeći način. Neka je funkcija zarade determinisana opštim oblikom

$$w_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 A_{ij} + \alpha_2 H_{ij} + \alpha_3 X_{ij} + \beta S_{ij} + v_{ij}, \qquad (2.3.1.1)$$

tako da je w_{ij} zarada blizanca $j, j = 1, 2$, u porodici i, A_{ij} neuočljive sposobnosti, H_{ij} karakteristike porodice iz koje blizanci potiču – kao što su obrazovanje roditelja, socioekonomski status, bogatstvo, S_{ij} broj godina školovanja, X_{ij} ostale karakteristike koje mogu biti značajne – poput pola, broja godina starosti, broja godina radnog iskustva, a v_{ij} standardnu grešku ocenjivanja. Razlika u zaradi blizanaca može se predstaviti kao

$$w_{i1} - w_{i2} = \alpha_1(A_{i1} - A_{i2}) + \alpha_2(H_{i1} - H_{i2}) + \alpha_3(X_{i1} - X_{i2}) + \beta(S_{i1} - S_{i2}) + (v_{i1} - v_{i2}). \qquad (2.3.1.2)$$

Pošto je reč o genetski identičnim blizancima, važi da su $(A_{i1} - A_{i2}) = 0$, $(H_{i1} - H_{i2}) = 0$, $(X_{i1} - X_{i2}) = 0$, tako da metod OLS omogućava da se dobije nepristrasna ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, tj. koeficijenta β, jer se razlika u zaradi blizanaca $w_{i1} - w_{i2}$ isključivo duguje razlici u broju godina školovanja blizanaca $(S_{i1} - S_{i2})$. Time je potvrđena prednost

korišćenja podataka o blizancima sa ciljem ispravnog utvrđivanja korelacije između obrazovanja i zarade (Mulvey *et al*., 1997).

Ešnfelter i Kruger (1994) su ispitivali razlike u zaradama genetski identičnih blizanaca sa različitim nivoima obrazovanja u Sjedinjenim Američkim Državama. Autori su zaključili da korišćenje podataka uz ostavljanje neuočljivih sposobnosti sa ciljem ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje ne dovodi do pristrasnosti naviše već pristrasnosti naniže. Naime, rezultati do kojih su došli Ešnfelter i Kruger ukazuju na to da jedna dodatna godina školovanja dovodi do povećanja zarade u proseku 12–16%, zavisno od posmatrane starosne grupe, što je više od premije na obrazovanje koja je uočena u prethodnim studijama (Ashenfelter and Krueger, 1994). Međutim, Rauz (1999) je preispitao rezultate Ešnfeltera i Krugera i ukazao na metodološke nedostatke uz dodatak nekoliko objašnjavajućih promenljivih. Autor je došao do rezultata koji sugerišu da stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje među genetski identičnim blizancima u Sjedinjenim Američkim Državama iznosi 10%, što ukazuje na nižu premiju na obrazovanje u odnosu na onu koja se može uočiti u studijama koje ne uključuju neuočljive sposobnosti. Time je Rauz pokazao da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje pristrasna naviše, što se i može očekivati, onda kada se urođene sposobnosti pojedinca izostave iz analize (Rouse, 1999).

Međutim, iako je primena eksperimentalnog metoda ponekad moguća, u većini slučajeva neeksperimentalni metodi dobijaju značaj zbog ograničenosti istraživača nedostatkom neophodnih podataka za primenu tih metoda. Radi prevazilaženja potencijalnog problema endogenosti, u literaturi se kao moguće rešenje izdvaja korišćenje metoda instrumentalnih promenljivih – metod IV (engl. *Method of Instrumental Variables*). Instrumentalna promenljiva je promenljiva koja je korelisana sa nezavisnom promenljivom, ali ne i sa standardnom greškom. Metod IV je korisno statističko sredstvo onda kada je određena nezavisna promenljiva korelisana sa standardnom greškom. Upotreba tog metoda omogućava istraživačima da utvrde precizniju vezu između obrazovnog nivoa i zarade pojedinca jer postoje neke druge promenljive, poput pomenute sposobnosti pojedinca, koje mogu uticati na njegov izbor nivoa obrazovanja, a koje pritom nisu uključene u funkciju zarade. Metod IV obezbeđuje dobijanje konzistentnih ocena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje, zamenjujući stvarne vrednosti nezavisne promenljive sa ocenjenim vrednostima koje su dobijene na osnovu jedne ili više instrumentalnih promenljivih. Kard (2001) tvrdi da izbor odgovarajućih instrumentalnih promenljivih omogućava se dobiju konzistentne ocene, ali i da je izbor takvih promenljivih koje zadovoljavaju uslov visoke korelisanosti sa nezavisnom promenljivom i uslov nekorelisanosti sa standardnom greškom izuzetno težak. Štaviše, u slučaju izbora neodgovarajućih instrumentalnih promenljivih dobijene ocene biće nekonzistentne i pristrasne (Card, 2001). Ocena Mincerove jednačine metodom IV krucijalno zavisi od mogućnosti istraživača da identifikuju promenljivu koja je korelisana sa dostignutim obrazovnim nivoom pojedinca – koji je verovatno korelisan sa neuočljivim sposobnostima pojedinca, ali nije korelisana za zaradom. Ukoliko je moguće identifikovati takvu promenljivu, onda će ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje biti nepristrasna. Formalno prikazano, važi

$$w_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \beta S_i + v_i, \qquad (2.3.1.3)$$
$$S_i = \gamma_0 + \gamma_1 X_i + \gamma_2 Z_i + \varepsilon_i, \qquad (2.3.1.4)$$

gde Z_i predstavlja potencijalni instrument koji utiče na obrazovni nivo pojedinca, ali ne i na zaradu. Premija na obrazovanje može biti ocenjena zamenom uočenog obrazovnog nivoa pojedinca S_i očekivanom vrednošću $\widehat{S_i}$ koja je dobijena na osnovu jednačine (2.3.1.4), pošto se pretpostavlja da taj instrument nije korelisan sa slučajnom greškom iz jednačine (2.3.1.3).

U određenom broju istraživanja (e.g. Angrist and Krueger, 1991; Ashenfelter and Krueger, 1994; Card, 1995; Maluccio, 1998) istraživači su kao instrumentalne promenljive koristili obrazovanje

roditelja, udaljenost škole ili mesec rođenja. Od pomenutih instrumentalnih promenljivih, obrazovanje roditelja se može izdvojiti kao posebno korisna za istraživače. Naime, karakteristike porodice iz koje dete potiče umnogome utiču na kreiranje stoka ljudskog kapitala tog deteta jer roditelji značajno utiču na njegov razvoj različitim vidovima podrške. Posledično, obrazovni nivo roditelja visoko je korelisan sa brojem godina školovanja deteta, a nije korelisan za zaradom koju će dete u odraslom dobu ostvarivati. Zbog toga za broj godina školovanja pojedinca čiju stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje treba oceniti može biti odgovarajući izbor obrazovnog nivoa roditelja kao instrumentalne promenljive. Kao instrumentalna promenljiva korišćena je udaljenost škole jer deca koja žive bliže školi imaju niže troškove obrazovanja zahvaljujući nižim troškovima transporta ili drugih povezanih troškova. Ipak, udaljenost škole u nekim slučajevima može biti korelisana sa zaradom jer urbana mesta imaju mnogo veću ponudu obrazovanja nego ruralna – posebno visokoobrazovnih institucija, što može da umanji lokalnu stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje. U nekim slučajevima, mesec rođenja se pokazao kao odgovarajuća instrumentalna promenljiva. Argument o korišćenju te promenljive kao instrumenta počiva na stavu da deca rođena na početku godine dostižu godine obaveznog obrazovanja ranije, pa imaju manje podsticaja za dalji nastavak školovanja. Međutim, nedostatak tog instrumenta jeste činjenica da je mesec rođenja potencijalno korelisan sa socioekonomskim karakteristikama porodice (Card, 2001).

Eltondži i Dan su ispitivali ulogu obrazovanja roditelja u kreiranju stoka ljudskog kapitala deteta koristeći longitudalne podatke o mladim muškarcima i ženama u Sjedinjenim Američkim Državama. Autori su pokazali da korišćenje obrazovanja roditelja kao instrumentalne promenljive rezultira preciznijim i konzistentnijim ocenama stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, tako da metod IV, kao alternativa metodu OLS, daje nepristrasnije ocene premije na obrazovanje (Altonji and Dunn, 1996). Slično, Kard (1995) je ispitivao premiju na obrazovanje muškaraca u Sjedinjenim Američkim Državama na osnovu longitudalnih podataka koristeći udaljenost škole kao instrumentalnu promenljivu. Autor je pokazao da je razlika između ocenjene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje na osnovu metoda OLS i IV značajna i da iznosi 25–60%, zavisno od starosne grupe (Card, 1995). Engrist i Kruger (1991) su pokazali da je zbog povezanosti obrazovne politike o godinama starosti za početak procesa školovanja i zakona o obaveznom obrazovanju mesec rođenja deteta korelisan sa njegovim obrazovnim ishodom u Sjedinjenim Američkim Državama. Autori zaključuju da deca rođena na početku godine započinju proces školovanja u kasnijim godinama i stoga mogu da napuste školovanje ranije nego deca rođena na kraju godine. Metod IV, u kojem se mesec rođenja koristi kao instrument, međutim, dao je slične rezultate u oceni stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje kao i metod OLS (Angrist and Krueger, 1991).

Jedan od statističkih metoda koji poslednjih godina dobija sve veći značaj u primeni jeste metod uparivanja opservacija na osnovu sklonosti ka učešću u tretmanu – metod PSM (engl. *Propensity Score Matching*), koji spada u popularnije neeksperimentalne metode ocenjivanja. Metodološki okvir za primenu metoda PSM postavili su Rozenbaum i Rubin (1983), koji su istakli da taj neeksperimentalni metod počiva na pretpostavci da su očekivani rezultati nezavisni od tretmana, posmatrano u odnosu na skup karakteristika koje su uočljive za istraživače. Generalno, metod PSM je neparametarski pristup problemu identifikacije uticaja određenog tretmana na ishode. Radi ocene prosečnog efekta tretmana na pojedince koji su tom tretmatnu podvrgnuti, taj metod pokušava da simulira eksperiment izborom kontrolne grupe tako da ona bude što više slična eksperimentalnoj grupi prema izabranim faktorima koji su uočljivi. Sve razlike relevantne za ishod između pojedinaca iz ekspirimentalne i kontrolne grupe biće obuhvaćene tim opažanim faktorima, tako da jedina preostala razlika u ishodu između grupa odražava razliku u statusu tretmana (Rosenbaum and Rubin, 1983). Centralno pitanje istraživača odnosi se na izbor odgovarajućih faktora uparivanja pojedinaca, odnosno pronalaženje statističkih blizanaca. To je ključno pitanje zbog toga što izbor prevelikog ili premalog broja faktora može da oteža ispunjenje pretpostavke identifikacije statističkih blizanaca. Metod PSM polazi od pretpostavke da se svaki pojedinac sa višim nivoom obrazovanja uparuje sa sličnim pojedincem sa nižim nivoom obrazovanja, polazeći

od većeg broja faktora koje su istraživaču uočljivi. Tako da ako važi pretpostavka da su dve grupe pojedinaca ujednačene po većem broju izabranih faktora, razlika u ostvarenoj zaradi oslikava isključivo razlike u dostignutom obrazovnom nivou. Posledično, primena metoda PSM omogućava pronalaženje statističkih blizanaca te na taj način umanjuje pristrasnost koja nastaje kao rezultat problema endogenosti koji proističe iz neuključivanja neopažanih karakteristika. Poznato je nekoliko metoda uparivanja opservacija grupe koja je podvrgnuta tretmanu i grupe koja to nije: metod najbližih suseda, metod radijusa, metod jezgra i metod stratifikacije. Postupak uparivanja opservacija na eksperimentalne i kontrolne grupe prethodi oceni prosečnog efekta za pojedince koji su podvrgnuti tretmanu te je izbor odgovarajuće metode uparivanja posebno važan (Blunell *et al*., 2001).

Ševalije i Konlon (2003), koristeći metod PSM, ocenili su premiju na obrazovanje u Velikoj Britaniji na osnovu podataka za nekoliko starosnih grupa u periodu od 1985. do 1995. godine. Autori su došli do rezultata da premija na obrazovanje diplomaca najprestižnijih fakulteta u Velikoj Britaniji, zavisno od posmatrane starosne grupe, iznosi 9–12%, kada se primeni metod OLS, odnosno 6–9%, kada se primeni metod PSM. Autori su pokazali da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje dobijena metodom PSM manje pristrasna u odnosu na tu stopu dobijenu metodom OLS, te da metod PSM u određenoj meri umanjuje problem endogenosti (Chevalier and Conlon, 2003). Blandl i saradnici (2005) su na osnovu podataka nacionalnog istraživanja za razvoj deteta ocenili Mincerovu jednačinu u slučaju pojedinaca rođenih krajem šezdesetih godina prošlog veka u Velikoj Britaniji. Autori su došli do rezultata da stopa povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje te starosne grupe dobijena primenom metoda PSM iznosi oko 25%, što je značajno više u odnosu na rezultat do kojeg su došli Ševalije i Konlon. Ipak, treba imati u vidu da se starosne grupe za koje je ocenjivana premija na obrazovanje razlikuju i da rezultati nisu uporedivi (Bludnell *et al*., 2005).

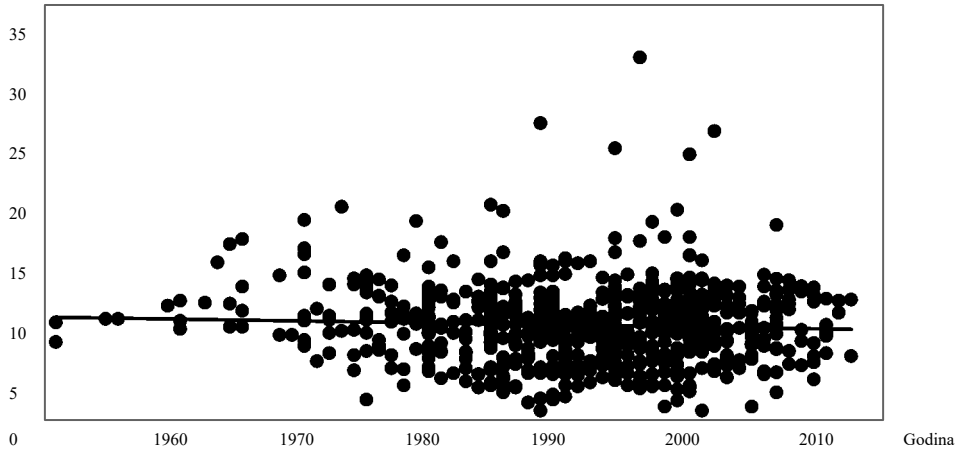
Tajtis (2007) je, na osnovu podataka Nacionalnog centra za statistiku obrazovanja sa kraja devedestih godina prošlog veka, ispitivao vezu između obrazovanja i zarada prema oblastima studiranja u Sjedinjenim Američkim Državama, ocenjujući Mincerovu jednačinu i metodom OLS i metodom PSM. Autor je došao do rezultata da premija na obrazovanje za, na primer, diplomce u oblasti poslovne ekonomije i menadžmenta iznosi 21%, kada se primeni metod OLS, a 19%, ako se primeni metod PSM. Slične razlike u ocenjenoj stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje korišćenjem metoda OLS i PSM uočene su i u drugim oblastima studiranja. Autor zaključuje da nije primetna značajna pristrasnost ocene premije na obrazovanje u slučaju primene metoda OLS (Titus, 2007).

Rejnolds i Dežardin (2009) su dali konceptualni okvir koji statistički podupire tvrdnju da je metod PSM odgovarajući metod ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje onda kada korišćenje eksperimentalnih podataka nije moguće. Autori su ispitivali senzibilnost ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje zavisno od primenjene metode ocenjivanja. Njihovi rezultati ukazuju na to metod PSM daje najmanje pristrasne ocene premije na obrazovanje u poređenju sa drugim metoodama ocenjivanja. Autori ističu da je korišćenje metoda PSM u uslovima ograničenih podataka dobar pristup problemu identifikacije uticaja obrazovanja na zaradu te da omogućava davanje dobrih smernica za intervencije u obrazovanje i kreiranje obrazovnih politika (Reynolds and DesJardins, 2009).

Rezimirano, rezultati sprovedenih studija o oceni stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje variraju zavisno od nekoliko kriterijuma: (1) korišćenih podataka, (2) pretpostavki od kojih se pošlo i (3) primenjenih tehnika ocenjivanja. Međutim, i pored tih razlika, ne može se osporiti postojanje krucijalne uloge koju obrazovanje ima u determinisanju zarade pojedinca, bez obzira na to koliko je ta uloga zaista statistički precenjena (Harmon *et al*., 2003).

2.3.2. Kretanje stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje

U izveštaju Svetske banke (2014) sumirani su rezultati oko 700 studija sprovedenih od 1960. do 2010. godine u kojima je ocenjivana stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje. U tom izveštaju se ukazuje na trend blagog, gotovo neznatnog opadanja ocenjene premije na obrazovanje u samo nekom delu analiziranog perioda. Ipak, očekivalo bi se da taj opadajući trend usled značajnog porasta obuhvata populacije obrazovanje bude više izražen. Naime, prema postavkama teorije ljudskog kapitala, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje treba da opadne kako raste ponuda obrazovanja jer je sa većim obuhvatom populacije obrazovanjem marginalna korist dodatne godine školovanje sve manja. Iako je u gotovo svim zemljama prosečan broj godina školovanja u tom periodu uvećan nekoliko puta, pad stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, prema izveštaju Svetske banke, statistički nije značajan. Potencijalno objašnjenje za uočen trend može se naći u činjenici da je uz porast ponude obrazovanja zabeležen i tehnološki napredak, koji je omogućio porast produktivnosti. Odnosno, premija na obrazovanje nije drastično opala jer je, osim rasta obuhvata populacije obrazovanjem, porasla i ponuda visokokvalifikovane radne snage. Prema rezultatima tog izveštaja, prosečna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje za analizirani period na svetskom nivou iznosi 8,8. Dakle, jedna dodatna godina školovanja u proseku na svetskom nivou doprinosi povećanju zarade za nešto manje od 9%. Štaviše, postoji primetna razlika između dva perioda analize. Rezultati studije Svetske banke pokazuju da je pre 2000. godine prosečna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje iznosila 8,7%, a nakon te godine 9,1%. Štaviše, između ta dva perioda uočljiv je porast prosečne premije na obrazovanje od 0,4 procentna poena, što je manje od porasta prosečnog broja godina školovanja od 0,8. Veći prinosi na obrazovanje koji se mogu uočiti nakon 2000. godine, uprkos rastu ponude obrazovanja, ukazuju na to da je prevagnuo uticaj tehnološkog napretka (Montenegro and Patrinos, 2014).



Slika 2.3.2.1. Kretanje stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)
Izvor: adaptirano prema Montenegro and Patrinos (2014)

Posmatrano prema nivou razvijenosti, na osnovu rezultata analiziranih 700 studija koje su sprovedene od 1960. do 2010. godine, može se uočiti da se prosečna stopa prinosa na ulaganje u obrazovanje između nisko i srednje razvijenih zemalja ne razlikuje i da je za oko 1 procentni poen veća u odnosu na vrednost tog pokazatelja koji je karakterističan za visokorazvijene zemlje. Rezultat ne iznenađuje ako se ima u vidu da je obuhvat populacije obrazovanjem niži u nisko i srednje razvijenim zemljama. Odnosno, kako je u visokorazvijenim zemljama obuhvat populacije obrazovanjem skoro potpun, uz povoljniju obrazovnu strukturu u kojoj je udeo populacije sa najviše stečenim osnovnim obrazovanjem manji, u tim zemljama je niža prosečna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje. U odnosu na svetski prosek, premija na obrazovanje

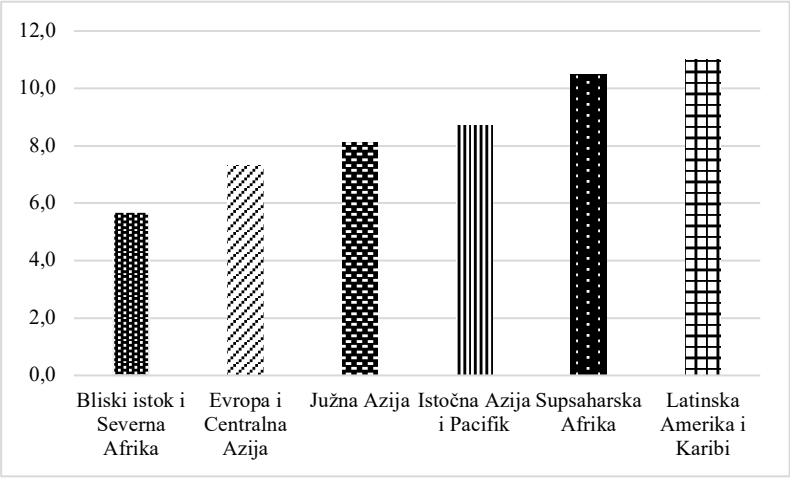
u nisko i srednje razvijenim zemljama veća je za oko 0,5 procentnih poena, dok je u visokorazvijenim zemljama manja za isti iznos.

Tabela 2.3.2.1. Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Nivo razvijenosti	Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje
Niskorazvijene zemlje	9,3
Srednjerazvijene zemlje	9,2
Visokorazvijene zemlje	8,2
Svet	8,8

Izvor: Montenegro and Patrinos (2014)

Na nivou regiona, najviša stopa prinosa na ulaganje u obrazovanje, od oko 11%, može se u uočiti u regionima Latinske Amerike i Kariba i Supsaharske Afrike, dok je najniža vrednost tog indikatora, od nešto manje od 6%, zabeležena u regionu Bliskog istoka i Severne Afrike. Jedno od objašnjenja niske premije na obrazovanje u regionu Bliskog istoka i Severne Afrike počiva na činjenici da je u periodu od 1960. do 2010. godine udeo neobrazovane populacije u tom regionu smanjen za oko 60 procentnih poena, što je najbolji napredak među posmatranim regionima. Drugim rečima, budući da je, relativno posmatrano, u analiziranom periodu u posmatranim regionima ponuda obrazovanja najviše porasla u regionu Bliskog istoka i Severne Afrike, stopa prinosa na obrazovanje u tom regionu očekivano je najniža. Ipak, region Bliskog istoka i Severne Afrike možda predstavlja i statistički autlajer. Naime, iako je u tom regionu postignut najveći napredak u obuhvatu populacije obrazovanjem, taj region je i dalje karakterističan po niskom prosečnom broju godina školovanja i nepovoljnoj obrazovnoj strukturi. Tako da jedan od razloga za najnižu premiju na obrazovanje može biti loš institucionalni okvir u kojem faktori poput korupcije i nepotizma onemogućavaju puno ostvarenje koristi od obrazovanja, pa spuštaju vrednost prosečne stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje (Kingsbury, 2018). Ako se region Bliskog istoka i Severne Afrike izuzme, stopa prinosa na ulaganje u obrazovanje u proseku je najniža u regionu Evrope i Centralne Azije, sa nešto više od 7%, i niža je za oko jedan procentni poen u odnosu na vrednost tog indikatora u regionima Istočne Azije i Pacifika i Južne Azije. To je očekivano jer region Evrope i Centralne Azije karakteriše potpun obuhvat populacije obrazovanjem i izuzetno povoljna obrazovna struktura, u kojoj čak 85% populacije ima najviše stečeno srednje ili visoko obrazovanje (Montenegro and Patrinos, 2014).



Slika 2.3.2.2. Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)
Izvor: adaptirano prema Montenegro and Patrinos (2014)

Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje zavisi i od nivoa razvijenosti zemlje i od obrazovnog nivoa. Stopa prinosa na osnovno obrazovanje iznosi oko 25% u nisko i srednje razvijenim zemljama, dok je za tri procentna poena veća u visokorazvijenim zemljama. Stopa prinosa na ulaganja u visoko obrazovanje najviša je u niskorazvijenim zemljama, a najniža u visokorazvijenim zemljama, a razlika u premiji na obrazovanjem među tim zemljama iznosi oko 15 procentnih poena. Na osnovu rezultata tih studija u periodu od 1960. do 2010. godine moguće je izvesti određeni obrazac kretanja premije na obrazovanje. Stopa prinosa na srednje obrazovanje niža je od stope prinosa na osnovno i visoko obrazovanje u nisko i srednje razvijenim zemljama, dok stopa prinosa na obrazovanje opada sa rastom obrazovnog nivoa u visokorazvijenim zemljama. Odnosno, u nisko i srednje razvijenim zemljama obrazac kretanja stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje ima oblik latiničnog slova „U“. To se može objasniti time što u obrazovnoj strukturi populacije dominira učešće pojedinaca sa najviše stečenim srednjim obrazovanjem. Odstupanje visokorazvijenih zemalja od tog obrasca kretanja, zbog visoke stope povraćaja na osnovno obrazovanje i niske stope povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje, može se objasniti time da su u toj grupi zemalja uočeni statistički autlajeri, poput Portorika, koji su značajno podigli vrednost premije na osnovno obrazovanje, a spustili vrednost premije na visoko obrazovanje (Psacharopoulos and Patrinos, 2018).

Takođe, visoka premija na osnovno obrazovanje, nezavisno od nivoa ekonomske razvijenosti, može biti objašnjena institutom minimalne zarade na tržištu rada. Minimalna zarada u velikoj meri utiče na distribuciju zarada jer povećava zarade niskokvalifikovanih radnika. Posledično, visoko postavljana minimalna zarada u određenoj zemlji može da dovede do kompresije zarada, posebno u slučaju radnika sa osnovnim obrazovanjem. Kao rezultat toga što su poslodavci primorani da radniku sa osnovnim obrazovanjem isplate zaradu koja je veća od one koja odgovara nivou njegove produktivnosti, shodno nižim kvalifikacijama, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje relativno je visoka (Barany, 2016). Osim toga, jedan od uzroka visoke premije na osnovno obrazovanje može biti i porast obaveznog broja godina školovanja. Naime, u svim zemljama je definisan prag minimalnog nivoa obrazovanja koji određeni pojedinac mora da stekne – uglavnom je to osnovno obrazovanje. Kako se zemlja ekonomski razvija i obrazovni sistem širi, osnovno obrazovanje postaje obavezno i univerzalno, što umnogome otežava realno ocenjivanje premije na osnovno obrazovanje. Samim tim, stopa povraćaja na ulaganje u osnovno obrazovanje gubi informativan značaj, posebno ako se stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje poredi tokom vremena (Patrinos, 2016).

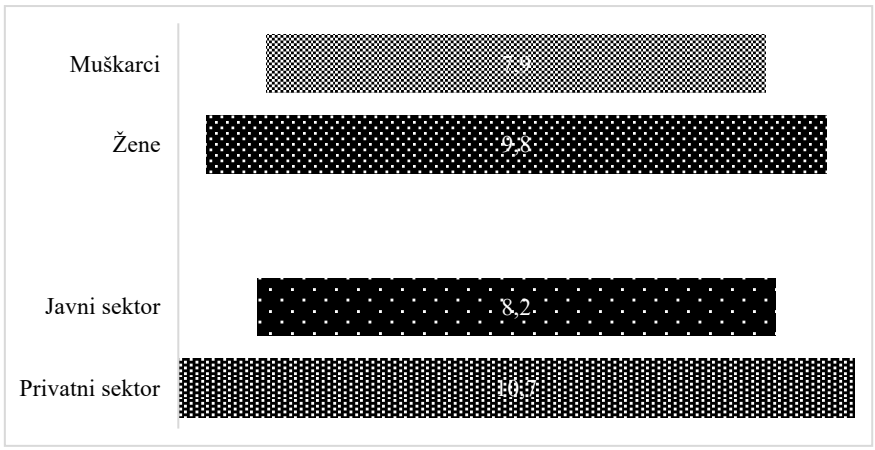
Tabela 2.3.2.2. Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema nivou razvijenosti zemalja i obrazovnim nivoima u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Nivo razvijenosti	Stopa povraćaja na ulaganje u određeni obrazovni nivo		
	Osnovi	Srednji	Visoki
Niskorazvijene zemlje	24,5	18,7	26,8
Srednjerazvijene zemlje	24,5	17,7	20,2
Visokorazvijene zemlje	28,4	13,2	12,8

Izvor: Psacharopoulos and Patrinos (2018)

Dodatno, na osnovu rezultata posmatranih studija u periodu od 1960. do 2010. godine, može se uočiti razlika u stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema polu i sektoru zaposlenja. Premija na obrazovanje za žene u proseku iznosi oko 10% i veća je za oko dva procentna poena u odnosu na vrednost tog pokazatelja za muškarce. To, pak, ne znači da je zarada žena veća od zarade muškaraca. Veća stopa prinosa na ulaganje u obrazovanje može se objasniti time što je obuhvat ženske populacije obrazovanjem i dalje u određenom broju zemalja relativno nizak, pa je prosečna

premija na obrazovanje veća zbog niže ponude obrazovanja. Taj jaz u stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje po polu možda može da se objasni stavom da su žene sa višim nivoom obrazovanja manje podložne uticaju diskriminacije na tržištu rada jer pružaju signal da su karijerno orijentisane i stoga primaju neki vid premije na zaradu (Dougherty, 2005). Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje pojedinaca zaposlenih u privatnom sektoru iznosi oko 11% i za oko tri procentna poena je veća nego u slučaju pojedinaca zaposlenih u javnom sektoru. Ta razlika se može objasniti činjenicom da je konkurencija za zaposlenje veća u privatnom sektoru, pa je u tom sektoru, zbog veće selektivnosti, i produktivnost veća. Posledično, kako se prate produktivnost i zarade kao promenljive, premija na obrazovanje veća je u privatnom sektoru (Harmon *et al*., 2003).



Slika 2.3.2.3. Stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema polu i sektoru zaposlenja u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)
Izvor: adaptirano prema Psacharopoulos and Patrinos (2018)

Dakle, prema izveštaju Svetske banke (2014), koji je nastao na osnovu 700 studija u kojima je ocenjivana premija na obrazovanje u periodu od 1960. do 2010. godine, mogu se izdvojiti sledeći zaključci: (1) stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje sporo opada tokom vremena uprkos rastu prosečnog broja godina školovanja na svetskom nivou, što pokazuje da je tražnja za veštinama rasla istovremeno sa ponudom veština; (2) stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje je pozitivna i u proseku iznosi 9% po godini školovanja; (3) stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje veća je u nerazvijenim zemljama i zemljama u razvoju nego u razvijenim zemljama; (4) stopa prinosa na srednje obrazovanje niža je od stope prinosa na osnovno i visoko obrazovanje u nisko i srednje razvijenim zemljama[9], dok stopa prinosa na obrazovanje u visokorazvijenim zemljama opada kako raste obrazovni nivo; (5) stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje veća je za žene i pojedince zaposlene u privatnom sektoru nego za muškarce i pojedince zaposlene u javnom sektoru.

[9] Zaključak da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje veća za pojedince sa visokim obrazovanjem novijeg je datuma, budući da je doskoro u literaturi preovlađivao stav da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje najveća za pojedince sa osnovnim obrazovanjem i da ona opada kako raste obrazovni nivo, te da su takvom zaokretu doprineli rezultati novijih istraživanja u kojima je utvrđena premija na obrazovanje.

2.4. Empirijsko istraživanje: model i podaci

Kao što je istaknuto, broj studija sprovedenih sa ciljem ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, prema formulisanoj Mincerovoj jednačini, značajno je veći u visokorazvijenim zemljama nego u nisko i srednje razvijenim zemljama. To proističe iz činjenice da je istraživačima u nisko i srednje razvijenim zemljama uglavnom ograničena dostupnost kvalitetnih baza podataka o zaradi i obrazovanju, što umnogome otežava realizovanje takvog tipa istraživanja (Psacharopoulos and Patrinos, 2018). Osim, razlike u preovlađujućim ekonomskim sistemima među zemljama otežavaju sprovođenje komparativnih studija, koje bi na konzistentan način ispitale vezu između zarade i obrazovanja za određenu grupu zemalja. To se pre svega odnosi na period od pedesetih do devedesetih godina prošlog veka, kada su bile izražene razlike u institucijama ekonomskog sistema između kapitalističkih i socijalističkih zemalja, što onemogućava poređenje ocenjenih stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Ipak, od devedesetih godina prošlog veka, početkom tranzicionih reformi i prelaskom socijalističkih zemalja na kapitalistički sistem uređenja, u velikoj meri su otklonjene poteškoće u dostupnosti i kvalitetu podataka o zaradi i obrazovanju. To se tiče zemalja regiona Centralne i Istočne Evrope, koje su bile deo socijalističkog ekonomskog sistema i u kojima su se u poslednjih nekoliko decenija dogodile značajne promene na tržištu obrazovanja i tržištu rada. Različit intenzitet sprovođenja tranzicionih reformi u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope se, pak, morao odraziti i na razlike u premiji na obrazovanje. Naime, ekonomske i političke institucije tranzicionih zemalja tog regiona značajno su se promenile od 1989. godine. Polazeći od socijalne politike koja je naglašavala pravičnost među radnicima, zarade su određivane planski, a ne tržišno, tako da su profili zarada bili kompresovani u poređenju sa kapitalističkim zemljama. Prelaskom sa planskog na tržišni način ekonomskog uređenja struktura zarada se promenila, tako da je sa većom disperzijom zarada važno ispitati u kojoj se meri razlikuje uticaj obrazovanja na zaradu u predtranzicionom i posttranzicionom periodu (Svejnar, 1991).

U zemljama pomenutog regiona uticaj dva faktora je u velikoj meri mogao da rezultira promenama u distribuciji obrazovanja i distribuciji zarada. Prvo, tranzicijom je ukinuta nekadašnja struktura zarada prema kojoj su razlike u dohotku između niskokvalifikovanih i visokokvalifikovanih radnika u bivšim socijalističkim zemljama bile minimalne. Posledično, prelaskom sa planskog na tržišni sistem eliminisani su implicitni transferi od više ka manje produktivnim radnicima, što je moralo da se odrazi i na premiju na obrazovanje. Drugo, u tranziciji je povećana tražnja za specifičnim veštinama – poput menadžerskih veština, koje su posebno vrednovane u kapitalističkim zemljama. Prema teoriji ljudskog kapitala, ulaganje u takve veštine je najvrednije u periodu neravnoteže u veštinama koja se traže na tržištu rada. Odnosno, stopa povraćaja na ulaganje u specifične stokove ljudskog kapitala niska je u onim zemljama koje karakteriše nedostatak tehnoloških promena i koje su ograničeno tržišno orijentisane – tipično za bivše socijalističke zemlje, a visoka u onim zemljama u kojima postoji snažan pritisak na inpute, autpute i tehnologiju, usled tržišne orijentacije. Kao rezultat povećane tražnje za specifičnim veštinama, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje brzo je rasla u tranzicionim zemljama, konvergirajući ka onoj stopi koja je karakteristična za kapitalističke zemlje (Laporšek *et al*., 2021). Ipak, delovanje ta dva faktora se razlikuje među zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope, a ta razlika je mogla da se preslika i na razlike u stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Naime, usled varijacija u uspešnosti sprovođenja tranzicionih reformi među zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope, što se ogleda u različitom dostignutom nivou ekonomske razvijenosti, sigurno je bio drugačiji i intenzitet promene uticaja obrazovanja na zaradu. Srbija je, na primer, kasnije započela tranzicione reforme, što se odrazilo i na efikasno uspostavljanje institucionalnog okvira karakterističnog za kapitalistički sistem uređenja. Osim toga, Srbija je, uz Hrvatsku i Sloveniju, bila deo jugoslovenske države, sa jedinstvenim tržištem obrazovanja i tržištem rada. Ipak, nakon raspada te države, pojavile su se primetne razlike u ekonomskom napredovanju Srbije, Hrvatske i

Slovenije usled tranzicionih reformi. Srbija, osim toga, nije članica Evropske unije, za razliku od Hrvatske i Slovenije. Analogno, Češka i Slovačka su do 1993. godine činile jedinstvenu čehoslovačku državu, koja je među bivšim socijalističkim državama važila za jednu od istaknutijih u implementaciji socijalne politike jednakosti u distribuciji zarada. Nakon raspada zajedničke države, Češka i Slovačka su krenule putem tranzicionih promena, pri čemu su bile izražene određene razlike u kontekstu intenziteta sprovođenja reformi. Za razliku od Češke, u Slovačkoj su tržišne institucije i podsticaji bili slabije prihvaćeni. Stoga se komparacijom promene strukture zarada u Češkoj i Slovačkoj može ostvariti uvid u to u kojoj meri se doprinos obrazovanja razlikuje prema različitim tranzicionom okolnostima (Chase, 1997). Slične distinkcije se mogu uočiti i u drugim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope. Do sada nije urađena nijedna sveobuhvatna komparativna studija, u kojoj bi se ta tema istražila sa aspekta ispitivanja ekonomske uloge obrazovanja na tržištu rada u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u posttranzicionom periodu, prema postavkama teorije ljudskog kapitala. Ta činjenica je osnovni motivacioni faktor za sprovođenje empirijskog istraživanja.

Da bi se ocenila premije na obrazovanje u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope, biće ocenjena proširena Mincerova jednačina oblika

$$lnw_i^S = \beta S_i + \alpha Z_i + \varepsilon_i, \qquad (2.4.1)$$

gde lnw_i^S predstavlja zavisnu promenljivu koja se odnosi na logaritamsku vrednost zarade po satu pojedinca i pri dostignutom nivou obrazovanja S; S_i označava nezavisnu promenljivu koja se tiče stečenog obrazovnog nivo pojedinca i (promenljiva definisana prema tome koja je najviše završena škola tog pojedinca); Z_i označava vektor nezavisnih promenljivih koji se odnosi na lične karakteristike i karakteristike porodice pojedinca i (promenljive poput broja godina radnog iskustva, neformalnog obrazovanja – obuke ili treninga, pola, bračnog statusa, lokacije, broja članova domaćinstva), a ε_i slučajnu grešku.

Dakle, jednačina (2.4.1) biće ocenjena za Srbiju, Bugarsku, Mađarsku, Poljsku, Rumuniju, Slovačku, Sloveniju, Hrvatsku i Češku. Fokus je na oceni koeficijenta β koji ukazuje na uticaj dostignutog nivoa obrazovanja na zaradu. Imajući u vidu ekstenzivnu dostupnost različitih podataka na nivou pojedinca o školovanju i zaradi, bilo bi očekivano da u literaturi koja se bavi ekonomijom obrazovanja postoji širok konsenzus o metodu ocenjivanja stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Ipak, u teoriji ljudskog kapitala postoje značajne razlike u merenju premije na obrazovanje. Zavisno od podataka koji su dostupni i specifikacije modela, primenjuje se nekoliko alternativnih statističkih metoda (Patrinos, 2016).

Polazeći od obrazovne strukture Srbije, kao i ostalih izabranih zemalja Centralne i Istočne Evrope, u kojoj dominira udeo populacije sa srednjim obrazovanjem, referentnu grupu u glavnom delu istraživanja činiće pojedinci sa tim obrazovnim nivoom. Drugim rečima, biće ocenjene premije na osnovno i visoko obrazovanje, tako da se ocenom stopa povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje utvrdi razlika u zaradi među pojedincima sa tim obrazovnim nivoima u odnosu na pojedince sa srednjim obrazovanjem. Takav izbor referente grupe je odgovarajući, posebno imajući u vidu da je poslednjih decenija uočen trend kretanja tražnje za obrazovanjem prema kojem sve veći broj pojedinaca stiče više obrazovne nivoe, tako da je udeo pojedinaca bez osnovnog obrazovanja skoro nulti. Ta činjenica je pre svega odraz postojanja obaveznog nivoa obrazovanja koji je u većini zemalja tog regiona definisan kao obavezno školovanje u trajanju od osam godina – čak je u određenom broju zemalja Centralne i Istočne Evrope, poput Češke i Slovačke, taj prag utvrđen u trajanju od deset godina. S tim u vezi, biće ocenjena premija na osnovno, srednje i visoko obrazovanje, pri čemu će referentan obrazovni nivo biti nivo srednjeg obrazovanja. Ipak, da bi se ispitale razlike u zaradi između visokoobrazovanih i niskoobrazovanih

pojedinaca, u jednom delu istraživanja referentnu grupu će činiti pojedinci sa osnovnim obrazovanjem.

Jednačina (2.4.1) će u empirijskom istraživanju biti ocenjena metodom OLS, što omogućava da se dobije prosečna stopa povraćaja na ulaganje u određeni nivo obrazovanja. Ipak, ocena Mincerove jednačine dobijena korišćenjem metoda OLS može biti predmet potencijalnog problema endogenosti. Može se pokazati da je ocena β_{OLS} pristrasna (i nekonzistentna). Polazeći od jednačina

$$S_i = \mu Z_i + \eta_i, \tag{2.4.2}$$
$$lnw_i^S = \beta S_i + \alpha Z_i + \varepsilon_i, \tag{2.4.3}$$

problem endogenosti proističe iz korelisanosti dostignutog obrazovnog nivoa S_i i slučajne greške η_i, pri čemu se pretpostavlja da je ispunjen uslov $E(Z_i, \eta_i) = E(Z_i, \varepsilon_i) = 0$. Odnosno, kad god važi da je $cov(\eta_i, \varepsilon_i) \neq 0$, upotreba metoda OLS za ocenu stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje β_{OLS} biće pristrasna (i nekonzistentna). Dakle, u slučaju nenulte vrednosti kovarijanse $cov(\eta_i, \varepsilon_i)$ postoji problem endogenosti, čiji potencijalni izvori mogu biti: (1) izostavljanje promenljivih, (2) greška merenja i (3) heterogenost (Griliches, 1977).

Slučaj izostavljanja promenljivih se javlja onda kada istraživači nisu u mogućnosti da kontrolišu individualne karakteristike i karakteristike porodice, pri čemu obe grupe promenljivih mogu da utiču na zaradu nezavisno od obrazovanja. Tipičan primer problema endogenosti tiče se neuključivanja sposobnosti i motivisanosti pojedinca u jednačinu (2.4.1). Ocena β_{OLS} dobijena upotrebom metoda OLS biće pristrasna iz razloga što će više sposobni i više motivisani pojedinci težiti vrlo verovatno ka tome da imaju viši nivo obrazovanja i posledično veću zarade. Zbog toga će ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje stoga samo delimično reflektovati uticaj obrazovanja jer je pojedinac koji ima viši obrazovni nivo više sposoban ili više motivisan, a ta sposobnost ili motivisanost nije uključena u jednačinu koja je predmet ocenjivanja. Ukoliko se sposobnost i motivisanost predstave sa A_i, slučaj izostavljanja promenljivih implicira da će slučajna greška ε_i biti

$$\varepsilon_i = \delta A_i + \sigma_i. \tag{2.4.4}$$

Međutim, ako važi i da A_i utiče na dostignuti nivo obrazovanja, onda je slučajna greška η_i u stvari

$$\eta_i = \gamma A_i + \omega_i. \tag{2.4.5}$$

Na osnovu izraza (2.4.4) i (2.4.5) može se zaključiti da je $cov(\eta_i, \varepsilon_i) \neq 0$, čime se indukuje pristrasna ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje β_{OLS}. To sledi iz

$$\widehat{\beta_{OLS}} = \frac{cov(\log(W),S)}{var(S)} = \frac{cov(\beta S+\alpha Z+\varepsilon,S)}{var(S)} = 0 + \beta\frac{cov(S,S)}{var(S)} + \frac{cov(\varepsilon,\mu Z+\eta)}{var(S)} = \beta + \frac{cov(\delta A+\sigma,\gamma A+\omega)}{var(S)}$$

$$= \beta + \delta\gamma\frac{var(A)}{var(S)} \neq \beta. \tag{2.4.6}$$

Time je pokazano da je ocena β_{OLS} pristrasna ako se primenjuje metod OLS. Znak pristrasnosti zavisi od δ i γ. Dok se za δ može pretpostaviti da je pozitivno, γ je neodređeno. Opšte je mišljenje da je ocena β_{OLS} pristrasna naviše, iako drugi slučaj ne može biti isključen (Griliches, 1977; Card, 1999). Štaviše, Kard (1999) je pokazao da u slučaju ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje pristrasnost naniže i pristrasnost naviše mogu međusobno da se ponište, čime se oceni β_{OLS} vraća preciznost (Card, 1999).

Slučaj greške merenja se pojavljuje onda kada je mera dostignutog obrazovnog nivoa S, koja je uočljiva, jednaka zbiru stvarnog obrazovnog nivoa S^* i greške $\chi \sim (0, \sigma_\chi^2)$, tako da važi

$$S_i = S_i^* + \chi_i. \tag{2.4.7}$$

Ako je $\sigma_\chi^2 > 0$, ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje β_{OLS} biće pristrasna. To proističe iz

$$\widehat{\beta_{OLS}} = \frac{cov(\log(W),S)}{var(S)} = \frac{cov(\beta S - \beta\chi + \alpha Z + \varepsilon, S)}{var(S)} = 0 + \beta\frac{cov(S,S)}{var(S)} - \beta\frac{cov(\chi, S^* + \chi)}{var(S^* + \chi)} + 0$$
$$= \beta\left(1 - \frac{var(\chi)}{var(S^*) + var(\chi)}\right) < \beta. \tag{2.4.8}$$

Pristrasnost ocene β_{OLS} sledi iz nenulte vrednosti izraza $\frac{var(\chi)}{var(S^*)+var(\chi)}$, koji je poznat i kao faktor pouzdanosti uočljivog nivoa obrazovanja. Primena metoda OLS će rezultirati time da ocena β_{OLS} bude pristrasna naniže, pri čemu intenzitet pristrasnosti zavisi od magnitude varijanse greške (Krueger and Lindahl, 2001).

Slučaj heterogenosti, smatra Kard (1995), tiče se dva tipa pristrasnosti. Prvo, razlike u talentu se mogu odraziti na razlike u produktivnosti – talentovaniji pojedinci imaju više stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za identičan nivo obrazovanja (pristrasnost talenta). Drugo, razlike u bogatstvu porodice, usled nesavršenosti finansijskih tržišta, impliciraju različite marginalne troškove školovanja – pojedinci iz siromašnijih porodica suočeni su sa višim troškovima dostizanja određenog nivoa obrazovanja (pristrasnost troškova). Posledica oba tipa pristrasnosti biće sadržana u činjenici da je određeni deo populacije sa nižim obrazovnim nivoima sačinjen od pojedinaca sa nižom stopom povraćaja na ulaganje u obrazovanje (manje talentovani pojedinci) i pojedinaca koji se suočavaju sa višim troškovima školovanja (siromašniji pojedinci). Upotreba metoda OLS će rezultirati pristrasnom ocenom, pri čemu će, ukoliko u populaciji dominira grupa manje talentovanih pojedinaca, ocena β_{OLS} biti pristrasna naviše, a ako u populaciji dominira grupa siromašnijih pojedinaca, ocena β_{OLS} biti pristrasna naniže (Card, 1995).

Zbog problema endogenosti, pristrasnost ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje dobijene upotrebom metoda OLS zavisi pre svega od kvaliteta podataka kojima istraživač raspolaže. Da bi se taj problem prevazišao, može se primeniti nekoliko statističkih metoda kako bi se dobile preciznije ocene Mincerove jednačine. Među tim metodama poslednjih godina se svakako izdvaja metod PSM, za koji je pokazano da u određenoj meri omogućava otklanjanje pristrasnosti zbog različitih izvora endogenosti. Iako je taj metod primenjen inicijalno u domenu prirodnih nauka – pre svega u medicini, poslednjih godina se često primenjuje i u ekonomiji, pre svega u oblastima ekonomije rada i ekonomije obrazovanja (Ognjenovic, 2007). S tim u vezi, jednačina (2.4.1) će u istraživanju biti ocenjena i metodom PSM. Konkretno, taj metod počiva na istovremenom ispitivanju uticaja obrazovanja na zaradu za dve grupe pojedinaca – jednu koja je bila izložena tretmanu, to jest koja je stekla nivo osnovnog ili visokog obrazovanja (eksperimentalna grupa), i drugu koja nije bila izložena tretmanu, odnosno nije stekla srednje obrazovanje (kontrolna grupa). Tretman se, dakle, u ovom slučaju odnosi na dostignuti nivo obrazovanja. Metod PSM daje uvid u to koliko su grupe izbalansirane i omogućava otklanjanje pristrasnosti u oceni stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Naime, ako se ispituje uticaj obrazovanja na zaradu, nepristrasna ocena koeficijenta β može se generalno hipotetički dobiti tako što se posmatra razlika u zaradi za istog pojedinca koji je stekao određeni nivo obrazovanja i nije stekao ni osnovno obrazovanje. Kako je reč u istom pojedincu – pa ne postoji uticaj ličnih karakteristika i karakteristika porodice predstavljenih sa Z, razlika u zaradi se može objasniti isključivo razlikom u stečenom nivou obrazovanja. Međutim, realno nije moguće da jedan pojedinac istovremeno bude i sa određenim obrazovnim nivoom i bez osnovnog obrazovanja.

Prednost metoda PSM je u tome što taj neeksperimentalni pristup omogućava da se za pojedinca sa određenim obrazovnim nivoom pronađe pojedinac bez osnovnog obrazovanja, ali tako da među tim pojedincima nema razlika u karakteristikama oličenim u Z. Na taj način se dobija nepristrasna (i konzistentna) ocena β_{PSM} (Caliendo and Kopeing, 2008). Odabir metoda PSM za ocenu jednačine (2.4.1) može se obrazložiti prethodno istaknutom činjenicom.

U istraživanju se polazi do toga da je efekat određenog obrazovnog nivoa na zaradu definisan kao razlika u ostvarenoj zaradi za dve grupe pojedinaca, nakon što su uzorci koje čine ti pojedinci ujednačeni prema određenom skupu opaženih karakteristika. Skup opaženih karakteristika izbalansiranih uzoraka eksperimentalne i kontrolne grupe iskazan je u funkciji uslovne verovatnoće. Metod PSM se zasniva na pretpostavci da se, u konkretnom slučaju, svaki niskoobrazovani ili visokoobrazovani pojedinac uparuje sa pojedincem sa srednjim obrazovanjem na osnovu izabranog skupa karakteristika koje su uočljive. Ako stoji da su te dve uparene grupe pojedinaca ujednačene prema izabranim karakteristikama, razlika u ostvarenoj zaradi oslikava isključivo činjenicu da je jedna grupa stekla osnovno ili visoko, a druga srednje obrazovanje. Tako posmatrano, primena metoda PSM u oceni stope povraćaja na ulaganje u određeni obrazovni nivo u velikoj meri umanjuje pristrasnost, te je ocena β_{PSM} pouzdanija. Formalno, u istraživanju se u vezi sa ocenom premije na obrazovanje na osnovu metoda PSM polazi do toga da postoji skup ličnih karakteristika i karakteristika porodice pojedinca Z_i za koji je zarada, u uzorku pojedinaca koji su stekli osnovno ili visoko obrazovanje, u oznaci w_1, i uzorku pojedinaca koji su stekli srednje obrazovanje, u oznaci w_0, nezavisna, tako da važi

$$(w_1, w_0) \perp S|Z, \tag{2.4.9}$$

pri čemu S predstavlja binarnu promenljivu koja uzima vrednost jedan za pojedince koji su stekli osnovno ili visoko obrazovanje, a vrednost nula za pojedince koji su stekli srednje obrazovanje. Na taj način se omogućava poređenje zarade pojedinaca za osnovnim ili visokim obrazovanjem i zarade pojedinca sa srednjim obrazovanjem, imajući u vidu uslovljenost izbora tih pojedinaca na osnovu određenih karakteristika. Sklonost ka sticanju određenog obrazovnog nivoa može da se predstavi funkcijom uslovne verovatnoće za izabrani skup karakteristika

$$p(Z) = p[S = 1|Z] = E[S|Z], \tag{2.4.10}$$

uz važenje pretpostavke da su jedinice u uzorcima za dve posmatrane grupe pojedinaca izbalansirane.

Ako su uslovi opisani izrazima (2.4.9) i (2.4.10) ispunjeni i ako je $p(Z)$ poznato, onda prosečan efekat tretmana na pojedince koji su podvrgnuti tretmanu – efekat ATET (engl. *Average Treatment Effect on the Treated*) može da se predstavi kao

$$\begin{aligned} ATET &= E[w_1 - w_0|S = 1] \\ &= E\{E[w_1 - w_0|S = 1, p\,(Z)]\} \\ &= E\{E[w_1|S = 1, p\,(Z)] - E[w_0|S = 0, p\,(Z)]|S = 1\}. \end{aligned} \tag{2.4.11}$$

Ako se u izrazu (2.4.11) posmatra, na primer, grupa visokoobrazovanih pojedinaca, $E[w_1|S = 1, p\,(Z)]$ može da se oceni na osnovu uzorka pojedinaca sa stečenim visokim obrazovanjem, dok $E[w_0|S = 0, p\,(Z)]|S = 1$ može da se oceni na osnovu uzorka uparenih pojedinaca sa srednjim obrazovanjem, za datu funkciju skupa uočljivih karakteristika koja je iskazana u formi uslovne verovatnoće. Tako očekivana razlika u prosečnim vrednostima zarada za te dve grupe pojedinaca predstavlja nepristrasnu ocenu prosečnog uticaja visokog obrazovanja na zaradu, uz važenje pretpostavke o uslovnoj nezavisnosti.

U istraživanju je procedura ocenjivanja metodom PSM sprovedena u nekoliko koraka. Uobičajeno, prvi korak zahteva testiranje pretpostavke o balansiranosti jedinica posmatranja eksperimentalne i kontrolne grupe prema izabranom skupu promenljivih. Budući da je priroda podataka korišćenih u istraživanju takva da jedinice posmatranja nisu izabrane u svrhe sprovođenja eksperimenta, očekivano je da između te dve grupe postoje sistematske razlike. Naime, prosečan efekat tretmana, odnosno razlike u zaradama između pojedinaca sa osnovnim ili visokim obrazovanjem, s jedne strane, i pojedinaca sa srednjim obrazovanjem, s druge strane, može da se izračuna poređenjem razlika u zaradi eksperimentalne i kontrolne grupe. Međutim, ako jedinice posmatranja nisu slučajno birane, rezultati mogu biti pristrasni iz razloga zanemarivanja razlika u opaženim karakteristikama između te dve grupe pojedinaca. Zbog toga je trebalo utvrditi da li su razlike između pojedinaca grupe koja je podvrgnuta tretmanu (tj. ima stečeno osnovno ili visoko obrazovanje) i pojedinaca grupa koja nije podvrgnuta tretmanu (tj. ima stečeno srednje obrazovanje) statistički značajne.[10] Sprovedeni test o razlikama u izabranim karakteristikama između eksperimentalne i kontrolne grupe ukazuje na to da se ne može usvojiti pretpostavka da su te razlike slučajne. S tim u vezi, na osnovu ocenjene uslovne verovatnoće učešća u tretmanu treba obrazovati eksperimentalnu i kontrolnu grupu korišćenjem izabranog metoda uparivanja jedinica posmatranja.

Drugi korak se sastoji u ocenjivanju uslovne verovatnoće podvrgnuća tretmanu, tako da se posebno oceni verovatnoća sticanja osnovnog ili visokog obrazovanja zavisno od izabranog skupa karakteristika pojedinaca. Naime, zasebno se ocenjuje verovatnoća da će pojedinac steći osnovno ili visoko obrazovanje

$$p_i = p(S_j = 1|Z_i), j = 1, 2 \tag{2.4.12}$$

na osnovu jednačine logističke regresije, koja se može predstaviti u obliku

$$\frac{p_i}{(1-p_i)} = \exp(\alpha_o + \alpha_1 Z_i). \tag{2.4.13}$$

Posebno je značajno izračunavanje marginalnih efekata koji odražavaju uticaj određene promenljive na uslovnu verovatnoću sticanja osnovnog ili visokog obrazovanja, pod uslovom da su ostale promenljive nepromenjene. Ako ocenjene promenljive logističke jednačine ukazuju na statistički značajan i očekivan uticaj izabranog skupa promenljivih na verovatnoću da će pojedinac steći osnovno ili visoko obrazovanje, onda je moć predviđanja modela logističke jednačine o učešću u tretmanu odgovarajuća.

Sledeći važan korak je uparivanje jedinica posmatranja na osnovu ocenjene uslovne verovatnoće podvrgnuća tretmanu. Konkretno, najpre se svaki niskoobrazovani pojedinac uparuje sa pojedincem sa srednjim obrazovanjem na osnovu izabranog skupa promenljivih za koje je pokazano da utiču na verovatnoću da će pojedinac steći osnovno obrazovanje. Slično, potom se svaki visokoobrazovani pojedinac uparuje sa pojedincem sa srednjim obrazovanjem na osnovu skupa uočljivih karakteristika za koje je dokazano da determinišu verovatnoću da će pojedinac steći visoko obrazovanje. Uparivanje pojedinaca treba da omogući kreiranje statističkih blizanaca tako da se grupa pojedinaca sa osnovnim ili sa visokim obrazovanjem i grupa pojedinaca sa srednjim obrazovanjem ne razlikuje značajno prema verovatnoći da se bude niskoobrazovan ili visokoobrazovan pojedinac. Uparivanje je u istraživanju izvršeno korišćenjem metoda najbližeg suseda (engl. *Nearest Neighbour Matching*).[11] Pomenuti metod uparivanja se zasniva na tome da se jedinica eksperimentalne grupe upari sa jedinicom kontrolne grupe po principu traganja. Odnosno, za svakog niskoobrazovanog ili visokoobrazovanog pojedinca se traži odgovarajući

[10] Testiranje je sprovedeno korišćenjem standardnog t testa.
[11] Za više o metodama uparivanja pogledati https://www.econstor.eu/bitstream/10419/18336/1/dp485.pdf.

pojedinac sa srednjim obrazovanjem uz važenje uslova najbliže uslovne verovatnoćom sticanja osnovnog ili visokog obrazovanja. Drugim rečima, metod najbližeg suseda počiva na tome da se parovi formiraju po principu najmanje udaljenosti koja je određena sa

$$min\|p_i - p_j\| \tag{2.4.14}$$

tako da su p_i i p_j ocenjene uslovne verovatnoće učešća u tretmanu – sklonost ka sticanju osnovnog ili visokog obrazovanja za jedinicu posmatranja i eksperimentalne grupe i jedinicu posmatranja j kontrolne grupe. Na osnovu zasebno uparenih niskoobrazovanih i srednjeobrazovanih pojedinaca i uparenih visokoobrazovanih i srednjeobrazovanih pojedinaca po osnovu različitih promenljivih ocenjen je efekat ATET, koji daje ocenu premije na osnovno obrazovanje i premije na visoko obrazovanje, tako da važi da dobijene stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje odražavaju razlike u zaradi između pojedinaca koji imaju istu uslovnu verovatnoću sticanja određenog obrazovnog nivoa na osnovu skupa definisanih promenljivih za koje je pokazano da na to utiču.[12]

Ocenjivanje premije na obrazovanje biće sprovedeno na osnovu mikropodataka Ankete o radnoj snazi – podataka LFS (engl. *Labour Force Survey*) u periodu od 2015. do 2019. godine.[13] LFS je jedan od najviše korišćenih izvora za sprovođenja istraživanja u domenu ekonomije rada i ekonomije obrazovanja, imajući u vidu raspoloživnost podataka o obrazovanju i zaradi na nivou pojedinca, kao i njihovu međunarodnu uporedivost. Ocena premija na obrazovanje obuhvata period od pet godina jer je očekivano da ocene budu stabilne tokom vremena ako se ima u vidu da se promene u obrazovnoj strukturi ne dešavaju naglo tokom vremena. Dakle, pojedinačne baze podataka za period od 2015. do 2019. godine spojene su u jedinstvenu bazu kako bi se povećala veličina uzorka, pri čemu su definisane veštačke promenljive koje se odnose na godinu anketiranja. Analiza je sprovedena u pomenutom petogodišnjem vremenskom intervalu budući da je reč o novijem periodu u kojem se nisu dogodile značajnije oscilacije ni na tržištu rada ni na tržištu obrazovanja. To je period nakon izbijanja svetske ekonomske krize 2008. godine, a pre izbijanja globalne epidemiološke krize 2019. godine izazvane virusom korona.

LFS je međunarodno uporediv upitnik domaćinstava, koji sadrži važne socioekonomske karakteristike pojedinaca na osnovu kojih je ocenjivanje moguće. Među najvažnijim karakteristikama koje su neophodne radi ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje izdvajaju se zarada i najviši stečeni obrazovni nivo. Promenljiva od posebnog interesa u modelu jeste zarada po satu, koja predstavlja zavisnu promenljivu. Ona se dobija u proceduri od nekoliko koraka. Osim tačkastih iznosa zarade, u LFS postoji mogućnost da ispitanici, ukoliko ne žele da daju precizan podatak o zaradi, zaradu iskažu u definisanom intervalu. S tim u vezi, da bi se obuhvatio što veći broj opservacija, u analizu su, osim tačkastih, uključeni i intervalni podaci o mesečnoj neto zaradi. Za svođenje intervalnih zarada u tačkaste korišćen je Eurostatov metod koji se uobičajeno koristi, a koji podrazumeva da se prosek intervala iskoristi kao proksi za zarade iz referentnih intervala. Kada su sve zarade svedene na tačkaste iznose, tako objedinjeni podaci o mesečnim neto zaradama korigovani su za uobičajen broj časova rada u nedelji, odnosno mesečna neto zarada podeljena je brojem uobičajenih nedeljnih časova rada. Poslednji korak, da bi se dobila zarada po satu, ovako dobijena vrednost zarade pomnožena je faktorom 4,3, što predstavlja prosečan broj nedelja u mesecu. Potom je tako dobijena vrednost zarade po satu logaritmovana. Iako ispitanici, pored uobičajenih nedeljnih časova rada, navode i stvarne časove rada, u literaturi

[12] Rezultati dobijeni prema ovako opisanim koracima su dati u *Harvard Dataverse* digitalnom repozitorijumu (https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/9GJZAO).

[13] Mikropodaci na osnovu kojih je sprovedeno empirijsko istraživanje dobijeni su od Eurostata na zahtev istraživača (RPP 168/2021-LFS). Više o načinu dobijanja podataka od Eurostata pogledati *https://ec.europa.eu/eurostat/web/microdata/labour-force-survey*.

se mnogo češće koristi prva kategorija jer se time izbegavaju potencijalne fluktuacije u časovima rada usled preraspodele posla i slično. Posebno važna nezavisna promenljiva je najviši stečeni obrazovni nivo. LFS sadrži podatke o najvišem dostignutom nivou obrazovanja, koje treba agregirati radi uporedivosti među zemljama u tri nivoa: osnovno, srednje i visoko obrazovanje. Agregiranje je izvršeno na osnovu Međunarodne standardne klasifikacije obrazovanja – klasifikacija ISCED (engl. *International Standard Classification of Education*). Poslednja revizija te klasifikacije izvršena je 2011. godine, te je upravo ona korišćena kako bi se pojedinci među zemljama uključenim u analizu razvrstali u one sa osnovnim, srednjim i visokim obrazovanjem. Prateći Eurostatovu metodologiju, pojedinci sa nivoima ISCED 0–2 klasifikovani su kao niskoobrazovani, sa nivoima ISCED 3–4 kao srednjeobrazovani, a sa nivoima ISCED 5–8 kao visokoobrazovani. Ostale nezavisne promenljive uključene u analizu date su u tabli koja sledi, a koja sadrži spisak i opis svih promenljivih obuhvaćenih modelom.

Tabela 2.4.1. Opis promenljivih obuhvaćenih modelom (2.4.1)

Promenljiva	Opis
Zavisna promenljiva	
LnWage	Logaritmovana vrednost zarade po satu
Nezavisne promenljive	
LowEducation	Pojedinac je niskoobrazovan.
MediumEducation	Pojedinac je srednjeobrazovan.
HighEducation	Pojedinac je visokoobrazovan.
Experience	Broj godina radnog iskustva
Experience2	Kvadrat broja godina radnog iskustva
Training	Pojedinac ima neformalno obrazovanje (trening ili obuka).
NoTraining	Pojedinac nema neformalno obrazovanje.
Male	Pojedinac je muškog pola.
Female	Pojedinac je ženskog pola.
Urban	Pojedinac živi u urbanom području.
Rural	Pojedinac živi u ruralnom području.
Married	Pojedinac je u braku.
Single	Pojedinac nije u braku.
Household	Broj članova domaćinstva
y1	Godina anketiranja je 2015.
y2	Godina anketiranja je 2016.
y3	Godina anketiranja je 2017.
y4	Godina anketiranja je 2018.
y5	Godina anketiranja je 2019.

Izvor: prikaz autora na osnovu LFS podataka

Treba dati i nekoliko napomena o restrikciji uzorka. Prvo, prateći međunarodnu praksu, pre svega metodologiju Eurostata, iz analize su isključene opservacije koji ne pripadaju populaciji 20–64 godine starosti. Iako se radnom populacijom smatraju pojedinci 15–64 godine starosti, veliki broj pojedinaca mlađih od 20 godina i dalje se nalazi u procesu obrazovanja, tako da uključivanje onih koji se i dalje nalaze u tranziciji od škole ka poslu može da naruši sliku o vezi zarade i obrazovanja. Drugo, analizom su obuhvaćeni isključivo zaposleni, i to oni koji su dali podatak o zaradi. Analiza je, dakle, zasnovana na zaposlenima za platu, što se može obrazložiti određenim metodološkim i ekonomskim razlozima. Metodološki posmatrano, od ostalih kategorija zaposlenih, samozaposleni obično ne izveštavaju o zaradama, dok pomažući članovi domaćinstva po definiciji nemaju zaradu. Ekonomski posmatrano, time što druge kategorije zaposlenih nisu uključene u analizu otklanjaju se problemi visoke nepreciznosti podataka o zaradama i volatilnosti zarada zavisno od politike oporezivanja rada koja se među zemljama razlikuje i s tim u vezi iskrivljenih poreskih podsticaja koji mogu da utiču na visinu zarade koju samozaposleni isplaćuju sebi.

Glavni nalazi empirijskog istraživanja odnose se na ocenjivanje jednačine (2.4.1) za ukupnu populaciju (20–64) po zemljama Centralne i Istočne Evrope. Osim toga, ocenjivanje je izvršeno prema polu i prema starosnim grupama, odnosno za svaku zemlju je izvršeno i ocenjivanje za mušku i žensku populaciju (20–64), kao i za mlađu (20–34), srednju (35–49) i stariju populaciju (50–64). U dodatku u tabeli A2.1 data je odgovarajuća deskriptivna statistika.

2.5. Rezultati empirijskog istraživanja

Rezultati ocenjivanja metodom OLS po zemljama dati su u dodatku u tabeli A2.2, dok su rezultati ocenjivanja metodom PSM dati u dodatku u tabeli A2.3.

Premije na osnovno i visoko obrazovanje inicijalno su ocenjene na osnovu metoda OLS. Naime, tim metodom je za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope ocenjena premija niskoobrazovanih i visokoobrazovanih pojedinaca u odnosu na pojedince sa srednjim obrazovanjem, polazeći od izabranog skupa kontrolnih promenljivih koje se odnose na lične karakteristike i karakteristike porodice pojedinca. Izvod iz rezultata ocenjivanja OLS metodom za Srbiju i druge zemlje analiziranog regiona prikazan je u tabeli 2.5.1. Dobijene ocene su statističke značajne i sa očekivanim predznakom. Može se uočiti da pojedinac sa visokim obrazovanjem u Srbiji ostvaruje u proseku za 20,8% veću, a pojedinac sa osnovnim obrazovanjem za 9,8% manju zaradu od srednjeobrazovanog pojedinca. Kako predmet analize u ovom radu nije ispitivanje uticaja izabranih kontrolnih promenljivih na zaradu već ocenjivanje premija na različite nivoe obrazovanje, u glavnom delu teksta neće biti vođena posebno detaljna diskusija o tim rezultatima. Ipak, na osnovu tabela datih u dodatku, može se zaključiti da su u zemljama obuhvaćenim analizom uključene kontrolne promenljive statistički značajne i sa znakom koji je očekivan. Tako, na primer, pojedinci koji su pohađali neki vid neformalnog obrazovanja, pojedinci muškog pola i pojedinci iz urbanih područja ostvaruju u proseku veću zaradu, dok pojedinci koji žive u domaćinstvu sa većim brojem članova ostvaruju u proseku nižu zaradu.

Tabela 2.5.1. Ocena stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom OLS (ukupna populacija 20–64, u %)

	Ukupna populacija (20–64)	
	Osnovno obrazovanje	Visoko obrazovanje
Bugarska	-10,0	18,1
Hrvatska	-9,8	19,4
Mađarska	-12,3	15,3
Češka	-6,7	13,1
Poljska	-7,0	17,1
Rumunija	-10,9	19,6
Slovenija	-6,3	14,0
Slovačka	-5,0	10,9
Srbija	-9,8	20,8

Napomene
(1) Ulaganje u srednje obrazovanje predstavlja referentnu kategoriju.
(2) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 1%.
(3) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija, broj članova domaćinstva.

Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS

Da bi se istakla prednost korišćenja metoda PSM u odnosu na metod OLS za ocenu stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje, izračunata je razlika u dobijenim ocenama. Pokazano je da ocene Mincerove jednačine metodom OLS mogu biti pristrasne zbog problema endogenosti, čiji potencijalni izvori mogu biti: izostavljanje promenljivih, greška merenja ili heterogenost. U tabeli 2.5.2 date su razlike u oceni stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje u Srbiji i zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u posmatranom periodu, koje su nastale kao rezultat korišćenja pomenuta dva metoda ocenjivanja. Razlike između ocena dobijenih metodom PSM i dobijenih metodom OLS mogu biti i pozitivne i negativne, zavisno od toga koji potencijalni

izvor endogenosti dominira i izaziva pristrasnost naviše ili naniže. U većini posmatranih zemalja, po godinama se može uočiti da je i u slučaju premije na osnovno obrazovanje i u slučaju premije na visoko obrazovanje razlika negativna. To pokazuje da se korišćenjem metoda PSM uglavnom podiže vrednost negativne premije niskoobrazovanih, a spušta vrednost pozitivne premije visokoobrazovanih pojedinaca. Kako razlike iznose i do 2,5 procentna poena, što je imajući u vidu apsolutnu vrednost dobijene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje relativno visoko, indikativno se može zaključiti da se metodom PSM u određenoj meri otklanja pristrasnost te omogućava dobijanje preciznijih ocena.[14]

Tabela 2.5.2. Razlike u oceni stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijene metodima PSM i OLS (ukupna populacija 20–64, u pp)

		Bugarska	Hrvatska	Mađarska	Češka	Poljska	Rumunija	Slovenija	Slovačka	Srbija
Ukupna populacija (20–64)	Osnovno obrazovanje	1,0	-0,4	-0,3	0,5	-0,7	-1,4	-0,7	-0,6	-2,1
	Visoko obrazovanje	-0,7	-1,1	-0,8	-0,6	-0,4	-0,9	0,6	0,3	-2,3

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Izvod iz rezultata ocenjivanja metodom PSM za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prikazan je u tabeli 2.5.3. Pre ocenjivanja premije na osnovno i visoko obrazovanje na osnovu tog metoda, ocenjena je uslovna verovatnoća sticanja osnovnog ili visokog obrazovanja zavisno od izabranog skupa izabranih karakteristika pojedinaca. Na primer, na osnovu ocenjene logističke jednačine, može se izdvojiti rezultat da lokacija i broj članova domaćinstva u Srbiji imaju izrazit uticaj na uslovnu verovatnoću u pogledu toga da li će pojedinac biti niskoobrazovan ili visokoobrazovan, pri čemu referentnu grupu čine srednjeobrazovani pojedinci. Tako, u Srbiji, na primer, pojedinci iz urbanih područja imaju veću verovatnoću, a pojedinci iz domaćinstava sa većim brojem članova manju verovatnoću da budu visokoobrazovani. Sličan uticaj se može uočiti i u drugim zemljama Centralne i Istočne Evrope. Nakon ocenjivanja uslovne verovatnoće sticanja osnovnog ili visokog obrazovanja, pojedinačno su upareni pojedinci sa osnovnom i srednjim obrazovanjem i pojedinci sa visokim i srednjim obrazovanjem. Premija na osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i druge zemlje Centralne i Istočne Evrope ocenjena je korišćenjem metoda najbližeg suseda za uparivanje pojedinaca. Inicijalno, na osnovu pojedinačno uparenih visokoobrazovanih i srednjeobrazovanih pojedinaca i uparenih niskoobrazovanih i srednjeobrazovanih pojedinaca, ocenjen je prosečan uticaj osnovnog i visokog obrazovanja na zaradu pojedinaca, za dati skup uočljivih karakteristika. Polazeći od prethodno opisane procedure uparivanja pojedinaca sa različitim nivoom obrazovanja, dobijena je premija na osnovno i visoko obrazovanje, budući da je srednje obrazovanje referentna kategorija. Rezultati ocenjivanja ukazuju na to da su sve ocenjene vrednosti premija na osnovno i visoko obrazovanje u Srbiji i drugim zemljama Centralne i Istočne Evrope statistički značajne i sa očekivanim predznakom, tako da niskoobrazovani pojedinci u proseku ostvaruju manju zaradu, a visokoobrazovani pojedinci veću zaradu u odnosu na uparene pojedince sa srednjim obrazovanjem. Ipak, mogu se uočiti izrazite razlike u vrednosti ocena tih premija.

[14] Takav stav je, kao što je istaknuto, indikativan, budući da radi donošenja statistički ispravnijeg zaključka treba ispitati da li su razlike u dobijenim ocenama statistički značajne. Ipak, imajući da su vidu dobijene vrednosti stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje, može se očekivati da će u najvećem broju slučajeva te razlike biti statistički značajne.

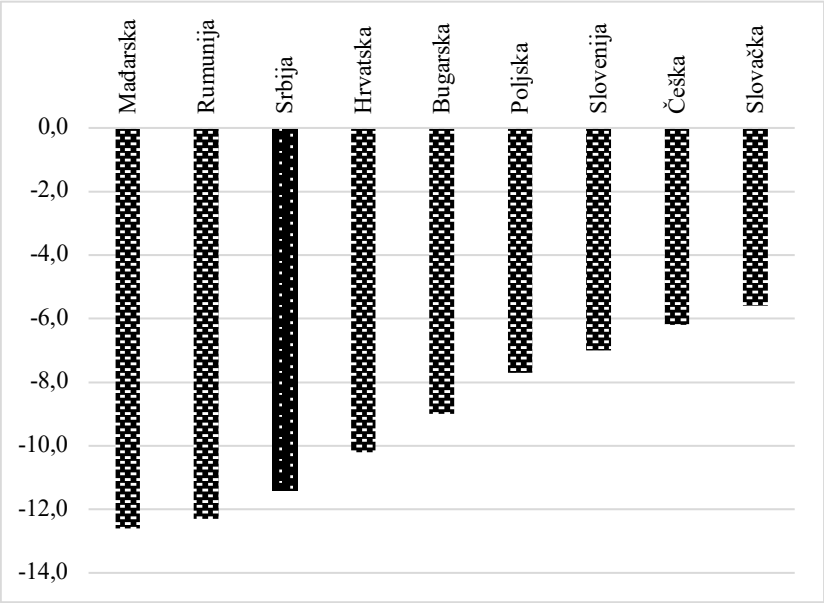
Tabela 2.5.3. Ocena stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom PSM (ukupna populacija 20–64, u %)

	Ukupna populacija (20–64)	
	Osnovno obrazovanje	Visoko obrazovanje
Bugarska	-9,0	17,4
Hrvatska	-10,2	18,3
Mađarska	-12,6	14,5
Češka	-6,2	12,4
Poljska	-7,7	16,7
Rumunija	-12,3	18,7
Slovenija	-7,0	14,6
Slovačka	-5,6	11,2
Srbija	-11,9	18,5

Napomene
(1) Ulaganje u srednje obrazovanje predstavlja referentnu kategoriju.
(2) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 1%.
(3) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.
(4) Uparivanje je izvršeno korišćenjem metoda najbližeg suseda.

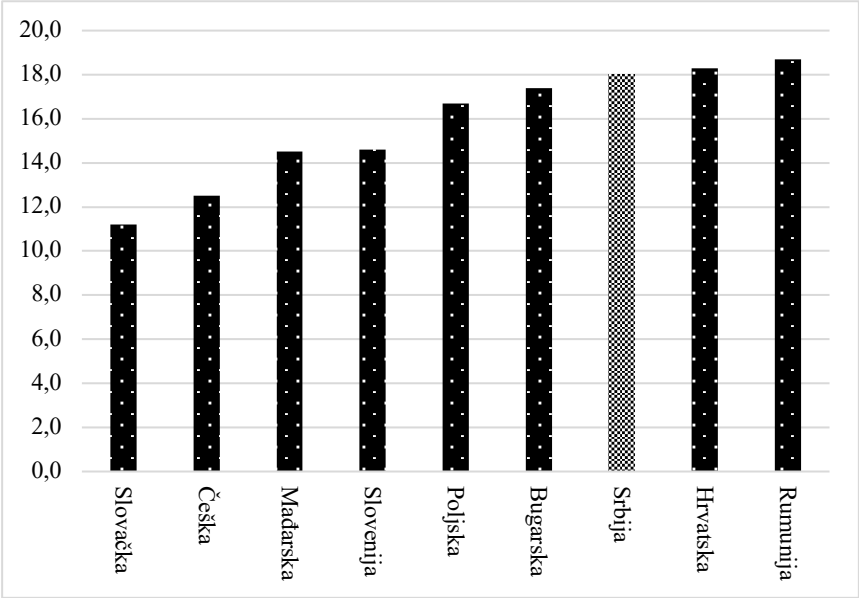
Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS

Rezultati analize pokazuju da je prosečna negativna premija na osnovno obrazovanje najveća u Mađarskoj, Rumuniji i Srbiji, a najmanja u Slovačkoj, Češkoj i Sloveniji. U Mađarskoj, Srbiji i Hrvatskoj negativna premija na osnovno obrazovanje se kreće oko 12%, što pokazuje da u tim zemljama Centralne i Istočne Evrope niskoobrazovani pojedinci u proseku ostvaruju zaradu koja je za taj procenat niža od zarade koju ostvaruju srednjeobrazovani pojedinci. Prosečna negativna premija na osnovno obrazovanje u posmatranom periodu u Srbiji iznosi -11,9%, što znači da pojedinac sa najviše stečenim osnovnim obrazovanjem za toliko procenata u proseku ostvaruje nižu zaradu od pojedinca sa najviše stečenim srednjim obrazovanjem. Slična negativna premija na najniži nivo obrazovanja može se uočiti u Rumuniji, gde iznosi -12,3%. Rezultati ocenjivanja upućuju da niskoobrazovani pojedinci u Mađarskoj u proseku ostvaruju najveću negativnu premiju na osnovno obrazovanje od -12,6%, a u Slovačkoj najmanju negativnu premiju na taj obrazovni nivo od -5,6%. Dakle, dobijeni rezultati pokazuju da među zemljama Centralne i Istočne Evrope postoje značajne razlike u tome koliko pojedinci sa osnovnim obrazovanjem ostvaruju manju zaradu od pojedinaca sa srednjim obrazovanjem. Preciznije, niskoobrazovani pojedinac u Slovačkoj, Poljskoj, Češkoj i Sloveniji zarađuje u proseku između 5,5% i 8%, a u svim ostalim zemljama između 9% i 12,5% manje od srednjeobrazovanog pojedinca. Ako se posmatraju zemlje bivše Jugoslavije, razlika u visini ocenjene negativne premije na osnovno obrazovanje između Srbije i Hrvatske iznosi blizu dva procentna poena, a između Srbije i Slovenije oko pet procentnih poena. Analiza Češke i Slovačke, kao zemalja bivše Čehoslovačke, pokazuje da se vrednost ocene negativne premije na osnovne obrazovanje gotovo ne razlikuje jer iznosi svega 0,6 procentnih poena.



Slika 2.5.1. Ocena premije na osnovno obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64, u %)
Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Rezultati analize sugerišu da je prosečna pozitivna premija na visoko obrazovanje najmanja u Slovačkoj, Češkoj i Sloveniji, a najveća u Hrvatskoj, Srbiji i Rumuniji. U Sloveniji, Slovačkoj i Češkoj pozitivna premija na visoko obrazovanje kreće se u intervalu od 11% do 14%, što pokazuje da visokoobrazovani pojedinci u tim zemljama Centralne i Istočne Evrope u proseku ostvaruju zaradu koja je za taj procenat viša od zarade koju ostvaruju srednjeobrazovani pojedinci. U Srbiji je prosečna pozitivna premija na visoko obrazovanje u posmatranom periodu među najvećima u zemljama Centralne i Istočne Evrope i iznosi 18,5%, što znači da pojedinac sa najviše stečenim visokim obrazovanjem za toliko procenata u proseku ostvaruje višu zaradu od pojedinca sa najviše stečenim srednjim obrazovanjem. Slična pozitivna premija na najviši nivo obrazovanja može se uočiti u Hrvatskoj, gde iznosi 18,3%. Rezultati ocenjivanja pokazuju da visokoobrazovani pojedinci u Rumuniji u proseku ostvaruju najveću pozitivnu premiju na visoko obrazovanje od oko 19%, a u Slovačkoj najmanju pozitivnu premiju na taj obrazovni nivo od nešto više od 11%. Prema dobijenim rezultatima, među zemljama Centralne i Istočne Evrope, kao i u slučaju negativne premije na osnovno obrazovanje, postoje značajne distinkcije u tome koliko pojedinci sa visokim obrazovanjem ostvaruju veću zaradu u odnosu na pojedince sa srednjim obrazovanjem. Konkretno, visokoobrazovani pojedinac u Slovačkoj, Češkoj i Sloveniji zarađuje u proseku između 11% i 14,5%, a u Bugarskoj, Srbiji i Rumuniji između 17,5% i 19% više od srednjeobrazovanog pojedinca. Uz to, razlika u visini ocenjene pozitivne premije na visoko obrazovanje između Srbije i Hrvatske gotovo da nije uočljiva – manja je od 0,5 procentnih poena, a između Srbije i Slovenije iznosi četiri procentna poena, iako su te zemlje nekada bile deo jedinstvene jugoslovenske države. Razlika u ocenjenoj pozitivnoj premiji na visoko obrazovanje u Češkoj i Slovačkoj, kao zemljama koje su bile deo jedinstvene čehoslovačke države, iznosi oko jednog procentnog poena.



Slika 2.5.2. Ocena premije na visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64, u %)
Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Rezultati ocenjivanja stopa povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje sugerišu da među zemljama Centralne i Istočne Evrope postoje velike razlike u uticaju koji određeni obrazovni nivo ima na zaradu. Prema rezultatima analize, u zemljama bivše Jugoslavije postoji izražena razlika u visini pozitivne premije na visoko obrazovanje, a posebno u visini negativne premije na osnovno obrazovanje, što nije slučaj sa zemljama bivše Čehoslovačke. Dakle, može se pretpostaviti da su različite tranzicione putanje zemalja Centralne i Istočne Evrope determinisale vezu između obrazovanja i zarada. I razlike u sprovođenju tranzicionih reformi morale su imati uticaj pre svega na oblikovanje obrazovne strukture zemalja Centralne i Istočne Evrope, a posledično i na stope povraćaja na ulaganje u određeni obrazovni nivo. Ulaganje u visoko obrazovanje posebno je značajno za razvoj zemlje jer je, prema postavkama teorije ljudskog kapitala, pokazano da povoljna obrazovna struktura koju karakteriše nizak udeo niskoobrazovane i visok udeo visokoobrazovane populacije ima pozitivne implikacije na ekonomski napredak. Značajno učešće visokoobrazovane populacije pozitivno se odražava na mnoge aspekte razvoja zemlje jer je utvrđeno da rastom obrazovnog nivoa pojedincu rastu i šanse za bolje zaposlenje na tržištu rada. Posledično, bolji prospekt zaposlenja i zarade koji predstavlja važnu determinantu tražnje za obrazovanjem pozitivno utiče i na ekonomski rast zemlje, u vidu veće produktivnosti populacije, i na raspodelu dohotka zemlje, u vidu manje nejednakosti među populacijom (Neal, 2018).

Brzina i uspešnost sprovođenja tranzicionih reformi u zemljama Centralne i Istočne Evrope umnogome su oblikovale promene u domenu obrazovanja, tako da među zemljama tog regiona postoje određene razlike u odnosu udela visokoobrazovane i niskoobrazovane populacije. Te razlike su se morale odraziti i na visinu premije na visoko obrazovanje. Naime, u predtranzicionom periodu, premija na visoko obrazovanje u zemljama socijalističkog ekonomskog sistema bila je relativno niska. Potom je u procesu tranzicije ka kapitalističkom uređenju ekonomskog sistema i evolucijom tržišta rada stopa povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje postepeno rasla, kao nagrada visokoobrazovanim pojedincima za investiranje u više obrazovne nivoe. Ali, kako se vremenom učešće pojedinaca sa visokim obrazovanjem u populaciji povećavalo, tako se premija na taj obrazovni nivo smanjivala (Svejnar, 1999). Dakle, polazeći od teorije ljudskog kapitala, kako se unapređuje obrazovna struktura, što se pozitivno odražava na stopu ekonomskog rasta uvećanjem vrednosti ljudskog kapitala nacije tako da zemlja ekonomski napreduje, tako opada

stopa povraćaja na ulaganje u onaj obrazovni nivo u kojem učešće populacije sa tim nivoom obrazovanja raste. Posledično, što je udeo visokoobrazovanih pojedinaca u obrazovnoj strukturi zemlje manji to je premija na visoko obrazovanje veća – tipično za nerazvijene zemlje i zemlje u razvoju.

Da bi se ispitao uticaj obrazovne strukture, kao potencijalnog faktora kojim mogu da se objasne razlike u ocenjenim stopama povraćaja na ulaganje u obrazovanje, ocenjena je i premija na visoko obrazovanje, pri čemu osnovno obrazovanje predstavlja referentu kategoriju. Na osnovu metoda PSM, upareni su niskoobrazovani i visokoobrazovani pojedinci u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine, na osnovu identičnog postupka koji je prethodno opisan. Tako dobijena ocena premije na visoko obrazovanje posmatrana je u relaciji sa odnosnom udela visokoobrazovane i niskoobrazovane populacije u zemlji. Izvod iz rezultata ocenjivanja stavljen u odnos sa obrazovnom strukturom zemlje prikazan je u tabeli 2.5.4.

Tabela 2.5.4. Ocena premije visokoobrazovanih u odnosu na niskoobrazovane i odnos udela visokoobrazovanih i niskoobrazovanih u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64, u %)

Zemlja	Premija visokobrazovanih u odnosu na niskoobrazovane	Odnos udela visokoobrazovanih i niskoobrazovanih
Rumunija	32,1	0,6
Srbija	30,5	0,8
Bugarska	29,1	1,1
Hrvatska	28,4	1,1
Mađarska	25,3	1,0
Poljska	22,9	1,9
Slovenija	20,6	1,7
Češka	18,8	1,7
Slovačka	15,7	1,4

Napomene
(1) Ulaganje u osnovno obrazovanje predstavlja referentnu kategoriju.
(2) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 1%.
(3) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.
(4) Uparivanje je izvršeno korišćenjem metoda najbližeg suseda.

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka i Eurostat podataka

Srbija i Rumunija imaju najnepovoljniju obrazovnu strukturu, budući da je vrednost posmatranog odnosa manja od 1, što znači da je udeo visokoobrazovane populacije u tim zemljama manji u odnosu na udeo niskoobrazovane populacije. Nešto bolja obrazovna struktura se može uočiti u Mađarskoj, Bugarskoj i Hrvatskoj, gde je vrednost tog odnosa blizu ili nešto malo veća od 1. Slovačka, Češka, Slovenija i Poljska imaju najpovoljniju obrazovnu strukturu jer se u tim zemljama vrednost udela visokoobrazovanih u odnosu na niskoobrazovane kreće u rasponu od 1,4 do 1,9. Dakle, među zemljama Centralne i Istočne Evrope postoje izražene razlike u obrazovnoj strukturi, što može da bude odraz razlika u načinu sprovođenja tranzicionih reformi, a to bi, posledično, trebalo da utiče i na visinu premije na visoko obrazovanje. Rezultati ocenjivanja pokazuju da je u zemljama Centralne i Istočne Evrope u kojima je udeo pojedinaca sa visokim obrazovanjem relativno nizak premija na visoko obrazovanje visoka i obrnuto. Srbiju i Rumuniju, među zemljama tog regiona, karakteriše jedna od nepovoljnih obrazovnih struktura i, posledično, jedna od najvećih premija na visoko obrazovanje. Između Srbije, Hrvatske i Slovenije, kao zemalja bivše Jugoslavije, postoje primetne razlike u odnosu udela visokoobrazovane i niskoobrazovane populacije, što se preslikava i na razlike u visini premije na visoko obrazovanje. Premija na visoko

obrazovanje u Srbiji je za dva procentna poena veća nego u Hrvatskoj i za čak 10 procentnih poena veća nego u Sloveniji. Sigurno je da takav rezultat odražava činjenicu da je Slovenija, a donekle i Hrvatska, ranije i uspešnije nego Srbija započela proces tranzicije, što je imalo različite ekonomske implikacije. Razlike između tih zemalja su bile primetne i u jedinstvenoj jugoslovenskoj državi, i pre početka tranzicionog procesa. Te razlike su produbljene raspadom Jugoslavije i različitim putanjama tranzicije. Zbog toga je jedan od faktora kojim mogu da se objasne razlike u visini premije na visoko obrazovanje među zemljama Centralne i Istočne Evrope – obrazovna struktura, koja je oblikovana u različitim procesima koji su se događali u tim zemljama u tranzicionom i posttranzicionom periodu.

Osim toga, u određenom broju radova koji se temelje na teoriji izbora investiranja pokazano je da poreski sistem zemlje može u određenoj meri da (de)stimuliše investiranje u ljudski kapital. Naime, polazi se od stava da, kada se pojedinac suočava sa izborom između investiranja u finansijski ili ljudski kapital, što je poreski sistem manje progresivan u pogledu zarada, to je investiranje u obrazovanje isplativije. Drugim rečima, u zemljama u kojima je progresivnost zarada niska premija na visoko obrazovanje trebalo bi da bude viša (Alstadsater, 2003). Dakle, progresivnost oporezivanja zarada je još jedan faktor, osim obrazovne strukture, pomoću kojeg mogu da se objasne razlike u ocenjenoj stopi povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje među zemljama Centralne i Istočne Evrope. Poznato je da u tim zemljama postoje razlike u progresivnosti poreskog sistema u pogledu zarada, što se na osnovu podataka OECD-a i podataka određenog broja studija koje su se bavile tom tematikom (e.g. Arandarenko and Vukojevic, 2008; Zarkovic-Rakic, 2015; Urban, 2016; Popescu et al., 2019) može sumirati u tabeli 2.5.4.

Tabela 2.5.5. Ocena premije visokoobrazovanih u odnosu na niskoobrazovane i progresivnost poreskog sistema u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (u %)

Zemlja	Premija visokobrazovanih u odnosu na niskoobrazovane	Poreski klin (67% prosečne zarade)	Poreski klin (100% prosečne zarade)	Poreski klin (167% prosečne zarade)	Progresivnost poreskog sistema
Rumunija	32,1	36,3	38,3	42,7	6,4
Srbija	30,5	37,7	38,7	39,4	1,7
Bugarska	29,1	32,2	34,9	36,7	4,5
Hrvatska	28,4	32,6	35,3	39,8	7,2
Mađarska	25,3	46,6	46,6	46,6	0,0
Poljska	22,9	34,9	35,6	36,2	1,3
Slovenija	20,6	39,5	42,9	46,5	7,0
Češka	18,8	40,8	43,3	45,6	4,8
Slovačka	15,7	39,4	41,7	43,6	4,2

Napomene
(1) Ulaganje u osnovno obrazovanje predstavlja referentnu kategoriju.
(2) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 1%.
(3) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.
(4) Uparivanje je izvršeno korišćenjem metoda najbližeg suseda.

Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS, podataka OECD-a i podataka određenih studija

Srbija i Poljska su karakteristične po niskoj progresivnosti oporezivanja zarada, jer je razlika između poreskog klina pri višim zaradama i poreskog klina pri nižim zaradama manja od dva procentna poena. Slovenija, Hrvatska i Rumunija spadaju u red zemalja u kojima je progresivnost zarada visoka, budući da razlika u poreskim klinovima pri višim i nižim zaradama iznosi oko sedam procentnih poena. U Češkoj, Slovačkoj i Bugarskoj progresivnost oporezivanja zarada je umerena jer razlika u poreskom klinu pri višim i nižim zaradama iznosi između četiri i pet

procentnih poena. Među analiziranom zemljama se svakako izdvaja Mađarska, u kojoj je poreski sistem visokoproporcionalan, budući da je poreski klin pri nižim i višim zaradama identičan**,** pa je progresivnost oporezivanja zarada nulta. Posledično, prema dobijenim rezultatima ocenjivanja, Mađarsku karakteriše jedna od najvećih pozitivnih premija na visoko obrazovanje, uz najveću negativnu premiju na osnovno obrazovanje. Primer Mađarske potvrđuje ono što se teorijski može očekivati kada zemlju karakteriše neprogresivan sistem oporezivanja zarada – „kazna" za nisko investiranje u obrazovanje podjednako je visoka kao „nagrada" za visoko investiranje u obrazovanje.

Takođe, država može različitim redistributivnim merama, kao što su poreske olakšice ili direktna novčana pomoć za pojedince sa najnižim zaradama, da približi premiju na ulaganje u osnovno obrazovanje premiji na srednje obrazovanje. Tako ne iznenađuje to što Slovačka, Češka i Poljska, prema rezultatima ocenjivanja, imaju najnižu negativnu premiju na osnovno obrazovanje, i pored povoljne obrazovne strukture. Naime, te zemlje Centralne i Istočne Evrope su karakteristične po visokoj redistribuciji države, a poznato je da što je u nekoj zemlji redistribucija veća, manje su razlike pri nižim delovima distribucije zarada.

Dakle, ako se u obzir uzmu ta dva faktora, obrazovna struktura i progresivnost oporezivanja zarada, time umnogome mogu da se objasne razlike u ocenjenim stopama povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanja među zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope. Prvi faktor se odnosi na uticaj obrazovne strukture, a drugi na uticaj poreskog sistema. Prema teoriji ljudskog kapitala, što je udeo visokoobrazovane populacije u odnosu na niskoobrazovanu populaciju veći, to je premija na visoko obrazovanje manja. Prema klasičnoj teoriji izbora investiranja, što je sistem oporezivanja zarada manje progresivan, to je premija na visoko obrazovanje veća. Na primer, Srbiju karakteriše nepovoljna obrazovna struktura i niska progresivnost oporezivanja zarada, tako da oba faktora pozitivno utiču na stopu povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje, podižući njenu vrednost. Sloveniju, pak, karakterišu povoljna obrazovna struktura i visoka progresivnost oporezivanja zarada, što se posredstvom oba faktora negativno odražava na stopu povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje, spuštajući njenu vrednost.

Uočene razlike u obrazovnoj strukturi, kao jednom od glavnih faktora kojim može da se objasni razlika u ocenjenim stopama povraćaja na ulaganje u obrazovanje, pre svega su odraz različitih politika kojima su se zemlje Centralne i Istočne Evrope vodile u tranzicionom procesu. Avlijaš (2017) ističe da je stepen sprovođenja tranzicionih reformi radi tehnološkog unapređenja ekonomije u velikoj meri uticao na ekspanziju obrazovanja u zemljama tog regiona. Naime, kada je počela tranzicija, bilo je neophodno izvršiti tehnološko poboljšanje sektora industrije, koje je bilo vođeno potrebama stranih firmi kao izvora inovacija i znanja. To je bilo praćeno i određenim fiskalnim ograničenjima koja su bila definisana sledećim okvirom: stranim firmama je trebalo obezbediti podršku u vidu subvencija, a radnicima domaćih firmi u državnom vlasništvu koji su izgubili zaposlenje u procesu privatizacije i restrukturiranja odgovarajuće naknade kako bi se održala politička stabilnost. Avlijaš dokazuje da je u onim zemljama Centralne i Istočne Evrope u kojima je pritisak stranih firmi u pogledu tehnološkog unapređenja bio veći došlo i do značajnije reforme obrazovnih sistema. Ta reforma je bila usmerena pre svega ka razvoju visokog obrazovanja, koji će odgovoriti potrebama tražnje dominantno stranih firmi za radnom snagom koja je potrebna ekonomiji inovacija i znanja. Rezultati empirijskog istraživanja pokazuju da je u zemljama tog regiona, kao posledica manjeg pritiska za tehnološkim unapređenjem i, posledično, niže ekonomske kompleksnosti poslova, nepovoljnije oblikovana obrazovna struktura populacije. Češka, Slovačka i Slovenija spadaju u red zemalja u kojima su tranzicione reforme u smislu tehnološkog unapređenja ekonomije bile izrazito uspešno sprovedene, što oslikava i visoka vrednost indeksa ekonomske kompleksnosti, rezultirajući relativno povoljnom obrazovnom strukturom. Usled manjeg pritiska stranih firmi za uspostavljanje ekonomije znanja, u Srbiji, Rumuniji i Bugarskoj je i vrednost indeksa ekonomske kompleksnosti bila niža, a podsticaji za

reformom obrazovnog sistema manji, pa je, posledično, oblikovana relativno nepovoljnija obrazovna struktura (Avlijaš, 2017). Zbog toga nisu neočekivani rezultati ocenjivanja o višoj stopi povraćaja visokoobrazovanih u odnosu na niskoobrazovane u Srbiji, Rumuniji i Bugarskoj, koja je pre svega odraz nepovoljnije obrazovne strukture – u kojoj je udeo populacije sa visokim obrazovanjem u odnosu na udeo onih sa niskim obrazovanjem među najnižima u regionu Centralne i Istočne Evrope. Češku, Slovačku i Sloveniju karakteriše niža stopa premije na visoko obrazovanje jer je u tim zemljama u periodu tranzicije, zahvaljujući značajnijim tehnološkim unapređenjima ekonomije i, posledično, većoj potrebi za reformom obrazovnog sistema, vremenom oblikovana obrazovna struktura u kojoj je relativno visok udeo visokoobrazovane u odnosu na udeo niskoobrazovane populacije.

Sa ciljem da se ispita senzitivnost rezultata, premija na obrazovanje je ocenjena i prema polu i starosnim grupama. Ocenjivanje prema polu i starosti pojedinaca treba dodatno da omogući uvid u to da li i u kojoj meri postoje razlike u uticaju obrazovnog nivoa na zaradu među različitim delovima populacije. Rezultati ocenjivanja proširene Mincerove jednačine metodom PSM prema polu dati su u dodatku u tabeli A2.4, a prema starosnim grupama u tabeli A2.5.

Izvod iz rezultata ocenjivanja premije na osnovno i visoko obrazovanje za mušku i žensku populaciju metodom PSM za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prikazan je u tabeli 2.5.6. Rezultati analize pokazuju da u Srbiji prosečna negativna premija na osnovno obrazovanje u posmatranom periodu iznosi -10,7% za muškarce i -10,5% za žene. Dakle, niskoobrazovani muškarci i žene ostvaruju u proseku za oko 11% nižu zaradu od srednjeobrazovanih pojedinaca odgovarajućeg pola, tako da u Srbiji nije uočljiva značajna razlika u negativnoj premiji na osnovno obrazovanje prema polu. Prema razlikama u negativnoj premiji na osnovno obrazovanje između muške i ženske populacije, Srbiji je slična Mađarska, u kojoj ta razlika takođe nije uočljiva. Rezultati ocenjivanja upućuju na to na visokoobrazovane žene u Srbiji ostvaruju nešto veću premiju na najviši nivo obrazovanja nego visokoobrazovani muškarci – razlika iznosi 1,1 procentni poen. Muškarci u Srbiji u analiziranom periodu ostvaruju u proseku pozitivnu premiju na visoko obrazovanje od 18,9%, dok žene ostvaruju prosečnu premiju na visoko obrazovanje od 20%. Slično se može uočiti u Sloveniji, gde stopa povraćaja na visoko obrazovanje za muškarce iznosi 14%, a za žene 15,1%. U svim zemljama Centralne i Istočne Evrope, sa izuzetkom Hrvatske i Rumunije, muškarci imaju veću negativnu premiju na osnovno obrazovanje nego žene. Na osnovu dobijenih rezultata ocenjivanja, može se izdvojiti da je najmanja razlika u premiji na osnovno obrazovanje između muškaraca i žena zabeležena u Srbiji i Mađarskoj – manje od 0,5 procentnih poena, dok se najveća razlika u toj premiji može uočiti u Poljskoj, Bugarskoj i Hrvatskoj – oko tri procentna poena. Takođe, primetno je da u svim zemljama tog regiona, bez izuzetka, žene imaju veću pozitivnu premiju na visoko obrazovanje od muškaraca. Utvrđena razlika u premiji na visoko obrazovanje između muške i ženske populacije najmanja je u Srbiji, Sloveniji i Slovačkoj – oko jednog procentnog poena, dok je najveća razlika u toj premiji zabeležena u Poljskoj i Bugarskoj – između tri i sedam procentnih poena. Rezultati ocenjivanja u analiziranim zemljama Centralne i Istočne Evrope pokazuju da se jedino Bugarska izdvaja značajno nižom negativnom premijom niskoobrazovanih žena, a posebno višom pozitivnom premijom visookoobrazovanih žena. Taj rezultat odgovara rezultatima drugih studija u kojima je ocenjivana stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema polu u Bugarskoj. Novija studija (Staneva and Abdel-Latif, 2016) pokazuje da je u posttranzicionom periodu u Bugarskoj došlo do izrazitog rasta stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje i za muškarce i za žene, pri čemu rezultati kvintilne regresije upućuju na to da se najveći porast premije na obrazovanje može uočiti u najvišim delovima distribucije zarada, i to za visokoobrazovane žene. Avlijaš (2017) navodi da je u procesu tehnološkog poboljšanja sektora industrije u tranzicionom periodu u zemljama Centralne i Istočne Evrope taj sektor defeminizovan. Kako su u tom sektoru uvedene nove tehnologije, uz značajne strane direktne investicije i državne subvencije, usmerene ka stvaranju sektora koji treba da bude pokretač ekonomije inovacija i znanja, prosečne zarade su u

tim zemljama uglavnom bile veće od nacionalnog proseka. Taj pozitivan efekat je manje zahvatio žensku populaciju jer je u tom sektoru smanjeno učešće žena. Ipak, izdvaja se to što je stopa defeminizacije sektora industrije bila najniža upravo u Bugarskoj (Avlijaš, 2017). Posledično, očekivano je da, relativno posmatrano, u odnosu na mušku populaciju, visokoobrazovane žene u toj zemlji ostvare veću premiju na obrazovanje nego u drugim zemaljama Centralne i Istočne Evrope, što potvrđuju rezultati ocenjivanja.

Dobijene ocene premija na osnovno i visoko obrazovanje za mušku i žensku populaciju u zemljama Centralne i Istočne Evrope u skladu su sa rezultatima većeg broja studija u kojima je ispitivana razlika u stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema polu. Iako, apsolutno posmatrano, muškarci u proseku ostvaruju veću zaradu nego žene, stopa povraćaja na ulaganje u najviši nivo obrazovanje veća je za žene. Postoji nekoliko potencijalnih objašnjenja takvog stanja. Prvo, što je žena obrazovanija, to je ona više u stanju i spremna da se na tržištu rada nadmeće sa muškarcima, sa ciljem da prevaziđe negativan uticaj potencijalne diskriminacije između polova među poslodavcima koja rezultira time da žene prihvate zaradu koja je niža od one koja odgovara njihovim karakteristikama. Drugo, žene obično biraju da rade u sektorima u kojima je obrazovanje više cenjeno, pa je posledično i premija za visoko obrazovanje za žene veća (Dougherty, 2005).

Tabela 2.5.6. Ocena stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prema polu u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom PSM (u %)

	Muška populacija (20–64)		Ženska populacija (20–64)	
	Osnovno obrazovanje	Visoko obrazovanje	Osnovno obrazovanje	Visoko obrazovanje
Bugarska	-10,1	13,3	-6,8	20,0
Hrvatska	-8,5	17,2	-12,1	20,0
Mađarska	-12,7	14,4	-12,6	16,1
Češka	-6,9	12,2	-5,5	12,4
Poljska	-8,9	14,3	-6,0	17,9
Rumunija	-11,9	18,7	-13,2	20,4
Slovenija	-6,5	14,0	-7,7	15,1
Slovačka	-5,0	10,3	-4,1	11,5
Srbija	-10,7	18,9	-10,5	20,0

Napomene
(1) Ulaganje u srednje obrazovanje predstavlja referentnu kategoriju.
(2) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 1%.
(3) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.
(4) Uparivanje je izvršeno korišćenjem metoda najbližeg suseda.

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Rezultati ocenjivanja stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje posmatrano prema polu pokazuju da žene imaju nižu negativnu premiju na osnovno obrazovanje i višu premiju na visoko obrazovanje u svim zemljama tog regiona. Ipak, te razlike nisu značajne i iznose svega nekoliko procentnih poena. Među zemljama bivše Jugoslavije, u Srbiji i Sloveniji se može uočiti da visokoobrazovane žene ostvaruju u proseku zaradu koja je za oko jednog procentnog poena veća u poređenju sa visokoobrazovanim muškarcima, dok je u Hrvatskoj ta razlika malo veća. Slično, u Češkoj i Slovačkoj, kao zemljama bivše Čehoslovačke, te razlike prema polu takođe nisu izrazite. To je donekle i nasleđena karakteristika sistema bivših socijalističkih zemalja, u kojima su zarade određivane planski, tako da se vodilo računa o tome da zarade budu što ujednačenije, u skladu sa principom pravičnosti. Zajedno sa državnom politikom postavljanja relativno visokih minimalnih nadnica i izdašnih naknada za trudničko i porodiljsko odsustvo, koja je sprovođena u zemljama Centralne i Istočne Evrope, to je u velikoj meri podsticalo žene na veće uključivanje na tržište rada

u poređenju sa kapitalističkim zemljama, uz postojanje relativno niskog (ukoliko ga je uopšte i bilo) jaza u zaradama između muške i ženske populacije. Bivše socijalističke zemlje su predstavljale primer prakse postojanja izrazite jednakosti polova na tržištu rada. Na primer, poslodavcima je bilo zabranjeno da na bilo koji način diskriminišu žene tokom trudničkog i porodiljskog odsustva, a žene sa malom decom su imale pravo da rade skraćeno radno vreme, tako da su stope aktivnosti žena i obrazovna postignuća žena bili među najvišima u svetu (Blunch, 2018). Međutim, početak tranzicionih reformi doneo je liberalizaciju tržišta rada, tako da je prethodni sistem, koji je bilo karakterističan po univerzalnoj i obaveznoj sigurnosti poslova i stabilnosti zaposlenja za žene, bio zamenjen novim sistemom. Za taj sistem je bio karakterističan fleksibilniji institucionalni okvir koji je ukinuo nekadašnje institute tržišta rada koji su u velikoj meri štitili položaj žena. Posledica je bilo značajno opadanje stope aktivnosti žena na tržištu rada u većini zemalja Centralne i Istočne Evrope. Međutim, poslednjih nekoliko godina postranzicionog perioda u većini zemalja tog regiona usvojene su određene institucionalne protekcionističke mere usmerene ka poboljšanju položaja žena, podstaknute brigom kreatora javnih politika zbog niskih stopa fertiliteta i niskih stopa zaposlenosti žena. Posledično, ponovo je počela da sepromoviše jednakost polova, što se pozitivno odrazilo na unapređenje statusa žena na tržištu rada (Kuddo, 2009).

Izvod iz rezultata ocenjivanja premije na osnovno i visoko obrazovanje za mlađu (20–34), srednju (35–49) i stariju populaciju (50–64), dobijen na osnovu metoda PSM za Srbiju i druge zemlje Centralne i Istočne Evrope, prikazan je u tabeli 2.5.7. Prema rezultatima analize, prosečna negativna premija na osnovno obrazovanje u posmatranom periodu u Srbiji iznosi -9,9% za najmlađu populaciju, a -8,4% za srednju populaciju i -12,8% za stariju populaciju. Dakle, veća negativna premija za niskoobrazovane pojedince u Srbiji primetna je u najmlađoj i najstarijoj populaciji. Sličan obrazac kretanja negativne premije na osnovno obrazovanje može se uočiti i u Bugarskoj, Mađarskoj, Poljskoj i Rumuniji. U Češkoj pripadnici mlađe populacije ostvaruju negativnu premiju na osnovno obrazovanje od 3,9%, dok je za pripadnike srednje i starije populacije ta negativna premija veća za oko dva procentna poena. Takav obrazac kretanja negativne stope povraćaja za najniži obrazovni nivo, prema kojem je ona najmanja za mlađu populaciju, važi i u Hrvatskoj, Sloveniji, Slovačkoj. Rezultati analize pokazuju da stopa povraćaja na visoko obrazovanje u Srbiji iznosi 14,9% za mlađu populaciju, a za srednju i stariju populaciju, redom, 21,1% i 22,4%. Odnosno, premija na visoko obrazovanje za pojedince koji pripadaju najmlađem segmentu populaciju niža je za oko šest do sedam procentnih poena u poređenju sa srednjim i najstarijim pripadnicima. Pravilnost da je premija na visoko obrazovanje najmanja za mlađe pojedince karakteristična je za sve zemlje Centralne i Istočne Evrope. Najveća razlika u ocenjenoj stopi povraćaja na visoko obrazovanje između starije i mlađe populacije u zemljama tog regiona može se zapaziti u Srbiji i Poljskoj, dok je ta razlika najmanja u Češkoj i Slovačkoj.

Tabela 2.5.7. Ocena stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prema starosnim grupama u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom PSM (u %)

	Mlađa populacija (20–34)		Srednja populacija (35–49)		Starija populacija (50–64)	
	Osnovno obrazovanje	Visoko obrazovanje	Osnovno obrazovanje	Visoko obrazovanje	Osnovno obrazovanje	Visoko obrazovanje
Bugarska	-9,5	15,0	-8,1	19,3	-8,3	19,3
Hrvatska	-6,3	16,6	-7,6	20,8	-10,4	20,7
Mađarska	-12,0	13,1	-11,9	15,1	-11,4	17,5
Češka	-3,9	10,4	-6,2	12,2	-6,5	12,4
Poljska	-7,7	13,1	-5,4	17,5	-8,1	20,6
Rumunija	-12,7	14,1	-11,6	18,7	-10,8	17,2
Slovenija	-3,8	9,4	-6,1	15,4	-9,2	16,8
Slovačka	-2,4	9,3	-5,4	10,7	-6,1	11,7
Srbija	-9,9	14,9	-8,4	21,1	-12,8	22,4

Napomene
(1) Ulaganje u srednje obrazovanje predstavlja referentnu kategoriju.
(2) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 1%.
(3) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.
(4) Uparivanje je izvršeno korišćenjem metoda najbližeg suseda.

Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS

Rezultati ocenjivanja tog empirijskog istraživanja prema kojem pripadnici mlađe grupe ostvaruju niže premije na visoko obrazovanje nego pripadnici starijih grupa odgovaraju rezultatima većeg broja studija u kojima je ispitivana razlika u stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje po starosti. Naime, imajući u vidu ekspanziju visokog obrazovanja tokom vremena, očekivano je da premija na visoko obrazovanje mlađe populacije bude niža jer je veći broj mlađih pojedinaca sa najvišim nivoom obrazovanja. Pripadnici starije populacije su stekli najviše obrazovanje u periodu kada je učešće visokoobrazovanih u ukupnoj populaciji bilo manje (Psacharopoulos and Patrinos, 2018). Uz to, stopa povraćaja na ulaganje u najviši nivo obrazovanje niža je za mlađu populaciju budući da mladi, pored poteškoća u pronalaženju stabilnog zaposlenja, obično primaju zaradu koja je niža od prosečne zarade. Posledično, ta premija je niža za pripadnike najmlađe starosne grupe jer mladi imaju relativno slabiju pregovaračku moć u procesu formulisanja zarade zbog nedostatka godina radnog iskustva, pa je njihova rezervaciona zarada obično niža. Mladi su spremni da prihvate zaposlenje koje karakteriše rad sa nepunim radnim vremenom i rad na osnovu ugovora na određeno vreme, što rezultira nižom zaradom i, samim tim, nižom stopom povraćaja na ulaganje u obrazovanje (Caliendo and Schmidl, 2016). To posebno važi za mlade u pojedinim zemljama Centralne i Istočne Evrope, kao što je Srbija, u kojima razlika u stopi povraćaja na visoko obrazovanje između mlađe i starije grupe spada među najizraženije. U nedavno objavljenim studijama Međunarodne organizacije rada (2016) i Evropske fondacije za obuku (2021) ističu se značajne poteškoće sa kojima se mladi, kao jedna od ranjivih grupa na tržištu rada, u toku tranzicije od škole ka poslu suočavaju u Srbiji, što se odražava i na niže zarade mlađe populacije (Marjanovic, 2016; Aleksic *et al*., 2021).

2.6. Zaključak

U drugom delu rada fokus je bio na teorijskoj i empirijskoj analizi uloge obrazovanja kao investicionog dobra.

Predstavljen je Bekerov teorijsko-metodološki okvir koji omogućava uspostavljanje relacije između zarade, troškova investiranja u obrazovanje i stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Pokazano je da važi da stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje predstavlja odnos prosečnog prinosa po periodu i sume ukupnih troškova. Tako definisana stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje predstavlja promenu zarade koja se duguje jednoj dodatnoj godini školovanja. Prema opisanom okviru pojedinac bi trebalo da prestane da se školuje kada se marignalna stopa prinosa od obrazovanja izjednači sa tržišnom diskontnom stopom. Prikazan je i Ben-Poratov model investiranja u ljudski kapital, koji upućuje na nekoliko važnih zaključaka u vezi sa ulaganjem u obrazovanje. Prvo, više sposobni pojedinci više traže obrazovanje jer je marginalni prinos visokosposobnih pojedinaca veći. Drugo, tražnja za obrazovanjem je veća kada je budući očekivani dobitak relativno veći u odnosu na trenutni dobitak. Treće, što je subjektivna intertemporalna stopa diskontovanja veća, to pojedinac više vrednuje trenutne troškove u odnosu na buduće prinose, pa je tražnja za obrazovanjem posledično manja. Četvrto, tražnja za obrazovanjem je veća što je inicijalni stok ljudskog kapitala manji. Konačno, tražnja za obrazovanjem opada kako se povećavaju direktni troškovi obrazovanja, ali raste kada se povećava i unapređuje količina resursa uloženih u obrazovanje. Takođe, predstavljeno je proširenje Ben-Poratovog konceptualnog okvira tražnje za obrazovanjem, koji naglašava ulogu neuočljivih sposobnosti (talenta) i socioekonomskih karakteristika porodice (bogatstva).

Prikazano je kretanje tražnje za obrazovanjem u periodu od 1960. do 2010. godine po regionima sveta, uz posebni osvrt na region Centralne i Istočne Evrope. Pokazano je da je u posmatranom periodu, najveći napredak u obuhvatu populacije obrazovanjem zabeležen u regionu Bliskog istoka i Severne Afrike i regionu Istočne Azije i Pacifika. Naime, za 50 godina udeo neobrazovane populacije u tim regionima smanjen je za, redom, oko 50 i 60 procentnih poena. Na primetan porast tražnje za obrazovanjem ukazuje i trend kretanja prosečnog broja godina školovanja, koji u gotovo svim analiziranim regionima u većem delu posmatranog perioda pokazuje eksponencijalni rast. Ipak, i dalje se mogu uočiti značajne razlike među regionima, tako da konvergencija u pogledu kretanja prosečnog broja godina školovanja nije potpuno dostignuta. Region Centralne i Istočne Evrope zabeležio je značajan porast obuhvata populacije obrazovanjem u periodu od 1960. do 2010. godine, iako je inicijalno udeo ukupne populacije bez obrazovanja relativno posmatrano u odnosu na svetski nivo bio nizak.

Istaknuto je da je razvoj Bekerovog teorijsko-metodološkog okvira u kojem se obrazovanje posmatra kao investiciono dobro omogućio većem broju istraživača sprovođenje studija u kojima je ocenjivana stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Istraživači su pokušavali da utvrde vrednost obrazovnih investicija, kako bi se ispitala optimalnost ulaganja u različite nivoe obrazovanja te potvrdio značaj ljudskog kapitala za ekonomski razvoj zemlje. Rezultati tih studija su poslužili kao osnov državnu intervenciju u oblasti obrazovanja, što je imalo značajne efekte na porast obuhvata populacije obrazovanjem. Na osnovu sumarnog pregleda rezultata oko 700 studija u kojima je ocenjivana premija na obrazovanje u periodu od 1960. do 2010. godine, izdvojeno je nekoliko zaključaka. Prvo, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje sporo opada tokom vremena uprkos rastu prosečnog broja godina školovanja na svetskom nivou, što pokazuje da je tražnja za veštinama rasla istovremeno sa ponudom veština. Drugo, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje je pozitivna i u proseku iznosi 9% po godini školovanja. Treće, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje veća je u nerazvijenim zemljama i zemljama u razvoju nego u razvijenim zemljama. Četvrto, stopa prinosa na srednje obrazovanje niža je od stope prinosa na osnovno i

visoko obrazovanje u nisko i srednje razvijenim zemljama, dok stopa prinosa na obrazovanje u visokorazvijenim zemljama opada kako raste obrazovni nivo. Peto, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje veća je za žene i pojedince zaposlene u privatnom sektoru nego za muškarce i pojedince zaposlene u javnom sektoru. Sprovođenje istraživanja čiji je predmet bila ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, shodno postavkama teorije ljudskog kapitala, bilo je omogućeno zahvaljujući metodološkom okviru koji je razvio Mincer. Naglašeno je da je broj sprovedenih studija sa ciljem ocenjivanja stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje manji u nisko i srednje razvijenim zemljama, u poređenju sa visokorazvijenim zemljama – zbog određenih metodoloških ograničenja sa kojima se istraživači u tim zemljama susreću. Tako je u regionu Centralne i Istočne Evrope, koji je karakterističan po tome što su skoro sve zemlje tog regiona početkom devedesetih godina prošlog veka krenule tranzicionim putem zamene socijalističkog kapitalističkim ekonomskim sistemom, broj studija u kojima je istraživana veza između zarade i obrazovanja neznatan.

Predmet empirijskog istraživanja ovog dela rada se odnosio na ocenjivanje premije na obrazovanje među zemljama Centralne i Istočne Evrope prema postavkama teorije ljudskog kapitala. Cilj istraživanja je bio da se istraži intenzitet razlika u pogledu ocenjenih premija na obrazovanje među zemljama ovog regiona, kao i da se utvrde potencijalni faktori koji ovakvo stanje mogu da objasne. Proširena Mincerova jednačina je ocenjena za Srbiju, Bugarsku, Mađarsku, Poljsku, Rumuniju, Slovačku, Sloveniju, Hrvatsku i Češku. Fokus je na oceni koeficijenta koji ukazuje na uticaj dostignutog nivoa obrazovanja na zaradu. Polazeći od obrazovne strukture Srbije, kao i ostalih izabranih zemalja Centralne i Istočne Evrope, u kojoj dominira udeo populacije sa srednjim obrazovanjem, referentnu grupu u glavnom delu istraživanja su činili pojedinci sa tim obrazovnim nivoom. Mincerova jednačina je u empirijskom istraživanju inicijalno ocenjena metodom OLS, što omogućava da se dobije prosečna stopa povraćaja na ulaganje u određeni nivo obrazovanja. Ipak, kao što je istaknuto, ocene Mincerove jednačine dobijene korišćenjem metoda OLS mogu biti predmet potencijalnog problema endogenosti. Kako bi se prevazišao ovaj problem, Mincerova jednačina je u istraživanju ocenjena i metodom PSM. Taj metod počiva na istovremenom ispitivanju uticaja obrazovanja na zaradu za dve grupe pojedinaca – jednu koja je bila izložena tretmanu, to jest koja je stekla nivo osnovnog ili visokog obrazovanja (eksperimentalna grupa), i drugu koja nije bila izložena tretmanu, odnosno nije stekla srednje obrazovanje (kontrolna grupa). Tretman se u ovom slučaju odnosio na dostignuti nivo obrazovanja. Ocenjivanje premije na obrazovanje sprovedeno je na osnovu mikropodataka Ankete o radnoj snazi – podataka LFS u periodu od 2015. do 2019. godine. Pojedinačne baze podataka za period od 2015. do 2019. godine spojene su u jedinstvenu bazu kako bi se povećala veličina uzorka, pri čemu su definisane veštačke promenljive koje se odnose na godinu anketiranja. Analiza je sprovedena u pomenutom petogodišnjem vremenskom intervalu budući da je reč o novijem periodu u kojem se nisu dogodile značajnije oscilacije ni na tržištu rada ni na tržištu obrazovanja. Glavni nalazi empirijskog istraživanja odnose se na ocenjivanje Mincerove jednačine za ukupnu populaciju po zemljama Centralne i Istočne Evrope. Sa ciljem da se ispita senzitivnost rezultata, premija na obrazovanje je ocenjena i prema polu i starosnim grupama. Za svaku zemlju je izvršeno i ocenjivanje za mušku i žensku populaciju, kao i za mlađu, srednju i stariju populaciju.

Da bi se istakla prednost korišćenja metoda PSM u odnosu na metod OLS za ocenu stope povraćaja na ulaganje u osnovno i visoko obrazovanje, izračunata je razlika u dobijenim ocenama. Pokazano je da ocene Mincerove jednačine metodom OLS mogu biti pristrasne zbog problema endogenosti, čiji potencijalni izvori mogu biti: izostavljanje promenljivih, greška merenja ili heterogenost. Razlike između ocena dobijenih metodom PSM i dobijenih metodom OLS mogu biti i pozitivne i negativne, zavisno od toga koji potencijalni izvor endogenosti dominira i izaziva pristrasnost naviše ili naniže. U većini posmatranih zemalja, po godinama se može uočiti da je i u slučaju premije na osnovno obrazovanje i u slučaju premije na visoko obrazovanje razlika negativna. To pokazuje da se korišćenjem metoda PSM uglavnom podiže vrednost negativne premije

niskoobrazovanih, a spušta vrednost pozitivne premije visokoobrazovanih pojedinaca. Rezultati ocenjivanja metodom PSM pokazuju da je prosečna negativna premija na osnovno obrazovanje najveća u Mađarskoj, Rumuniji i Srbiji, a najmanja u Slovačkoj, Češkoj i Sloveniji. Prosečna negativna premija na osnovno obrazovanje u posmatranom periodu u Srbiji iznosi -11,9%, što znači da pojedinac sa najviše stečenim osnovnim obrazovanjem za toliko procenata u proseku ostvaruje nižu zaradu od pojedinca sa srednjim obrazovanjem. Rezultati ocenjivanja upućuju da niskoobrazovani pojedinci u Mađarskoj u proseku ostvaruju najveću negativnu premiju na osnovno obrazovanje od -12,6%, a u Slovačkoj najmanju negativnu premiju na taj obrazovni nivo od -5,6%. Takođe, rezultati analize sugerišu da je prosečna pozitivna premija na visoko obrazovanje najmanja u Slovačkoj, Češkoj i Sloveniji, a najveća u Hrvatskoj, Srbiji i Rumuniji. U Srbiji je prosečna pozitivna premija na visoko obrazovanje u posmatranom periodu među najvećima u zemljama Centralne i Istočne Evrope i iznosi 18,5%, što znači da pojedinac sa najviše stečenim visokim obrazovanjem za toliko procenata u proseku ostvaruje višu zaradu od pojedinca sa najviše stečenim srednjim obrazovanjem. Rezultati ocenjivanja pokazuju da visokoobrazovani pojedinci u Rumuniji u proseku ostvaruju najveću pozitivnu premiju na visoko obrazovanje od oko 19%, a u Slovačkoj najmanju pozitivnu premiju na taj obrazovni nivo od nešto više od 11%. Prema dobijenim rezultatima, među zemljama Centralne i Istočne Evrope, postoje značajne distinkcije u tome koliko pojedinci sa najviše stečenim visokim obrazovanjem ostvaruju veću zaradu u odnosu na pojedince sa srednjim obrazovanjem.

Pokazano je da obrazovna struktura i progresivnost oporezivanja zarada umnogome mogu da objasne razlike u ocenjenim stopama povraćaja na ulaganje u obrazovanje među zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope. Prema teoriji ljudskog kapitala, što je udeo visokoobrazovane populacije u odnosu na niskoobrazovanu populaciju veći, to je premija na visoko obrazovanje manja. Prema klasičnoj teoriji izbora investiranja, što je sistem oporezivanja zarada manje progresivan, to je premija na visoko obrazovanje veća. Na primer, Srbiju karakteriše nepovoljna obrazovna struktura i niska progresivnost oporezivanja zarada, tako da oba faktora pozitivno utiču na stopu povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje, podižući njenu vrednost. Sloveniju, pak, karakterišu povoljna obrazovna struktura i visoka progresivnost oporezivanja zarada, što se posredstvom oba faktora negativno odražava na stopu povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje, spuštajući njenu vrednost. Uočene razlike u obrazovnoj strukturi, kao jednom od glavnih faktora kojim može da se objasni razlika u ocenjenim stopama povraćaja na ulaganje u obrazovanje, pre svega su odraz različitih politika kojima su se zemlje Centralne i Istočne Evrope vodile u tranzicionom procesu. Istaknuto je da je stepen sprovođenja tranzicionih reformi radi tehnološkog unapređenja ekonomije u velikoj meri uticao na ekspanziju obrazovanja u zemljama tog regiona. Različite tranzicione putanje zemalja Centralne i Istočne Evrope su drugačije determinisale vezu između obrazovanja i zarada. Indikativno, te razlike u sprovođenju tranzicionih reformi su morale imati uticaj na oblikovanje obrazovne strukture zemalja Centralne i Istočne Evrope, a posledično i na stope povraćaja na ulaganje u određeni obrazovni nivo.

Ocenjivanje premije na obrazovanje je izvršeno i prema polu i starosnim grupama, kako bi se proverila robustnost dobijenih rezultata. Rezultati ocenjivanja prema polu ukazuju na to da u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope, sa izuzetkom Hrvatske i Rumunije, muškarci imaju veću negativnu premiju na osnovno obrazovanje nego žene. Na osnovu dobijenih rezultata ocenjivanja, može se izdvojiti da je najmanja razlika u premiji na osnovno obrazovanje između muškaraca i žena zabeležena u Srbiji i Mađarskoj – manje od 0,5 procentnih poena, dok se najveća razlika u toj premiji može uočiti u Poljskoj, Bugarskoj i Hrvatskoj – oko tri procentna poena. Takođe, primetno je da u svim zemljama tog regiona, bez izuzetka, žene imaju veću pozitivnu premiju na visoko obrazovanje od muškaraca. Utvrđena razlika u premiji na visoko obrazovanje između muške i ženske populacije najmanja je u Srbiji, Sloveniji i Slovačkoj – oko jednog procentnog poena, dok je najveća razlika u toj premiji zabeležena u Poljskoj i Bugarskoj – inešto više od tri procentna poena. Rezultati ocenjivanja stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje posmatrano

prema polu pokazuju da žene imaju nižu negativnu premiju na osnovno obrazovanje i višu premiju na visoko obrazovanje u svim zemljama tog regiona. Ipak, te razlike u većini zemalja posmatranog regiona nisu značajne i iznose svega nekoliko procentnih poena. Istaknuto je da je ovo donekle i nasleđena karakteristika sistema bivših socijalističkih zemalja, u kojima su zarade određivane planski, tako da se vodilo računa o tome da zarade budu što ujednačenije, u skladu sa principom pravičnosti.

Rezultati analize prema starosnim grupama upućuju da je premija na visoko obrazovanje za pojedince koji pripadaju najmlađem segmentu populaciju niža za oko šest do sedam procentnih poena u poređenju sa srednjim i najstarijim pripadnicima. Pravilnost da je premija na visoko obrazovanje najmanja za mlađe pojedince karakteristična je za sve zemlje Centralne i Istočne Evrope. Najveća razlika u ocenjenoj stopi povraćaja na visoko obrazovanje između starije i mlađe populacije u zemljama tog regiona može se zapaziti u Srbiji i Poljskoj, dok je ta razlika najmanja u Češkoj i Slovačkoj. Istaknuto je da je ekspanzija visokog obrazovanja tokom vremena doprinela tome da je premija na visoko obrazovanje mlađe populacije relativno niža, jer je veći broj mlađih pojedinaca sa najvišim nivoom obrazovanja. Dodatno, naglašeno je i da je stopa povraćaja na ulaganje u najviši nivo obrazovanje niža za mlađu populaciju verovatno zbog toga što mladi, pored poteškoća u pronalaženju stabilnog zaposlenja, obično primaju zaradu koja je niža od prosečne zarade, kao rezultat relativno slabije pregovaračke moći u procesu formulisanja zarade zbog nedostatka godina radnog iskustva.

III Obrazovanje kao signal: ocena efekata diploma

3.1. Uvod

U teoriji ljudskog kapitala ističe se značaj investiranja u obrazovanje na mikroekonomskom i makroekonomskom planu, polazeći od činjenice da se obrazovanje može posmatrati kao investiciono dobro. Značaj obrazovanja koji ističu zagovornici teorije ljudskog kapitala doprineo je porastu tražnje za obrazovanjem, što je bilo omogućeno ekspanzijom državne intervencije koja se ogledala u porastu državnih izdataka za obrazovanje. Ipak, teoriji ljudskog kapitala može se zameriti nekoliko metodoloških ograničenja, koja se pre svega odnose na nedostatak realizma u sledećim domenima. Prvo, teorija ljudskog kapitala je zatvoren analitički sistem u kojem se pretpostavlja da su promenljive nezavisne, ali eksterni efekti i međusobna zavisnost između promenljivih ne mogu se eliminisati u realnosti, a ta činjenica nije uzeta u obzir. Drugo, teorija ljudskog kapitala domen obrazovanja i zaposlenja posmatra kao jedinstvenu celinu, iako su u stvarnosti ti domeni razdvojeni. Treće, u teoriji ljudskog kapitala eliminišu se ostala moguća objašnjenja veze između obrazovanja i zaposlenja, iako je takvih veza realno potencijalno mnogo. Četvrto, u teoriji ljudskog kapitala polazi se od pretpostavke da se investiranje u obrazovanje odvija u uslovima savršene informisanosti, tako da pojedinci na osnovu postavki teorije investiranja optimizuju svoje ponašanje izjednačavajući marginalne vrednosti, što je u realnosti teško ostvarljivo. Upravo je ovo poslednje ograničenje metodološkog okvira teorije ljudskog kapitala i najvažnije jer narušavanje pretpostavke o savršenoj informisanosti ugrožava celokupnu analizu posmatranja obrazovanja kao investicionog dobra. Sva navedena ograničenja proizilaze, inače, iz činjenice da je teorija ljudskog kapitala izvedena iz metaanalize koja je karakteristična za društvene nauke, a koja je poznata po nedostatku realizma (Marginson, 2019). Fridman (1953) ističe da ekonomska nauka, kao društvena nauka, ne mora da bude realistična da bi davala odgovarajuće predikcije i obezbeđivala normativne efekte. Ipak, pojedini ekonomisti, a posebno kreatori javnih politika, smatraju da je nedostatak realizma neke teorije u ekonomiji problem jer podriva mogućnost vlada da razumeju i deluju odgovarajućim politikama (Sayer, 2000).

Pomenuta metodološka ograničenja su podstakla razvoj alternativnih teorija kojima pokušava da se objasni uloga obrazovanja na tržištu rada. Jedno od istaknutijih objašnjenja pozitivne korelacije između obrazovanja i zarade pojedinca počiva na stavu da obrazovanje ima ulogu otkrivanja informacija koje su posebno važne u uslovima asimetrične informisanosti. Jedan od načina da se taj argument uokviri povezan je sa činjenicom da je sposobnost skrivena informacija dostupna isključivo pojedincu. Sposobnost je važan faktor za firmu jer ima pozitivan efekat na produktivnost. Kako asimetrična informisanost može rezultirati fenomenom negativne selekcije, optimalnost u izboru radnika može biti narušena, što negativno utiče na produktivnost firme. Ipak, pojedinci mogu razviti različite strategije za prevazilaženje problema asimetrične informisanosti. Jedna od njih je davanje signala koji je korelisan sa skrivenom informacijom o sposobnosti pojedinca. Štaviše, uopšteno posmatrano, identičan problem se javlja u bilo kojoj kupoprodajnoj situaciji kada se proizvodi razlikuju u kvalitetu, pri čemu kupac i prodavac ne poseduju iste informacije o proizvodima. Bez odgovarajućeg sortiranja niskokvalitetnih i visokokvalitetnih proizvoda, odatle mogu da proisteknu značajni problemi (Brown and Sessions, 2004).

Akerlof (1970) je u jednom od svojih radova razvio metodološki okvir koji se smatra pionirskim u oblasti informacione asimetrije. Prema Akerlofovom mišljenju, ukoliko nije moguće uočiti kvalitet određenog proizvoda u trenutku kada se odvija kupoprodajna situacija i ako prodavac tek nakon izvesnog vremena stekne informacije o prosečnom kvalitetu proizvoda koji je predmet kupoprodaje, taj proizvod će biti prodat na tržištu po ceni koja reflektuje njegov prosečan kvalitet. Štaviše, cena tog proizvoda će se prilagođavati sve dok uverenja kupca o prosečnom kvalitetu proizvoda ne budu naknadno potvrđena. Takva tržišta, zbog tih činjenica, imaju dve neželjene osobenosti: (1) prodavci će težiti ka tome da snize troškove snižavanjem kvaliteta proizvoda; (2) ako kupci ne budu mogli da utiču na kvalitet proizvoda, onda će prodavci visokokvalitetnih

proizvodima, sa visokim troškovima, prefererati da napuste takva tržišta. Prosečan kvalitet proizvoda može opasti ispod onog nivoa koji bi bio karakterističan za tržište na kojem ne bi postojala asimetrična informisanost kupca i prodavca. Akerlof je za ilustraciju koristio primer polovnih automobila i pritom se fokusirao na ključnu informacionu asimetriju: prodavac polovnog automobila je bolje informisan o njegovom kvalitetu nego potencijalni kupac.[15] Za prodavca je vrednost niskokvalitetnog polovnog automobila θ_1, dok je vrednost visokokvalitetnog polovnog automobila θ_2, pri čemu je $\theta_2 > \theta_1$. Kupci, koji su neutralni prema riziku, imaju informaciju o proporciji niskokvalitetnih polovnih automobila na tom tržištu, koja iznosi π. Akerlof dokazuje da će, u slučaju da kupci ne mogu da uoče kvalitet određenog polovnog automobila, visokovalitetni i niskokvalitetni polovni automobili biti prodati po ceni koja odražava prosečan kvalitet polovnih automobila na tržištu, tako da važi $\bar{\theta} = \pi\theta_1 + (1 - \pi)\theta_2$. Što je više niskokvalitetnih polovnih automobila, to je njihov prosečan kvalitet niži, pa je i cena za sve polovne automobile na tom tržištu manja. Suočeni sa takvom situacijom, vlasnici visokokvalitetnih polovnih automobila neće biti podstaknuti da prodaju svoje automobile i verovatno će napustiti takvo tržište. Pretpostavljajući da postoji određena distribucija kvaliteta polovnih automobila, Akerlof je pokazao da će tržište prvo napustiti prodavci polovnih automobila najvišeg kvaliteta, potom prodavci polovnih automobila nešto nižeg kvaliteta, sve dok to tržište potpuno ne iščezne ili dok na tržištu ne preostanu isključivo prodavci polovnih automobila najnižeg kvaliteta. Takav vid neefikasnosti na tržištu nastaje usled problema informacione asimetrije, koji je poznat kao negativna selekcija. U konkretnom primeru tržišta polovnih automobila, problem negativne selekcije ogleda se u činjenici da će vlasnici polovnih automobila lošijeg kvaliteta verovatnije biti spremni da te automobile prodaju (Akerlof, 1970).

Jedan od prvih radova u kojima je ispitana uloga informacija na tržištu rada jeste Štiglerov rad (1962), u kojem je analiziran proces donošenja odluka poslodavaca o zaposlenju radnika, u uslovima postojanja asimetrične informisanosti tih strana u tom procesu. Ideja koja je predstavljena u Štiglerovom radu poslužila je Spensu, dobitniku Nobelove nagrade za ekonomiju[16], da definiše i uvede pojam signaliziranja na tržištu rada. Taj autor se koncentrisao na tržište rada i ulogu signaliziranja kao aktivnosti informisane strane sa ciljem da otkrije informacije o svojim karakteristikama neinformisanoj strani. U tome je Spens (1973) pošao od sledeće osnovne ideje. Na tržištu rada postoje dva tipa radnika koje firma treba da zaposli: (1) „dobar“ – visokoproduktivan radnik i (2) „loš“ – niskoproduktivan radnik. Firma nije u mogućnosti da uoči produktivne sposobnosti radnika u trenutku zaposlenja, koje se, shodno tome, može posmatrati kao investiranje u uslovima neizvesnosti. Naime, reč je situaciji investiranja, jer je potrebno vreme da firma počne da ostvaruje korist od angažovanja radnika, koja je determinisana sposobnostima tog radnika, i situaciji neizvesnosti, jer te sposobnosti nisu unapred poznate firmi. Međutim, iako firma ne može direktno da uoči produktivnost radnika, u stanju je, ipak, da uoči obilje drugih relevantnih podataka o radniku u formi karakteristika koje mogu biti značajne prilikom zaposlenja. Te karakteristike radnika, koje poslodavac može da uoči i koje su pod kontrolom radnika, jesu signali. Nakon određenog vremena, firma će steći informaciju o tome da li je radnik „dobar“ ili „loš“ i, na osnovu prethodnog iskustva na tržištu rada, moći će da oceni uslovne verovatnoće o produktivnim sposobnostima radnika, imajući u vidu mnogobrojne kombinacije signala. U bilo kom trenutku, dok razmatra potencijalnog radnika sa određenim karakteristikama, zaposlenje kao investiciona odluka poslodavca biće definisano tim uslovnim verovatnoćama. Kako se pretpostavlja da je firma neutralna prema riziku, firma će moći da odredi marginalnu produktivnost potencijalnog radnika odgovarajuće kombinacije signala i te marginalne produktivnosti reflektovaće se kasnije u vidu ponuđene zarade (Brown and Session, 2004). Teorijsko-metodološki okvir koji je predstavio Spens zasniva se na činjenici da strana koja je superiorna u pogledu

[15] Akerlof u radu za niskokvalitetne polovne automobile koristi izraz „limunovi“, a za visokokvalitetne polovne automobile izraz „breskve“, pa je stoga i opisano tržište u literaturi poznato i kao „tržište limunova“.

[16] Majkl Spens je dobio Nobelovu nagradu za ekonomiju 2001. godine za postavljanje temelja teorije tržišta sa asimetričnim informacijama.

informacija preduzima određene aktivnosti kako bi nagovestila informaciono inferiornoj strani kvalitet proizvoda koji nudi, to jest daje signal. A da bi bio uspešan, signal ne može da bude besplatan. Da je signal besplatan, svi bi ga koristili, pa ne bi ni preneo odgovarajuću informaciju. Takođe, mora važiti da je signal manje skup za pojedinca koji ima proizvod boljeg kvaliteta. U suprotnom, kada to ne bi važilo, svi bi imali podsticaj da koriste signal, pa signal ne bi ni otkrivao ništa o kvalitetu (Mankiw and Taylor, 2011). Na primeru tržišta polovnih automobila, prodavac visokokvalitetnog automobila će kupcu ponuditi garanciju, koja ne samo da obezbeđuje nadoknadu kupcu u slučaju kvara automobila već služi i kao signal o kvalitetu automobila. Takvu garanciju vrlo verovatno prodavac niskokvalitetnog automobila neće ponuditi jer su troškovi u vezi sa nadoknadom u slučaju kvara automobila za tog prodavca visoki. Obrazovanje je jedna od karakteristika radnika koja može na odgovarajući način da oslika neuočljive sposobnosti i da služi kao signal na tržištu rada. Shodno postavkama teorije signaliziranja, firme na osnovu stečenog obrazovnog nivoa prave distinkciju između visokosposobnih i niskosposobnih radnika. Radnici poseduju informacije o tome kako se proces zapošljavanja odvija te mogu smatrati da je investiranje u različite nivoe obrazovanja korisno zbog toga što će na taj način signalizirati svoje neuočljive sposobnosti potencijalnom poslodavcu. S tim u vezi, poslodavci koriste obrazovanje kao sredstvo odabira radnika za koje je verovatno da će biti visokosposoban. Dakle, mora važiti da je sposobnost pojedinca u negativnoj korelaciji sa troškovima obrazovanja koje pojedinac snosi, to jest da su troškovi školovanja viši za one pojedince koji su manje sposobni. Korist od dodatne godine školovanja ista je za radnike sa visokim i niskim sposobnostima, ali je trošak dodatne godine školovanja viši za radnike sa niskim sposobnostima. Ta pretpostavka je temelj teorije signaliziranja jer u slučaju da su troškovi obrazovanja isti za obe grupe radnika, poslodavci ne bi bili u mogućnosti da izvrše selekciju jer bi radnici sa niskim sposobnostima slali signal identičan signalu koji bi slali radnici sa visokim sposobnostima (Riley, 2001).

Razvoju teorije signaliziranja posebno je doprineo Štiglic (1975). U nešto modifikovanom obliku, Štiglicova ideja je nastala na osnovu razvijenog Akerlofovog metodološkog okvira. Neka talent pojedinca A_i doprinosi porastu produktivnosti pozitivnim efektom na proizvodnu funkciju, ali firma ne može da ga uoči. Ako bi talenat bio uočljiv za firmu, onda bi u ravnoteži svaka firma koja maksimira profitnu funkciju plaćala svaku jedinicu talenta prema marginalnom proizvodu, pa bi visokosposobni radnici primali veće zarade nego niskosposobni radnici. Kako važi suprotno, svaka firma za koju se pretpostavlja da je neutralna prema riziku svakom radniku nudi identičnu zaradu koja je zasnovana na produktivnosti radnika kojem odgovara prosečan nivo talenta u ukupnoj radnoj populaciji. Neka visokosposobni radnici poseduju talenat A_1, a niskosposobni radnici talent A_2, pri čemu važi $A_1 > A_2$. Neka je n udeo visokosposobnih radnika u ukupnoj radnoj populaciji. Na osnovu prethodnog iskustva firme poznaju distribuciju talenta u radnoj populaciji, odnosno vrednost parametara A_1, A_2, n. Ako nema bilo kojih drugih informacija, najbolja strategija za firmu jeste da pođe od pretpostavke da slučajno izabranom radniku odgovara očekivana vrednost talenta u radnoj populaciji, tako da važi $\bar{A} = nA_1 + (1-n)A_2$. Posledično, firme će svim radnicima, shodno prosečnom talentu u radnoj populaciji, nuditi identičnu nadnicu iskazanu kao $\overline{w} = \varphi\bar{A} = \varphi[nA_1 + (1-n)A_2]$, gde φ predstavlja marginalni prihod talenta. Tako će visokosposobni radnici primati zaradu koja je manja od one koja odgovara njihovoj stvarnoj produktivnosti jer bi, kad ne bi bilo informacione asimetrije, primali zaradu $w_1 = \varphi A_1 > \overline{w}$. Obrnuto, niskosposobni radnici će primati zaradu koja je veća od one koja odgovara njihovoj stvarnoj produktivnosti jer bi u uslovima savršene informisanosti primali zaradu $w_2 = \varphi A_2 < \overline{w}$. Stoga, nemogućnost uočavanja talenta vodi ka zbijanju distribucije zarada, uz implicitno subvencionisanje niskosposobnih radnika od visokosposobnih radnika. Time je pokazano da tržište rada karakteriše suboptimalna ravnoteža u strukturi radnika i zarada, te se javlja potreba za prevazilaženjem tog problema u vidu posmatranja obrazovanja kao sredstva signaliziranja radi prevazilaženja asimetrične informisanosti. Poseban aspekat Štiglicovog metodološkog okvira posvećen je analizi efekata signaliziranja na blagostanje. Štiglic je pokazao da je u slučaju kada obrazovanje igra ulogu signala i rezultira razdvajajućom ravnotežom na tržištu obrazovanja nekim pojedincima bolje, a nekim

lošije nego što bi to bilo kad nije bilo signaliziranja, ali i da je konačno nacionalno blagostanje manje jer je ukupan nacionalni autput niži. Ipak, tržište obrazovanja u slučaju signaliziranja karakteriše Pareto optimalnost jer redistribitivna politika koju bi bilo neophodno sprovesti radi poboljšanja položaja nekih, bez pogoršanja položaja drugih, nije moguća bez signaliziranja. Takođe, kako je ukupan nacionalni autput niži u situaciji kada obrazovanje igra ulogu signala na tržištu rada, raste dohodna nejednakost, tako da je bilo koja kvazikonkavna funkcija društvenog blagostanja nepoželjna sa stanovišta društva. Takođe, Štiglicov metodološki okvir omogućava razdvajanje privatnih i društvenih koristi od signaliziranja, pri čemu razlika između tih koristi može biti značajna. Zbog toga se razmatra uloga države u pokrivanju troškova obrazovanja. Opravdanost državne intervencije u oblasti obrazovanja Štiglic obrazlaže praveći distinkciju između opštih i specifičnih informacija[17], koja odgovara razlici koju Beker pravi između opšte i specifične obuke. Pokazuje se da postojanje te distinkcije može rezultirati suboptimalnom ravnotežom na tržištu obrazovanja, čak i pored činjenice da signaliziranje ima društvene koristi (Stiglitz, 1975).

Upravo su Spensovi i Štiglicovi radovi, objavljeni sedamdesetih godina prošlog veka, u kojima je ispitivana uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada, omogućili razvoj teorije signaliziranja kao alternative teoriji ljudskog kapitala. Značaj razvijenog teorijsko-metodološkog okvira ogleda se u preispitivanju opravdanosti državne intervencije u oblast obrazovanja. Ako obrazovanje ne doprinosi uvećanju produktivnosti pojedinca već predstavlja isključivo signal urođene sposobnosti, onda je državna intervencija u vidu finansiranja obrazovanja preterana, a milionski iznosi uloženi u obrazovanje nepotrebno trošenje resursa. Zbog toga je sasvim opravdana sve veća zainteresovanost istraživača za ispitivanje veze između obrazovanja i zarade, a posebno za određivanje mehanizma koji tu vezu objašnjava. Kaplan (2018) u knjizi *Slučaj protiv obrazovanja: zašto obrazovanje predstavlja uzaludno trošenje vremena i novca* ističe da je važno utvrditi ulogu obrazovanja na tržištu rada. Iz ugla teorije signaliziranja, ističe se da je neophodna reforma obrazovnih sistema koja podrazumeva smanjivanje državne intervencije u obrazovanje i smanjivanje državnih izdataka. Štaviše, preterana državna intervencija koja se ogleda u obimnim programima subvencionisanja obrazovanja u svim zemljama obezvređuje značaj uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada, izazivajući na taj način disrupciju procesa otkrivanja informacija u uslovima informacione asimetrije radnika i poslodavaca. Ipak, to ne znači da bi kreatori javnih politika trebalo potpuno da obustave finansiranje obrazovanja jer praksu omogućavanja dostizanja minimalnog nivoa obrazovanja ne treba prekinuti već bi državni izdaci morali da budu redukovani, posebno na višim nivoima obrazovanja (Caplan, 2018).

[17] Opšta informacija je informacija o karakteristikama pojedinca koje utiču na nivo produktivnosti na velikom broju različitih poslova, dok se specifična informacija odnosi na karakteristike pojedinca koje utiču na nivo produktivnosti na specifičnom poslu u specifičnoj firmi (Stiglitz, 1975).

3.2. Teorijsko-metodološki okvir: Spensova analiza

Spensov teorijski model može se formalno predstaviti u sledećem obliku. U ukupnoj populaciji postoje dve grupe radnika, koje se razlikuju prema nivou produktivnosti. Radnici koji pripadaju prvoj grupi imaju nizak nivo produktivnosti koji je jednak 1, a radnici koji pripadaju drugoj grupi imaju visok nivo produktivnosti koji je jednak 2. U ukupnoj populaciji, udeo radnika sa nižom produktivnošću iznosi q, a udeo radnika sa višom produktivnošću $1-q$. Radnici preduzimaju određenu aktivnost kako bi poslodavcu pružili signal o pripadnosti određenoj grupi. Takva aktivnost se odnosi na obrazovni nivo E, odnosno broj godina školovanja radnika. Važi da dostizanje obrazovnog nivoa E iziskuje određene troškove c_i, $i = 1, 2$, koji mogu biti monetarni i nemonetarni. Da bi obrazovni nivo služio kao signal, troškovi obrazovanja moraju biti nenulti i različiti za radnike drugačijeg nivoa produktivnosti. Štaviše, ti troškovi moraju biti viši za niskoproduktivne radnike, tako da je trošak dostizanja obrazovnog nivoa y za radnike sa nižim nivoom produktivnosti $c_1 = E$, a za radnike sa višim nivoom produktivnosti $c_2 = \frac{E}{2}$. Takođe, obrazovanje je čist signal, odnosno obrazovni nivo ne utiče na nivo produktivnost radnika. Ta pretpostavka je uvedena radi pojednostavljenja, a ne da bi se sugerisalo da obrazovanje generalno ne doprinosi unapređenju produktivnih sposobnosti radnika.[18] Poslodavac primenjuje neku vrstu pravila palca kako bi alocirao radnike u odgovarajuće grupe prema nivou produktivnosti. To pravilo se može definisati na sledeći način: ako radnik ima najmanje E^* godina školovanja, onda je on visokoproduktivan i biće mu dodeljen posao koji zahteva visok nivo veština pri nadnici $w_2 = 2$, a ako radnik ima manje od E^* godina školovanja, onda je on niskoproduktivan i biće mu dodeljen posao koji zahteva nizak nivo veština pri nadnici $w_1 = 1$. Dakle, E^* je kritičan nivo obrazovanja koji omogućava da se uverenja poslodavca o tipu radnika predstave u obliku

$$w_i(E) = \begin{cases} 1, & E < E^*, MP_L = 1 \ (p = 1) \\ 2, & E \geq E^*, MP_H = 2 \ (p = 1), \end{cases} \qquad (3.2.1)$$

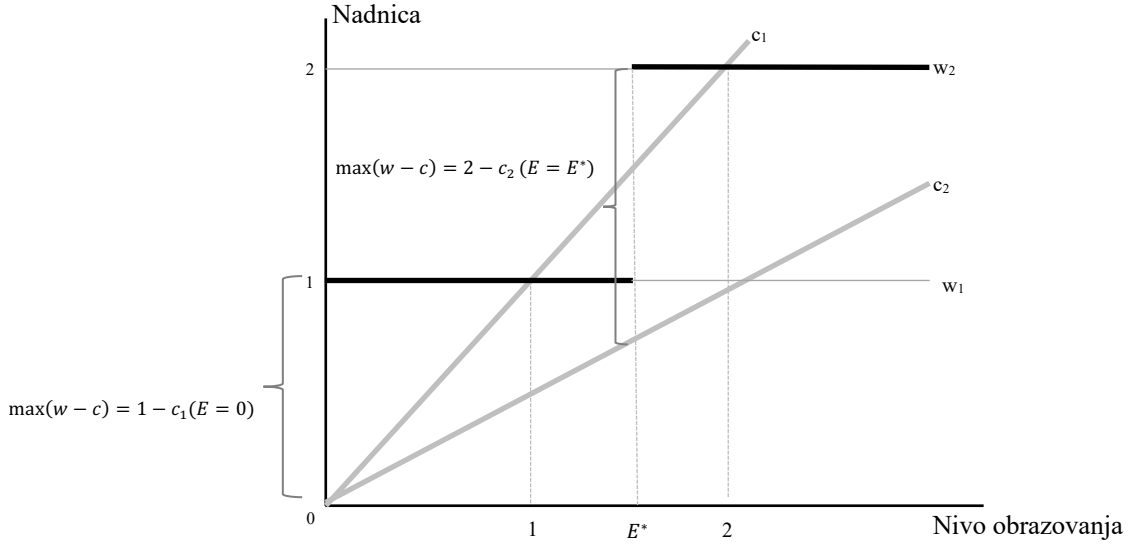
gde su MP_L i MP_H niska i visoka produktivnost radnika, a p verovatnoća da radnik poseduje određeni nivo produktivnosti. Tako definisane uslovne verovatnoće determinisaće šemu nadnice koju će poslodavac ponuditi radniku.

Prema ponuđenoj šemi nadnice poslodavca, svaki radnik će izabrati optimalan nivo obrazovanja imajući u vidu svoje sposobnosti. Radnici teže da maksimiraju razliku između ponuđene nadnice koja odgovara izabranom obrazovnom nivou i troškova dostizanja tog nivoa obrazovanja. Niskoproduktivan radnik će se optimalno odlučiti za nivo obrazovanja $E = 0$. Naime, kako su troškovi obrazovanja za tog radnika relativno visoki i kako prema šemi nadnice poslodavca taj radnik neće ostvariti korist u vidu veće zarade sve dok ne dostigne E^*, već će isključivo snositi troškove školovanja, za njega nije isplativo da ulaže u obrazovni nivo $E > 0$. Suprotno, visokoproduktivan radnik će u optimumu izabrati nivo obrazovanja $E = E^*$. Troškovi obrazovanja su za tog radnika relativno niski, ali budući da, shodno šemi nadnice ponuđenoj od poslodavca, svaka dodatna godina školovanja koja prevazilazi E^* isključivo iziskuje troškove školovanja ali ne omogućava koristi iskazane preko još veće zarade, nije racionalno da se ulaže u nivo obrazovanja $E > E^*$.

[18] Relaksiranje pretpostavke o ulozi obrazovanja kao čistog signala, tako da obrazovanje doprinosi ne samo prevazilaženju problema asimetrične informisanosti na tržištu rada nego i unapređenju produktivnosti radnika, ne menja bazične rezultate Spensovog teorijskog modela. Štaviše, u određenim radovima (e.g. Weiss, 1995) polazi se od toga da teorija ljudskog kapitala i teorija signaliziranja nisu međusobno isključive, tako da važi ova relaksirana pretpostavka.

Ravnotežnu situaciju na tržištu obrazovanja karakteriše postojanje dvostrukog optimuma, to jest razdvajajuće ravnoteže oblika

$$E = \begin{cases} 0, \ MP_L = 1 \ (p = 1) \\ E^*, MP_H = 2 \ (p = 1) \end{cases}. \tag{3.2.2}$$



Grafikon 3.2.1. Spensova razdvajajuća ravnoteža na tržištu obrazovanja u slučaju signaliziranja
Izvor: adaptirano prema Spence (2002)

Da bi se ostvarila prethodno opisana ravnoteža na tržištu obrazovanja, moraju biti ispunjeni sledeći uslovi

$$1 > 2 - E^*, \tag{3.2.3}$$

$$2 - \frac{E^*}{2} > 1. \tag{3.2.4}$$

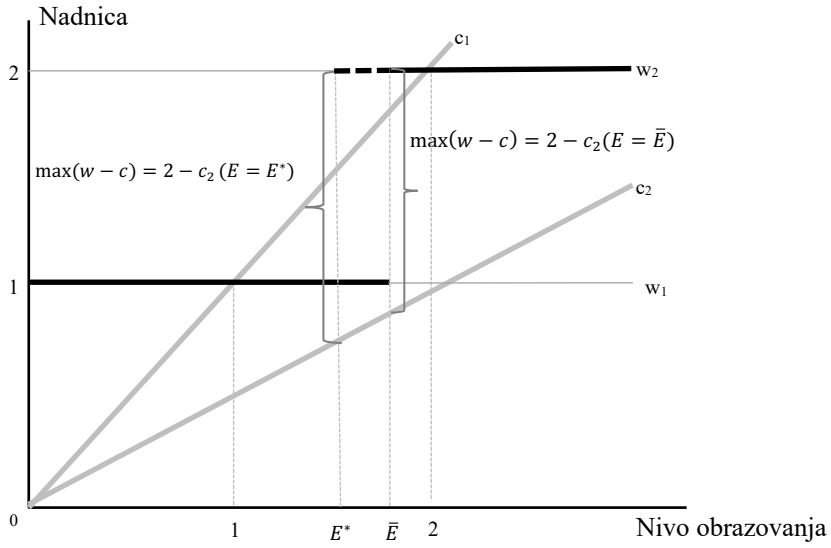
Naime, da bi da se uspostavila razdvajajuća ravnoteža, mora da važi da je za niskoproduktivne radnike razlika između koristi i troškova od izbora obrazovnog nivoa $E = 0$ veća od te razlike prilikom izbora nivoa obrazovanja $E = E^*$, dok za visokoproduktivne radnike mora da važi suprotno. Kombinovanjem ta dva uslova dolazi se do

$$1 < E^* < 2. \tag{3.2.5}$$

Ukoliko bi E^* bilo manje od 1, svi radnici bi izabrali isti obrazovni nivo, a ako bi E^* bilo veće od 2, tada nijedan radnik ne bi uopšte investirao u obrazovanje. Prema tome, razdvajajuće ravnoteže će se dogoditi samo pod uslovom da je E^* između 1 i 2. Može se uočiti da u tom slučaju postoji beskonačno mnogo vrednosti za E^*, pa samim tim i beskonačno mnogo situacija na tržištu obrazovanja koje bi predstavljale moguću ravnotežu, tako da razdvajajuća ravnoteža nije jedinstvena.

Treba imati u vidu i da nisu sve moguće ravnoteže identične u pogledu blagostanja članova prve i druge grupe radnika. Na primer, povećanje vrednosti E^*, odnosno povećanje broja godina školovanja na osnovu kojih poslodavac pravi razliku između radnika, umanjuje blagostanje članova koji pripadaju visokoproduktivnoj grupi, a ne menja blagostanje članova koji se nalaze u niskoproduktivnoj grupi. Ukoliko bi novi kritičan nivo obrazovanja umesto E^* bio $\bar{E}$, gde važi da

je $E^* < \bar{E} < 2$, onda bi razlika između nadnice za visokoproduktivne radnike koja odgovara obrazovnom nivou E i troškova njegovog dostizanja za te radnika bila manja jer je $c_2(E^*) < c_2(\bar{E})$. Izborom takvog kritičnog obrazovnog nivoa blagostanje radnika sa višom produktivnošću bilo bi manje, dok bi blagostanje radnika sa nižom produktivnošću ostalo nepromenjeno, u poređenju sa blagostanjem koje bi bilo ostvareno na inicijalno određenom kritičnom nivou obrazovanja.



Grafikon 3.2.2. Promena blagostanja visokoproduktivnih radnika u slučaju signaliziranja usled promene kritičnog nivoa obrazovanja
Izvor: adaptirano prema Spence (2002)

Međutim, ako bi postojao određeni konkurentski pritisak, proistekao iz nadmetanja firmi za radnike, onda bi, usled njega, bio nemoguć opstanak beskonačnog broja situacija na tržištu rada koje bi predstavljale moguću ravnotežu. Na primer, ako bi jedna firma odredila kritični nivo obrazovanja E_1, gde je $1 < E_1 < E^*$, a druga firma odredila kritični nivo obrazovanja E_2, tako da je $E^* < E_2 < 2$, onda bi svi visokoproduktivni radnici preferirali prvu firmu. Takav odabir proističe iz činjenice da prva firma zahteva niži nivo kritičnog obrazovanja, a kako važi da obe firme isplaćuju identičnu nadnicu $w_2 = 2$ visokoproduktivnim radnicima, onda ti radnici ne bi ostvarili nikakve koristi od dodatnog obrazovanja koje zahteva druga firma već bi samo snosili troškove. Nakon toga, druga firma bi mogla da odredi novi kritični nivo obrazovanja E_3, za koji važi $1 < E_3 < E_1$. U tom slučaju bi svi visokoproduktivni radnici preferirali drugu firmu, iz razloga koji je prethodno istaknut. Tako opisan proces prilagođavanja firmi odvijao bi se sve dok konkurentski pritisak ne bi sveo nivo kritičnog obrazovanja na

$$E^* = 1 + \delta, \tag{3.2.6}$$

gde je δ beskonačno male vrednosti. U razdvajajućoj ravnoteži na tako uspostavljenom kritičnom nivou obrazovanja važilo bi

$$nb_1 = 1 + \delta \tag{3.2.7}$$

$$nb_2 = 1{,}5 - \frac{\delta}{2}, \tag{3.2.8}$$

pri čemu nb_i, $i = 1, 2$, predstavlja neto korist koja je iskazana kao razlika između koristi i troškova za niskoproduktivne i visokoproduktivne radnike od izbora odgovarajućeg nivoa obrazovanja. Ne

može se, ipak, zanemariti činjenica da je položaj niskoproduktivnih radnika u pogledu blagostanja lošiji nego što bi bio bez signaliziranja. Bez signaliziranja, poslodavac bi niskoproduktivnim radnicima ponudio prosečnu nadnicu određenu u grupnoj ravnoteži, zasnovanu na očekivanoj marginalnoj produktivnosti radnika, koja bi bila veća od nadnice određene u razdvajajućoj ravnoteži

$$\bar{w} = 1q + 2(1 - q) = 2 - q > 1 \tag{3.2.9}$$

jer je $q < 1$. Takođe, položaj visokoproduktivnih radnika u pogledu blagostanja ne mora uvek biti biti bolji nego što bi bio bez signaliziranja. Štaviše, blagostanje visokoproduktivnih radnika može biti lošije uz signaliziranje ako važi

$$2 - E^*/2 < 2 - q \rightarrow E^* > 2q. \tag{3.2.10}$$

Dakle, ako je prosečna nadnica određena u grupnoj ravnoteži na osnovu očekivane marginalne produktivnosti radnika veća od nadnice određene u razdvajajućoj ravnoteži, onda će blagostanje visokoproduktivnih radnika uz signaliziranje biti manje nego u slučaju kada signaliziranja ne bi bilo. To će se i ostvariti ako je $q \leq 0{,}5$, odnosno ako u ukupnoj populaciji većinu čine radnici sa visokom produktivnošću. U tom slučaju razdvajajuća ravnoteža će sigurno biti neefikasnija od grupne ravnoteže.

Zaključak o blagostanju članova obe grupe radnika sa i bez signaliziranja zavisiti od kritičnog nivoa obrazovanja i prosečne nadnice određene u grupnoj ravnoteži. Što su kritičan obrazovni nivo E^* i prosečna nadnica $\bar{w}$ veći, to je verovatnije da će razdvajajuća ravnoteža biti inferiornija u odnosu na grupnu ravnotežu. Odnosno, postojaće određeni kritičan nivo proporcije niskoproduktivnih radnika $\bar{q}$ na kojem će efekti blagostanja obe grupe radnika u slučaju sa i bez signaliziranja biti identični. Može se pokazati da važi da je taj kritičan nivo proporcije određen odnosom troškova obrazovanja niskoproduktivnih i visokoproduktivnih radnika, $\bar{q} = \frac{c_2}{c_1}$. Zbog toga donekle iznenađuje to što superiornost razdvajuće ravnoteže u odnosu na grupnu ravnotežu zavisi isključivo od relativnih troškova dostizanja određenog obrazovnog nivoa niskoproduktivnih i visokoproduktivnih radnika i što nije pod uticajem relativnog nivoa produktivnosti ta dva tipa radnika (Spence, 1975; 2002).

3.2.1. Dinamika uspostavljanja razdvajajuće ravnoteže na tržištu rada prema Spensovom modelu: bajesijanski pristup

Koncept teorije igara može se primeniti kada postoji problem asimetričnih informacija na tržištu rada, da bi se ukazalo na značaj koje obrazovanje može imati u prevazilaženju tog problema. Teorijski model u kojem se primenjuju elementi teorije igara, a koji predstavlja adaptaciju metodološkog okvira Spensa, ukazuje na uslove neophodne radi uspostavljanja savršene bajesijanske ravnoteže (engl. *Perfect Bayesian Equilibrium* – PBE)[19] na tržištu rada, u situaciji kada obrazovanje igra ulogu signala. Teorijski model je metodološki važan za dublje razumevanje dinamike uspostavljanja ravnoteže na tržištu rada onda kada su radnici i firme asimetrično informisani, a se može prikazati u sledećoj formi.

Neka na tržištu rada postoji mnogo identičnih firmi koje zapošljavaju radnike, pri čemu svaka od firmi proizvodi identičan proizvod koristeći identičnu tehnologiju koju karakterišu konstantni prinosi na obim, a rad predstavlja jedini input. Firme su neutralne prema riziku i teže maksimiranju profitne funkcije. Radi pojednostavljenja, cena proizvoda firme jednaka je 1. Radnici, kojih na tržištu rada ima ukupno N, razlikuju se prema količini proizvoda koje mogu da proizvedu ukoliko su zaposleni od strane firme, pri čemu je nivo produktivnosti radnika obeležen sa θ. Važi da je set mogućih nivoa produktivnosti radnika određen intervalom $\left[\underline{\theta}, \overline{\theta}\right] \subset R$, tako da je $0 \leq \underline{\theta} < \overline{\theta} < \infty$. Udeo radnika sa nivoom produktivnosti koji je jednak ili manji od θ opisan je funkcijom raspodele verovatnoće $F(\theta)$, za koju se pretpostavlja da je neprekidna, tako da postoje najmanje dva tipa radnika. Radnici teže da maksimiraju novčani iznos koji mogu da zarade od svog rada, pri čemu radnik može da izabere da radi u firmi ili da radi kod kuće. Odnosno, radnik sa nivoom produktivnosti θ može da zaradi $r(\theta)$ ako odluči da radi kod kuće, a taj iznos je u stvari oportunitetni trošak radnika sa nivoom produktivnosti θ u slučaju da prihvati zaposlenje u firmi. S tim u vezi, radnik tog tipa će prihvatiti da radi u firmi ako i samo ako primi nadnicu $w(\theta)$ u iznosu koji nije manji od $r(\theta)$. Radi poređenja, razmatra se ravnoteža u slučaju kada su nivoi produktivnosti radnika uočljivi i ravnoteža u slučaju kada nivoi produktivnosti nisu uočljivi za firmu.

U situaciji kada firme mogu bez teškoća da uoče nivo produktivnosti radnika, tako da ne postoji asimetrična informisanost, polazeći od pretpostavke o savršenoj konkurenciji uz konstantnu ekonomiju obima, u ravnoteži za svako θ mora biti

$$w^*(\theta) = \theta^{20} \tag{3.2.1.1}$$

jer je cena proizvoda jednaka 1, pa set radnika koji prihvataju zaposlenje u firmi predstavljen kao

$$\Omega = \{\theta : r(\theta) \leq w(\theta) = \theta\}. \tag{3.2.1.2}$$

Uvođenjem binarne promenljive $I(\theta)$, koja je jednaka 1 onda kada radnik tipa θ radi za firmu a jednaka 0 u drugom slučaju, ukupno društveno blagostanje na tržištu mereno putem ukupnog viška svodi se na

[19] U teoriji igara savršena bajesijanska ravnoteža predstavlja koncept ravnoteže koji je relevantan za dinamičke igre sa nepotpunim informacijama, u kojoj se pretpostavlja da su uverenja igrača konzistentna sa ravnotežnim strategijama tih igrača, a strategije konzistentne sa uverenjima. Za više detalja pogledati: Gravelle, H. and Rees, R. (2004). *Microeconomics*. Pearson Education Limited; Mas-Colell, A., Whinston, M. and Green, J. (1995). *Microeconomic Theory*. Oxford University Press.

[20] Uslov implicira jednakost nadnice i vrednosti marginalnog proizvoda rada – dobijene kao umnožak marginalnog proizvoda rada i cene proizvoda.

$$\int_{\underline{\theta}}^{\overline{\theta}} N[I(\theta)\theta + (1 - I(\theta))\, r(\theta)]\, dF(\theta) = \int_{\underline{\theta}}^{\overline{\theta}} N[1\theta + (1 - 0)\, r(\theta)] dF(\theta). \quad (3.2.1.3)$$

Izraz (3.4.1.3) predstavlja ništa drugo do ukupan višak generisan na osnovu rada kao inputa, a koji je maksimiran onda kada važi da je $I(\theta)$=1 za radnike tipa θ sa $r(\theta) \leq \theta$ i $I(\theta)$=0 u suprotnom slučaju. Tako determinisana ravnoteža biće optimalna sa društvenog stanovišta.

Ako, međutim, firme ne mogu sa lakoćom da uoče nivo produktivnosti radnika, tako da se ravnoteža ostvaruje u uslovima asimetričnih informacija, situacija je sledeća. U uslovima asimetrične informisanosti važi da je nadnica radnika w nezavisna od tipa radnika θ, pa je, posledično, nadnica jedinstvena za sve radnike, a ponuda rada je funkcija nadnice w. Kako važi da će radnik tipa θ prihvatiti zaposlenje ako i samo ako važi da je $r(\theta) \leq w$, set radnika koji prihvataju zaposlenje u firmi po nadnici w biće predstavljen kao

$$\Theta = \{\theta : r(\theta) \leq w\}. \quad (3.2.1.4)$$

Tražnja za radom je takođe funkcija nadnice w, a ukoliko firme veruju da je prosečna produktivnost radnika koji prihvataju zaposlenje μ, može se prikazati u obliku

$$\mathrm{z} = \begin{cases} 0, \mu < w; \\ [0, \infty], \mu = w; \\ \infty, \mu > w\,. \end{cases} \quad (3.2.1.5)$$

Ukoliko su ispunjene pretpostavke da radnici iz seta Θ prihvataju zaposlenje i da uverenja firmi o produktivnosti radnika odražavaju stvarnu prosečnu produktivnost radnika zaposlenih u firmi, onda u ravnoteži mora da važi

$$\mu = E[\theta : \theta \in \Theta^*]. \quad (3.2.1.\ 6)$$

Dalje, tražnja za radom biće jednaka ponudi rada isključivo na pozitivnom nivou zaposlenja, odnosno ako je ravnotežna nadnica w^*određena kao

$$w^* = E[\theta : \theta \in \Theta^*], \Theta^* = \{\theta : r(\theta) \leq w^*\}. \quad (3.2.1.7).$$

Međutim, ravnoteža određena na takav način neće biti optimalna jer ukupno društveno blagostanje na tržištu mereno putem ukupnog viška neće biti maksimirano. Taj stav se može obrazložiti na sledeći način. Ako je $r(\theta) = r$ za svako θ, pri $F(r) \in (0, 1)$, onda u tako određenoj ravnoteži za neke radnike važi da je $\theta > r$, a za druge radnike važi da je $\theta < r$. Posledično, set radnika koji prihvataju zaposlenje po datoj nadnici w biće oblika

$$\Theta = \begin{cases} [\underline{\theta}, \overline{\theta}], w \geq r \\ \emptyset, w < r. \end{cases} \quad (3.2.1.8)$$

Usled ovoga dalje važi da je $E[\theta : \theta \in \Theta] = E(\theta)$ za svako w, tako da je konačno u ravnoteži

$$w^* = E(\theta). \quad (3.2.1.9)$$

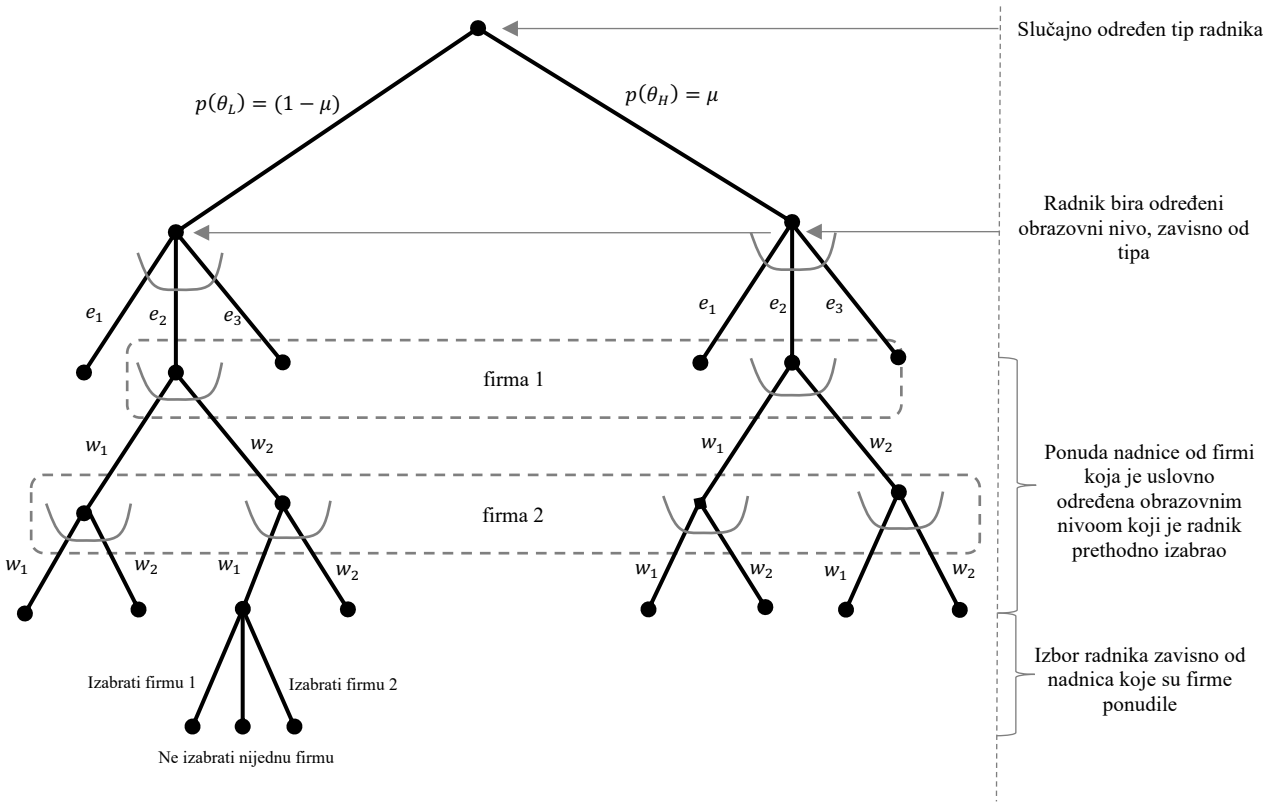
Ako je $E(\theta) < r$, onda nijedan radnik neće prihvatiti zaposlenje u firmi, a ako je $E(\theta) \geq r$, onda će svi radnici prihvatiti zaposlenje u firmi. Koji tip ravnoteže će biti postignut u situaciji kada postoji asimetrična informisanost, zavisi od odnosa udela niskoproduktivnih i visokoproduktivnih

radnika. Ukoliko je, na primer, proporcija niskoproduktivnih radnika velika, onda će, kako ne mogu da razdvoje niskoproduktivne od visokoproduktivnih, firme biti nevoljne da zaposle radnike po nadnici koja je dovoljna da bi radnici prihvatili zaposlenje – koja će iznositi najmanje r. Ako je, pak, proporcija visokoproduktivnih radnika velika, prosečna produktivnost svih radnika biće veća od r i firme će biti voljne da zaposle radnike po nadnici koja je odgovarajuća sa stanovišta radnika. U jednom slučaju biće zaposleno premalo, a u drugom previše radnika, tako da ravnoteža u oba slučaja neće biti optimalna te ukupan višak neće biti maksimiran. Sumirano, ako postoje asimetrične informacije na tržištu rada, javiće se sledeća posledica: ako firme ne mogu da razdvoje radnike po tipu produktivnosti, onda ni tržište rada ne može da alocira radnike ka odgovarajućim poslovima u tim firmama. Dakle, shodno prethodno predstavljenom problemu koji se može javiti na tržištu rada u slučaju kada postoje asimetrične informacije, očekivano je da se razvije određeni mehanizam sa ciljem da se prevaziđe informaciona asimetrija između radnika i firmi. To je očekivano zato što i firme i visokoproduktivni radnici imaju podsticaj za razvoj takvog mehanizma koji bi omogućio razlikovanje radnika prema tipu produktivnosti i, samim tim, prevazilaženje problema negativne selekcije – nepodudaranje kvalifikovanosti radnika i poslova koji zahtevaju određene kvalifikacije. Jedan od takvih mehanizama je signaliziranje, čija je osnovna ideja da visokoproduktivni radnici preduzimaju određene akcije kako bi se izdvojili od niskoproduktivnih radnika (Mas-Colell *et al*., 1995).

Uvođenjem koncepta teorije igara u opisani model, signaliziranje se može predstaviti u sledećem formatu. Neka postoje dva tipa radnika koji se razlikuju prema produktivnosti, visokoproduktivni radnici tipa θ_H i niskoproduktivni radnici tipa θ_L, pri čemu važi da je $\theta_H > \theta_L$, a λ predstavlja verovatnoću da je radnik visokoproduktivan, uz važenje $\lambda = p(\theta = \theta_H) \in (0,1)$. Svaki radnik pre ulaska na tržište rada može da izabere određeni nivo obrazovanja e i taj izabrani obrazovni nivo je uočljiv za firme. Radi jednostavnosti, pretpostavlja se da obrazovanje nema uticaja na produktivnost radnika već da je ona urođena. Trošak dostizanja određenog nivoa obrazovanja e za radnika iznosi c, pri čemu važi da su troškovi obrazovanja za visokoproduktivne radnike niži nego za niskoproduktivne radnike, tako da je $c_H < c_L$. Funkcija korisnosti radnika tipa θ od izbora obrazovnog nivoa e i primanja nadnice w je oblika $u(\, e(\theta), w) = w - c(e, \theta)$, tako da je nivo korisnosti radnika jednak nadnici umanjenoj za troškove sticanja obrazovanja. Takođe, neka je oportunitetni trošak od prihvatanja zaposlenja u firmi za oba tipa radnika nulti, $r(\theta_H) = r(\theta_L) = 0$. Polazeći od tih postavki igra između radnika i dve firme, koje su identične po prirodi, odvija se na sledeći način. Inicijalno, tip radnika je slučajno određen. Potom, uslovno od tipa, radnik bira određeni nivo obrazovanja. Nakon izbora odgovarajućeg obrazovnog nivoa, radnik stupa na tržište rada. Uslovno od izabranog obrazovnog nivoa radnika, dve firme simultano nude radniku određenu nadnicu. Konačno, radnik bira da li će raditi ili će ostati kod kuće, pa ako se odluči da radi, bira jednu od firmi. Tako opisana igra može se prikazati u ekstenzivnoj formi.

Igra je karakteristična po tome što su uverenja firmi takva da za svaki izabrani nivo obrazovanja e postoji neko $\mu(e) \in (0,1)$, za koje važi: (1) uverenje prve firme da je radnik tipa θ_H nakon uvida u izabrani nivo obrazovanja e iznosi $\mu(e)$; (2) nakon izbora obrazovnog nivoa e druga firma veruje da je radnik tipa θ_H i da je prva firma izabrala da ponudi tom radniku nadnicu w je $\mu(e)\sigma_1^*(w,e)$, gde $\sigma_1^*(w,e)$ predstavlja ravnotežnu verovatnoću prve firme da ponudi nadnicu w radniku nakon uvida u izabrani nivo obrazovanja e. Ovaj uslov sugeriše da su uverenja firmi o međusobnoj ponudi nadnice prema izabranom obrazovnom nivou radnika konzistentna sa ravnotežnim strategijama, ukazujući da ravnoteža igre u stvari predstavlja PBE. Formalno predstavljeno, PBE igre u kojoj obrazovanje ima ulogu signala na tržištu rada karakteriše: (1) strategija radnika je optimalna uzimajući u obzir strategije firme; (2) funkcija uverenja firmi $\mu(e)$ izvedena je iz

strategije radnika na osnovu Bajesovog pravila[21]; (3) nadnica koju je firma ponudila radniku nakon izbora nivoa obrazovanja e predstavlja Nešovu ravnotežu[22] simultane igre[23], u kojoj verovatnoća da je radnik visokoproduktivan iznosi $\mu(e)$.



Slika 3.2.1.1. Ekstenzivna forma igre u kojoj obrazovanje ima ulogu signala na tržištu rada
Izvor: adaptirano prema Mas-Colell *et al*. (1995)

Ravnoteža igre se može analizirati na osnovu metoda povratne indukcije, u kojoj se igra posmatra sa kraja. Nakon uvida u izabrani nivo obrazovanja e, prvi korak igre podrazumeva da firme dodeljuju verovatnoću $\mu(e)$ slučaju da je radnik tipa θ_H. Očekivana produktivnost radnika je onda $\mu(e)\theta_H + (1-\mu(e)\theta_L$. U simultanoj igri u kojoj firme nude nadnicu radniku, Nešova ravnoteža podrazumeva da je ta nadnica jednaka očekivanoj produktivnosti radnika. Stoga, u bilo kojoj PBE mora da važi da obe firme nude radniku nadnicu koja je jednaka očekivanoj produktivnosti radnika. Budući da radnici poseduju znanje o tome kako firme formiraju nadnicu, u sledećem koraku igre radnici biraju određeni nivo obrazovanja zavisno od tipa. Pošto u bilo kojoj PBE važi da je $w(e) = \mu(e)\theta_H + (1-\mu(e)\theta_L$, za ravnotežnu funkciju uverenja firme $\mu(e)$ ravnotežna nadnica od izbora obrazovnog nivoa e mora biti u intervalu $[\theta_L, \theta_H]$. Važenje tog uslova dalje implicira da će za bilo koju PBE biti ostvarena razdvajajuća ravnoteža igre oblika

$$w^*\big(e^*(\theta_H)\big) = \theta_H;\ w^*\big(e^*(\theta_L)\big) = \theta_L. \qquad (3.2.1.10)$$

[21] U teoriji verovatnoće, Bajesovo pravilo opisuje verovatnoću ostvarenja nekog događaja koja je zasnovana na prethodnim znanjima koja mogu biti povezana za događajem. Verovatnoća ostvarenja događaja A ukoliko se događaj B realizovao prema Bajesovom pravilu može se odrediti na osnovu formule $P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)}$.

[22] Nešova ravnoteža predstavlja koncept u teoriji igara koji se odnosi na situaciju u kojoj igrači u međusobnoj interakciji samostalno biraju najbolju strategiju imajući u vidu izabrane strategije ostalih igrača (Mankiw and Taylor, 2011).

[23] Simultana igra jeste igra u kojoj igrači donose odluke o strategijama istovremeno, tako da se potezi vuku u isto vreme, dok sekvencijalna igra predstavlja igru u kojoj igrači donose odluke o strategijama prema određenom redosledu, pa se potezi vuku jedan nakon drugog (Gravelle and Rees, 2004).

Razdvajajuća ravnoteža igre će podrazumevati da svaki radnik primi nadnicu koja je jednaka nivou produktivnosti koji odgovara tipu radnika. Takođe, važi da će pri bilo kojoj PBE niskoproduktivan radnik izabrati nivo obrazovanja $e^*(\theta_L) = 0$. Takav rezultat se može obrazložiti na sledeći način. Ako bi niskoproduktivan radnik hipotetički izabrao nivo obrazovanja $e(\theta_L) > 0$, onda bi primio nadnicu koja je jednaka θ_L. Međutim, tu nadnicu bi niskoproduktivan radnik primio i da je izabrao $e(\theta_L) = 0$. Dakle, kako niskoproduktivan radnik, nezavisno od izabranog nivoa obrazovanja, u razdvajajućoj ravnoteži svakako prima θ_L, nije optimalno da radnik tog tipa izabere pozitivan nivo obrazovanja jer bi korisnost u tom slučaju bila dodatno umanjena za troškove sticanja obrazovanja. Može se, na sličan način, pokazati i da će visokoproduktivan radnik pri bilo kojoj PBE izabrati obrazovni nivo $e^*(\theta_H) = \tilde{e} > 0$. Dakle, strategije $[e^*(\theta); w^*(\theta)]$ i uverenja $\mu(e)$ koja odgovaraju tim strategijama u stvari konstituišu PBE. Da rezimiramo, važi da igru u kojoj obrazovanje ima ulogu signala na tržištu rada, oličena u PBE, karakteriše ravnoteža u kojoj firme formiraju uverenja da je radnik visokoproduktivan ako je $e \geq \tilde{e}$ i da je radnik niskoproduktivan ako je $e < \tilde{e}$. Tako je primenom koncepta teorije igara pokazana važnost obrazovanja kao sredstava za prevazilaženje problema asimetričnih informacija na tržištu rada, kao i dinamika uspostavljanja razdvajajuće ravnoteže (Mas-Colell *et al*., 1995).

3.2.2. Privatna i društvena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje

Prethodno opisani Spensov teorijski model ukazuje na činjenicu da obrazovanje može igrati ulogu signala na tržištu rada, odnosno da može davati informacije o nekim karakteristikama koje poslodavci vrednuju a koje nisu lako uočljive, bez da doprinese povećanju produktivnosti radnika koji u to obrazovanje investira. Međutim, pravi izazov je empirijski utvrditi da li obrazovanje unapređuje produktivnost pojedinca ili predstavlja karakteristiku koja signalizira njegove produktivne mogućnosti. Naime, bez obzira na to koju od te dve ekonomske uloge igra obrazovanje, može se uočiti da na tržištu rada pojedinci sa višim obrazovnim nivoom ostvaruju veće zarade od onih sa nižim nivoom obrazovanja, uz ostale identične karakteristike. Kako i teorija ljudskog kapitala i teorija signaliziranja predviđaju da više obrazovanja vodi ka većoj zaradi, pozitivna veza između obrazovnog nivoa i buduće zarade pojedinca kao takva ne omogućava da se precizno utvrdi mehanizam koji stoji iza te pozitivne veze. Kao rezultat, ne postoji ni široko prihvaćen empirijski test o dekompoziciji razlika u zaradi između visokoobrazovanih i niskoobrazovanih pojedinaca na komponentu produktivnosti i komponentu signala te produktivnosti. Dekompozicija razlika u zaradi važna je zbog toga što teorija ljudskog kapitala i teorija signaliziranja imaju različite implikacije na mnoga pitanja obrazovne politike. Teorija ljudskog kapitala, na primer, sugeriše da investiranje u obrazovanje kojim se uvećava ljudski kapital pojedinca predstavlja način da se smanje nejednakost i siromaštvo. S tim u vezi, subvencionisanje obrazovanja putem programa države omogućava pojedincima da se kreću uz društvenu lestvicu, budući da obrazovanje unapređuje njihov nivo produktivnosti i samim tim poboljšava njihov status na tržištu rada. Prema teoriji signaliziranja, obrazovanje ne doprinosi, ili ne mora da doprinese, uvećanju stoka ljudskog kapitala već je ta vrednost urođena, te se investiranjem u obrazovanje ona ne menja. S tim u vezi, državna intervencija u obrazovanje putem programa subvencionisanja predstavlja nepotrebno trošenje resursa, jer niskoproduktivni pojedinci ostaju niskoproduktivni bez obzira na to koliko se novca utroši na njihovo obrazovanje, tako da se položaj te grupe pojedinaca na tržištu rada ne može unaprediti (Vuksanovic and Aleksic, 2017).

Različite preporuke zagovornika jedne, odnosno druge teorije za obrazovne politike počivaju na tome da li se i u kojoj meri privatna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje, merena kao uvećanje zarade pojedinca od dodatne godine školovanja, razlikuje od društvene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, merena uvećanjem nacionalnog dohotka sa tom istom dodatnom godinom školovanja. U nekim studijama je istaknuta mogućnost divergencije između privatne i društvene premije na obrazovanje, pri čemu se polazi od stava da obrazovanje ima pozitivne eksterne efekte na društvo. Tako se smatra da jedna dodatna godina školovanja doprinosi porastu ekonomske aktivnosti zemlje više nego što bi se to zaključilo isključivim posmatranjem privatne stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje. U stvari, razlika između društvene i privatne stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje predstavlja meru eksternog efekta. Tako izmeren eksterni efekat može pozitivno uticati na stopu ekonomskog rasta zemlje, jer je tehnologija jedna od važnih determinanti ekonomskog rasta, a više obrazovana populacija u stanju je da bolje razvija i primenjuje nove ideje unapređujući tako tehnološke potencijale zemlje. Međutim, Spensov model u kojem obrazovanje ima ulogu signala na tržištu rada ukazuje na to da je u stvari privatna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje veća od društvene jer pojedinci koriste dostignuti obrazovni nivo kako bi signalizirali neuočljive sposobnosti, koje su urođene, potencijalnom poslodavcu. Obrazovanje stoga doprinosi samo povećanju zarade pojedinca, ali ne i produktivnim mogućnostima tog pojedinca. Dakle, zagovornici teorije ljudskog kapitala smatraju da bi sa stanovišta društva, ako bi važila teorija signaliziranja, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje bila nulta (Lange and Topel, 2006).

Izveštaj Svetske banke (2018) na osnovu oko 700 studija sprovedenih u periodu od 1960. do 2010. godine pokazuje da je obrazac kretanja društvene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje takav

da društvena premija na obrazovanje opada i sa nivoom ekonomske razvijenosti zemlje i sa obrazovnim nivoom. Razlika između društvene stope povraćaja između nisko i visoko razvijenih zemalja iznosi tri do osam procentnih poena, zavisno od posmatranog obrazovnog nivoa. Društvena premija na obrazovanje je najveća u niskorazvijenim zemljama za nivo osnovnog obrazovanja i iznosi oko 22%, dok je vrednost tog pokazatelja najniža u visokorazvijenim zemljama za nivo visokog obrazovanja i iznosi nešto manje od 10%. Još važnije, uočava se da je društvena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje manja od privatne stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje nezavisno od nivoa razvijenosti zemlje ili obrazovnog nivoa. Takav rezultat ne odgovara prethodno iznetom stavu da bi društvena premija na obrazovanje usled pozitivnih eksternih efekata u stvari trebalo da bude veća. Ipak, treba imati u vidu metodološko ograničenje sa kojim se suočavaju istraživači prilikom ocene društvene premije na obrazovanje, koje se odnosi na državno subvencionisanje obrazovanja. Odnosno, društvena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje je manja jer istraživači ne mogu potpuno da obuhvate društvene koristi, za razliku od društvenih troškova. Naime, poseban metodološki izazov u istraživanjima predstavlja merenje eksternih efekata obrazovanja, što rezultira potcenjivanjem društvenih koristi i, posledično, pristrasnom ocenom društvene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Svakako, ni uz tu pristrasnost naniže, društvena premija na obrazovanje nije nulta (Psacharopoulos and Patrinos, 2018).

Tabela 3.2.2.1. Privatna i društvena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema nivou razvijenosti zemalja i obrazovnim nivoima u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)

Nivo razvijenosti	Privatna premija na obrazovanje			Društvena premija na obrazovanje		
	Osnovni	Srednji	Visoki	Osnovni	Srednji	Visoki
Niskorazvijene zemlje	24,5	18,7	26,8	22,1	18,1	13,2
Srednjerazvijene zemlje	24,5	17,7	20,2	17,1	12,8	11,4
Visokorazvijene zemlje	28,4	13,2	12,8	15,8	10,3	9,7

Izvor: Psacharopoulos and Patrinos (2018)

Ipak, razlika između privatne i društvene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje može se posmatrati i u drugačijem kontekstu. Iznetom gledištu da bi društvena premija na obrazovanje trebalo da bude nulta u slučaju kada obrazovanje igra isključivo ulogu signala na tržištu rada može se uputiti značajna kritika. Naime, u takvom kontekstu zanemarena je činjenica da obrazovanje u ulozi signala može imati veoma važnu društvenu ulogu sortiranja radnika prema odgovarajućim poslovima. S tim u vezi, zagovornici teorije signaliziranja zameraju zagovornicima teorije ljudskog kapitala da mere pogrešne stvari jer je društvena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje zapravo stopa prinosa na određeni mehanizam selekcije poslova, a ne povraćaj resursa države koji su uloženi u unapređenje ljudskog kapitala pojedinaca (Blaug, 2017). Poslodavac koristi obrazovanje kao signal za alociranje visokoproduktivnih radnika ka poslovima koji zahtevaju visok nivo veština, a niskoproduktivnih radnika ka poslovima koji zahtevaju nizak nivo veština. Drugim rečima, signaliziranje sprečava, ili bar značajno umanjuje, nepodudaranje između radnika i poslova koje u uslovima asimetrične informisanosti postaje izvesno. Društva karakterišu određeni informacioni problemi i sa njima povezani problemi alociranja pravih ljudi na prave poslove. Obrazovanje u ulozi signala omogućava da se ti problemi reše, te stoga konstatacija o nultoj društvenoj stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje u ovom slučaju nije valjana. Drugim rečima, obrazovanje može imati pozitivnu vrednost ne samo za pojedinca već i za društvo a da pritom ne doprinosi uvećanju ljudskog kapitala pojedinca jer umanjuje eventualne troškove pogrešne alokacije radnika ka poslovima (Spence, 1973). Problem je u tome što je izuzetno teško odrediti vrednost tih troškova, pa je samim tim problematično i utvrditi značaj mehanizma selekcije poslova u slučaju da važi teorija signaliziranja. Zbog toga nijedan od zagovornika teorije

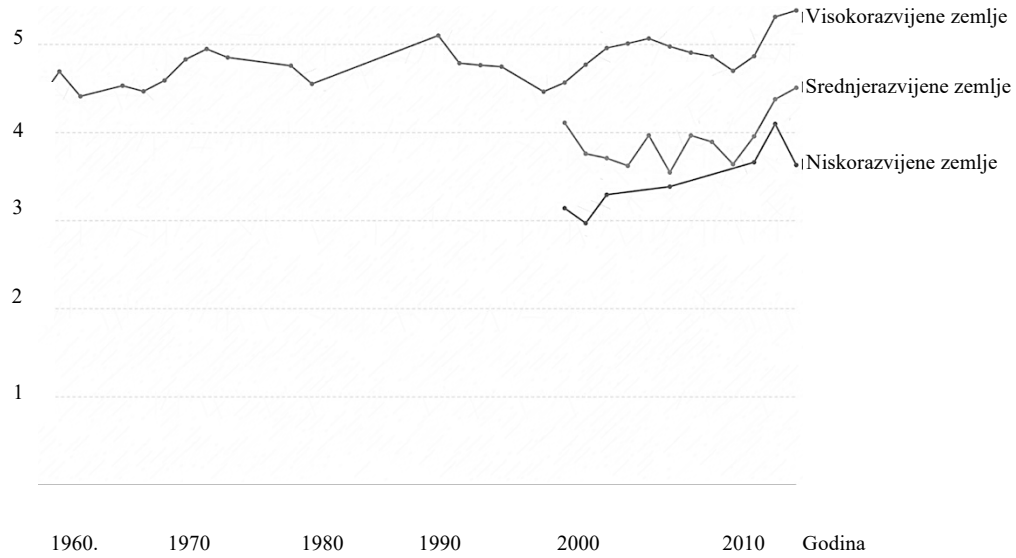
signaliziranja do sada nije uspeo da kvantifikuje društvenu stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje shvaćenu na taj način. Razumevanje uloge obrazovanja na tržištu rada posebno je važno ako se ima u vidu rast državne intervencije u obrazovanje, koja se ogleda u značajnim programima subvencionisanja obrazovanja. Imajući to u vidu, veoma je značajno razviti odgovarajući konceptualni okvir koji bi omogućio merenje društvenih koristi obrazovanja (Blaug, 2017).

3.2.3. Kretanje izdataka države za obrazovanje

Formulisanje teorije ljudskog kapitala i teorije signaliziranja, šezdesetih i sedamdesetih godina prošlog veka, doprinelo je tome da se kreatori javnih politika posebno zainteresuju za intervenciju u oblasti obrazovanja. Osnovno obrazovanje se u ovom trenutku u većini zemalja smatra ne samo pravom već i obavezom, tako da se od vlada očekuje da svim pojedincima obezbede da dostignu bar osnovni obrazovni nivo, što je često obuhvaćeno odgovarajućim zakonima o obaveznosti osnovnog obrazovanja. Međutim, nije oduvek bilo tako. Različiti društveni naučnici su počeli da promovišu tu ideju tek sredinom 19. veka, kada su mnoge industrijalizovane zemlje – visokorazvijene zemlje, u tom periodu počele da finansiraju obrazovanje. Druga polovina 20. veka predstavlja period ekspanzije državne intervencije u oblasti obrazovanja na globalnom nivou, nezavisno od nivoa razvijenosti zemlje. Nedavna studija Organizacije za obrazovanje, nauku i kulturu (engl. *United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization* – UNESCO) iz 2020. godine ukazuje na to da je državno finansiranje obrazovanja u ekspanziji od šezdesetih godina prošlog veka, ali da je ipak u tom globalnom trendu uočljiva i značajna heterogenost među zemljama u finansiranju različitih obrazovnih nivoa. U studiji koju je objavio UNESCO ističe se da u visokorazvijenim zemljama državni izdaci za obrazovanje opadaju kako raste obrazovni nivo, tako da domaćinstva gotovo u celini snose troškove visokog obrazovanja, dok osnovno obrazovanje finansira država. Takvo stanje je karakteristično za Sjedinjene Američke Države, na primer. S druge strane, u studiji se navodi da je u niskorazvijenim zemljama situacija drugačija, odnosno da visoko obrazovanje potpuno subvencioniše država, dok domaćinstva snose oko 20% troškova osnovnog obrazovanja. Na primer, takvo je stanje u Malaviju (UNESCO, 2020).

Podaci Svetske banke upućuju na to da udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom bruto domaćem proizvodu (engl. *Gross Domestic Product* – GDP) u periodu od 1960. do 2010. godine raste u visokorazvijenim zemljama. Tako je u tim zemljama 1960. godine tek nešto više od 4% GDP bilo izdvajano za obrazovanje, da bi nakon 50 godine ta izdvajanja bila veća za oko 1,5 procentnih poena. Podaci o kretanju tog udela za srednje i nisko razvijene zemlje dostupni su od 2000. godine i potvrđuju rast trenda kretanja udela državnih izdataka u ukupnom GDP. Štaviše, u studiji koju je objavio UNESCO ističe se da su definisani Milenijumski ciljevi razvoja[24] doprineli značajnoj ekspanziji državne intervencije u oblast obrazovanja od 2000. godine u nisko i srednje razvijenim zemljama, što je posebno uočljivo u subvencijama države osnovnom obrazovanju. Ipak, taj trend karakterišu fluktuacije, pa se mogu uočiti periodi u kojima vrednost tog indikatora pada, tako da su određene oscilacije rasta tog trenda primetne nezavisno od nivoa razvijenosti zemlje (UNESCO, 2020).

[24] Milenijumski ciljevi razvoja su usvojeni na konferenciji Ujednjenih nacija 2000. godine, a odnose se na ispunjavanje osam ciljeva do 2015. godine, koji podrazumevaju: (1) iskorenjivanje ekstremnog siromaštva i gladi; (2) obezbeđivanje univerzalnog osnovnog obrazovanja; (3) promovisanje jednakosti polova; (4) smanjenje smrtnosti odojčadi; (5) unapređenje zdravlja porodilja; (6) smanjenje smrtnosti usled teških oboljenja; (7) obezbeđivanje održivog razvoja u pogledu ekološke održivosti; (8) promovisanje ideje globalnog partnerstva. Podaci o cilju koji se odnosi na obrazovanje pokazuju da je obuhvat dece osnovnim obrazovanjem u nisko i srednje razvijenim zemljama do 2015. godine dostigao 90%. Ipak, podaci Ujedinjenih nacija pokazuju da je te godine oko 60 miliona dece na svetskom nivou bilo izvan sistema obrazovanja. Takođe, i dalje je dostupnost obrazovanja deci sa lošijim socioekonomskim karakteristikama ograničena, budući da deca iz siromašnijih porodica imaju četiri puta veću verovatnoću da ne budu obuhvaćena obrazovanjem nego deca iz najbogatijih porodica.



Slika 3.2.3.1. Trend kretanja udela državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 1960. do 2010. godine (u %)
Izvor: prikaz na osnovu podataka Svetske banke (2021)

U periodu od 2000. do 2010. godine prosečan udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP iznosio je 5%, 4%, 3,5%, redom, u visoko, srednje i nisko razvijenim zemljama. Apsolutno posmatrano, taj udeo je 2000. godine bio za oko jedan procentni poen veći u visokorazvijenim zemljama nego u srednjerazvijenim zemljama i za blizu dva procentna poena veći nego u niskorazvijenim zemljama. Imajući u vidu da je GDP visokorazvijenih zemalja značajno veći nego GDP srednje i nisko razvijenih zemalja, ta razlika u državnim izdvajanjima za obrazovanje nije zanemarljiva. Štaviše, ona se tokom vremena ne smanjuje. Tako je, posmatrano u apsolutnim terminima, udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP visokorazvijenih zemalja 2010. godine bio veći za oko 1 i 1,8 procentnih poena nego u srednje i nisko razvijenim zemljama, respektivno.

Razlike u državnom finansiranju obrazovanja države mogu se uočiti na nivou regiona. Tako su, prema podacima Svetske banke, prosečna izdvajanja za obrazovanje u periodu od 2000. do 2010. godine u regionu Evrope i Centralne Azije iznosila oko 5% GDP, a u regionu Supsaharske Afrike nešto više od 3,5% GDP. Dodatno, u svojoj novijoj studiji UNESCO navodi da je od 2010. godine ekspanzija državne intervencije u oblasti obrazovanja usporena. Ističe se i da promene prioritizacije države u finansiranju obrazovanja mogu imati velike negativne distributivne efekte, posebno u nisko i srednje razvijenim zemljama, u kojima pojedinci u velikoj meri zavise od subvencija države. Kao rezultat takvih kretanja očekivan je rast jaza u dohodnoj nejednakosti među zemljama različitog nivoa razvijenosti (UNESCO, 2020).

Tabela 3.2.3.1. Udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)

Nivo razvijenosti		Visokorazvijene zemlje	Srednjerazvijene zemlje	Niskorazvijene zemlje
Godina	2000.	4,82	3,82	2,97
	2001.	4,97	3,85	3,27
	2002.	5,21	3,81	na
	2003.	5,11	3,96	na
	2004.	5,11	3,56	3,39
	2005.	4,94	3,90	3,52
	2006.	4,91	3,90	na
	2007.	4,75	3,67	na
	2008.	4,96	4,16	3,60
	2009.	5,31	4,41	4,04
	2010.	5,41	4,51	3,59

Napomena
na – podaci nisu dostupni

Izvor: prikaz na osnovu podataka Svetske banke (2021)

Ekspanzija intervencije države u obrazovanje može se uočiti na osnovu kretanja udela državnih izdataka za obrazovanje u ukupnim izdacima države. U apsolutnim terminima, učešće izdvajanja države za obrazovanje u ukupnim državnim izdacima uvećano je za oko 0,7 procentnih poena u periodu od 2000. do 2010. godine, nezavisno od nivoa razvijenosti zemalja. Ipak, u vrednosti tog učešća u posmatranom periodu primetne su razlike među zemljama različitog nivoa razvijenosti jer su prosečna državna izdvajanja za obrazovanje iznosila, redom, 12,5%, 15%, 16,5% ukupnih izdataka države, u visoko, srednje i nisko razvijenim zemljama. Dakle, ako se kao indikator finansiranja obrazovanja posmatra udeo državnih izdataka u ukupnim izdacima države, slika razlika među zemljama različitog nivoa razvijenosti u intervenciji države u oblast obrazovanja postaje nešto drugačija. U posmatranom periodu taj udeo bio je najveći u niskorazvijenim zemljama – šestina ukupnih državnih izdataka odnosila se na obrazovanje, dok je vrednost tog udela bila najmanja u visokorazvijenim zemljama – nešto malo više od desetine ukupnih izdataka države. To pokazuje da sa nivoom razvijenosti zemalja opada značaj koji obrazovanje ima među svim izdacima države. Na nivou regiona, prosečna izdvajanja države za obrazovanje u periodu od 2000. do 2010. godine iznosila su oko 12% ukupnih državnih izdataka u regionu Evrope i Centralne Azije, a oko 17% u regionu Supsaharske Afrike. Odnosno, u strukturi državnih izdataka postoji razlika u percepciji kreatora javnih politika zemalja različitog nivoa razvijenosti povezana sa primatom koju obrazovanje treba da ima među oblastima javnog sektora u kojima interveniše država (UNESCO, 2020).

Tabela 3.2.3.2. Udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnim izdacima države prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)

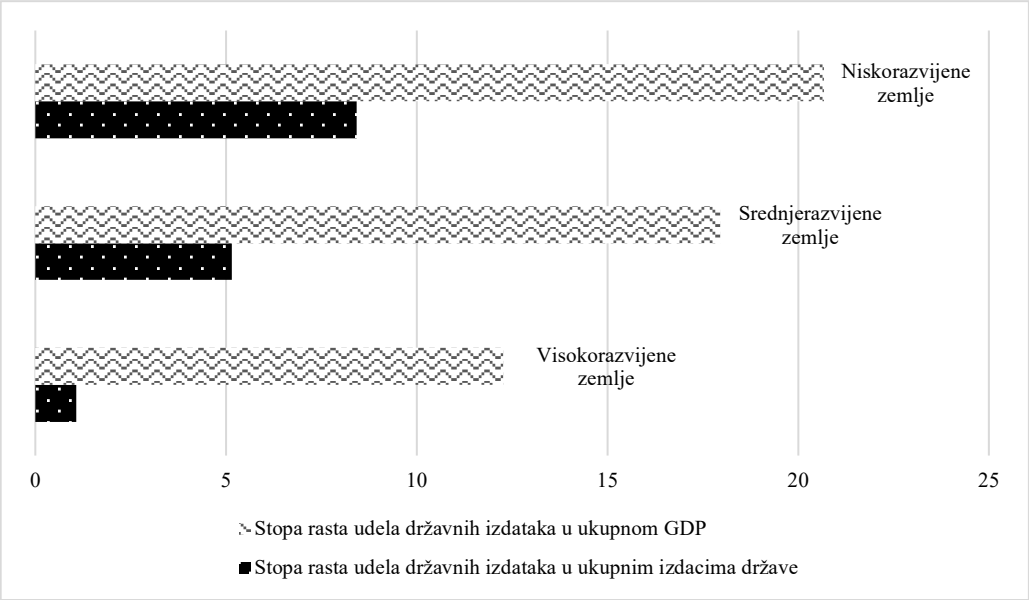
Nivo razvijenosti		Visokorazvijene zemlje	Srednjerazvijene zemlje	Niskorazvijene zemlje
Godina	2000.	12,08	15,25	15,26
	2001.	12,25	15,74	15,31
	2002.	12,68	15,39	na
	2003.	12,78	15,94	na
	2004.	12,91	14,40	17,06
	2005.	12,68	14,28	17,68
	2006.	12,93	15,53	na
	2007.	12,75	14,48	na
	2008.	12,60	14,53	17,14
	2009.	12,63	14,89	17,41
	2010.	12,21	16,04	16,55

Napomena
na – podaci nisu dostupni

Izvor: prikaz na osnovu podataka Svetske banke (2021)

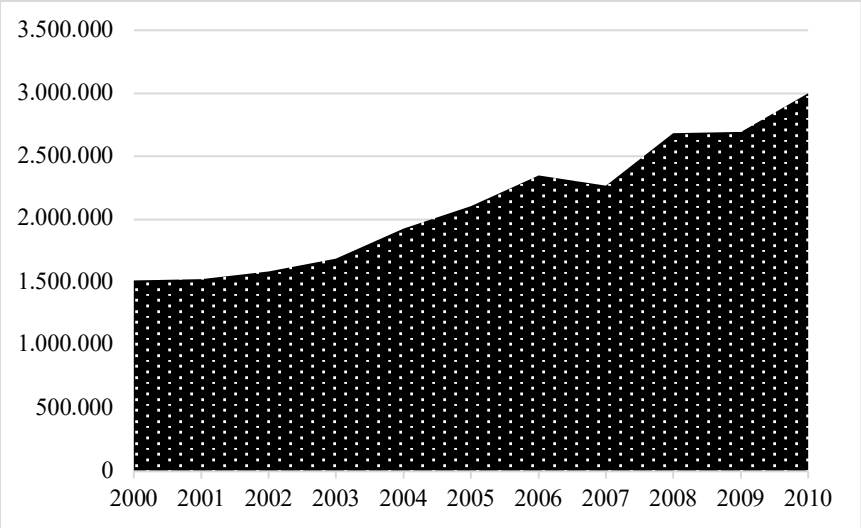
Slika razlika u izdvajanju države za obrazovanje među zemljama prema razvijenosti ipak se može najbolje sagledati na osnovu stopa rasta udela državnih izdataka u oblasti obrazovanja. U relativnim terminima, stopa rasta udela državnih izdataka u ukupnom GDP opada sa nivoom razvijenosti zemlje. U periodu od 2000. do 2010. godine pomenuta stopa rasta je iznosila oko 20% u niskorazvijenim zemljama i bila je veća za tri i osam procentnih poena, redom, u odnosu na srednje i visoko razvijene zemlje. Slično se može uočiti i na osnovu stope raste udela državnih izdataka u ukupnim izdacima države. Vrednost tog indikatora iznosila je u posmatranom periodu oko 8,5% u niskorazvijenim zemljama i bila je veća 1,5 i osam puta, respektivno, u poređenju sa srednje i visoko razvijenim zemljama. Dakle, relativno posmatrano, najveća ekspanzija države u oblasti obrazovanja u periodu od 2000. do 2010. godine može se primetiti u niskorazvijenim zemljama, što ne iznenađuje imajući u vidu inicijalno nisku vrednost državnih izdvajanja za obrazovanje u tim zemljama. Očekivano je da se državna intervencija u vidu finansiranja obrazovanja smanjuje kako zemlja vremenom napreduje u razvijenosti. Ipak, smatra se da neka minimalna vrednost ulaganja u obrazovanje mora biti definisana. Tako su, na primer, u deklaraciji *Obrazovanje 2030: okvir za sprovođenje akcije*[25], koju je UNESCO usvojio 2015. godine, definisane dve referentne vrednosti: (1) izdvajanja za obrazovanje moraju biti najmanje 4–6% GDP i (2) najmanje 15–20% ukupnih državnih izdataka se mora odnositi na obrazovanje (UNESCO, 2015).

[25] Deklaracija *Obrazovanje 2030: okvir za sprovođenje akcije* doneta u okviru Ujedinjenih nacija odnosi se na globalnu posvećenost pokretu Obrazovanje za sve, koji je esencijalni deo šire deklaracije *Agenda 2030 za održivi razvoj*. U deklaraciji *Obrazovanje 2030: okvir za sprovođenje* akcije naglašena je važnost učenja u ranom detinjstvu i promovisanja značaja celoživotnog učenja odraslih. Poseban aspekat te deklaracije odnosi se na kreiranje obrazovnog sistema koji će obezbediti sticanje veština koje mogu biti korisne na tržištu rada i inkluziju dece obezbeđivanjem jednakosti među decom nezavisno od različitih obeležja koja ih karakterišu.



Slika 3.2.3.2. Promena udela državnih izdataka u ukupnom GDP i udela državnih izdataka u ukupnim izdacima države prema nivou razvijenosti zemalja u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)
Izvor: prikaz na osnovu podataka Svetske banke (2021)

Uvid u to koliko je intervencija države u oblast obrazovanja značajna može se steći sagledavanjem trenda kretanja prosečnih državnih izdataka za obrazovanje na nivou sveta, iskazano u $ jednake kupovne moći (engl. *Purchasing Power Parity* – PPP). Ukupno posmatrano, u periodu od 2000. do 2010. godine udvostručena je suma izdvajanja svih država sveta za obrazovanje, sa oko 1.500.000 miliona $ PPP na oko 3.000.000 miliona $ PPP. U proseku, ukupna izdvajanja država za obrazovanje uvećana su sa oko 5.500 miliona $ PPP na oko 8.000 miliona $ PPP, tako da su na svetskom nivou državni izdaci za obrazovanje veći 1,5 puta. Ipak, između zemalja su uočljive znatne razlike u ukupnim izdvajanjima države za obrazovanje. Tako su, na primer, državni izdaci za obrazovanje u periodu od 2000. do 2010. godine u proseku u Beninu iznosili tek blizu 500 miliona $ PPP, a u Japanu čak 13.000 miliona $ PPP. Dakle, učenici u Beninu su u posmatranom periodu za obrazovanje primili čak 25 puta manji iznos nego učenici u Japanu. Naravno, treba imati u vidu da se te razlike, osim razlika u nivou ekonomske razvijenosti zemlje, mogu objasniti i razlikama u veličini učeničke populacije. Svakako, u posmatranom desetogodišnjem periodu trend izdvajanja država za obrazovanje, iskazano u milionima $ PPP, na svetskom nivou je pokazao izrazit rast, zbog čega je važno ispitati ulogu obrazovanja na tržištu rada. Za kreatore javnih politika je posebno značajno da utvrde da li obrazovanje doprinosi ili ne doprinosi uvećanju stoka ljudskog kapitala i koliko iznose pozitivne eksterne koristi obrazovanja oličene u društvenoj stopi povraćaja na ulaganje u obrazovanje.



Slika 3.2.3.3. Trend kretanja ukupnih državnih izdataka za obrazovanje na svetskom nivou u periodu od 2000. do 2010. godine (u milionima $ PPP)
Izvor: prikaz na osnovu podataka Svetske banke (2021)

Ako se posmatra region Centralne i Istočne Evrope, može se uočiti da je u periodu od 2000. do 2010. godine primetna značajna razlika u državnim izdvajanjima za obrazovanje među izabranim zemljama tog regiona. Naime, prosečni udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP iznosio je između 3,5% i 4% u Bugarskoj, Hrvatskoj, Češkoj, Rumuniji, Srbiji i Slovačkoj, dok je bio veći od 5% samo u Mađarskoj, Poljskoj i Sloveniji. Prema udelu državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP, najlošije pozicionirana zemlja tog regiona bila je Rumunija, sa oko 3,7% GDP, dok je najbolje pozicionirana bila Slovenija, sa oko 5,5% GDP, u proseku za posmatrani period. Dakle, jaz između pojedinih zemalja je, prema vrednosti tog indikatora, iznosio čak blizu dva procentna poena. Takođe, i među zemljama bivše Jugoslavije uočljive su razlike u državnoj intervenciji u oblast obrazovanja. Tako, za analizirani period prosečna vrednost izdvajanja države za obrazovanje u Hrvatskoj i Srbiji iznosi oko 4% GDP, dok je u Sloveniji ta vrednost veća za 1,5 procentnih poena. Ipak, uočljiv je rast trenda kretanja udela državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP u skoro svim izabranim zemljama posmatranog regiona, što ukazuje na ekspanziju intervencije države u obrazovanje. Mađarska i Slovačka su izuzeci od tog trenda jer se od 2005. godine može primetiti određeni pad udela državnih izdvajanja u ukupnom GDP za obrazovanje.

Tabela 3.2.3.3. Udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom GDP u izabranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)

Zemlja		Bugarska	Hrvatska	Češka	Mađarska	Poljska	Rumunija	Srbija	Slovačka	Slovenija
Godina	2000.	na	na	3,65	4,87	4,99	2,87	na	3,86	na
	2001.	3,38	na	3,75	4,93	5,33	3,27	na	3,94	5,76
	2002.	3,39	3,82	3,97	5,18	5,40	3,50	3,76	4,25	5,67
	2003.	4,00	3,86	4,14	5,79	5,33	3,54	3,84	4,21	5,70
	2004.	3,32	3,82	4,01	5,34	5,36	3,31	3,85	4,10	5,64
	2005.	4,11	3,83	3,89	5,33	5,43	3,50	3,90	3,76	5,60
	2006.	3,90	3,91	4,22	5,30	5,21	4,31	4,01	3,71	5,59
	2007.	3,68	3,97	3,87	5,14	4,87	4,15	4,21	3,52	5,12
	2008.	4,22	4,28	3,74	4,97	5,04	4,10	4,44	3,52	5,11
	2009.	4,28	4,39	4,17	4,96	4,99	4,00	4,48	4,01	5,55
	2010.	3,88	4,24	4,06	4,76	5,07	3,50	4,33	4,08	5,55

Napomena
na – podaci nisu dostupni

Izvor: prikaz na osnovu podataka Svetske banke (2021)

Rast intervencije države u oblast obrazovanja u regionu Centralne i Istočne Evrope može se potvrditi i kretanjem udela državnih izdataka za obrazovanje u ukupnim izdacima države. U periodu od 2000. do 2010. godine, posmatrano u apsolutnim terminima, učešće izdvajanja države za obrazovanje u ukupnim državnim izdacima uvećano je za oko jedan do dva procentna poena. Međutim, u određenim zemljama posmatranog regiona može se uočiti pad vrednosti tog indikatora 2010. u odnosu na 2000. godinu. Konkretno, u Mađarskoj i Sloveniji udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnim izdacima države opao je za 0,8 i 1,8 procentnih poena, respektivno. Osim toga, među izabranim zemljama tog regiona primetne su i razlike u vrednosti tog učešća u analiziranom periodu jer su prosečna državna izdvajanja za obrazovanje iznosila 8–13% ukupnih izdataka države, zavisno od posmatrane zemlje. Tako je udeo državnih izdataka u ukupnim izdacima države u proseku iznosio oko 8,5% u Hrvatskoj, a za pet procentnih poena više u Sloveniji. U Srbiji je u tom periodu u proseku oko 9,5% ukupnih državnih izdataka izdvajano za obrazovanje. Time su još jednom potvrđene razlike u državnoj intervenciji u oblast obrazovanja među zemljama bivše Jugoslavije. Relativno posmatrano, najveća ekspanzija države u oblasti obrazovanja u tom periodu može se primetiti u Bugarskoj i Srbiji, u kojima je stopa rasta udela državnih izdataka u ukupnim izdacima države iznosila oko 20%. Ipak, u Mađarskoj, Poljskoj i Sloveniji ta stopa je u posmatranom periodu negativna. To odgovara iznetoj tvrdnji da značaj obrazovanja među svim izdacima države opada kako raste nivo razvijenosti zemlje; ni zemlje regiona Centralne i Istočne Evrope ne odstupaju od te tendencije.

Tabela 3.2.3.4. Udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom izdacima države u izabranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2000. do 2010. godine (u %)

Zemlja		Bugarska	Hrvatska	Češka	Mađarska	Poljska	Rumunija	Srbija	Slovačka	Slovenija
Godina	2000.	na	na	8,91	10,32	11,87	8,19	na	7,44	na
	2001.	9,28	na	8,68	10,46	11,83	9,85	na	8,88	13,82
	2002.	9,65	7,56	8,86	10,18	11,89	10,92	8,44	9,42	13,73
	2003.	11,18	7,75	8,38	11,83	11,64	11,14	8,53	10,57	13,70
	2004.	6,70	7,84	9,43	11,01	12,29	9,84	8,34	10,86	13,50
	2005.	12,07	8,10	9,20	10,80	12,22	10,84	8,78	9,47	13,29
	2006.	12,01	8,31	10,20	10,33	12,67	12,72	9,10	9,58	13,32
	2007.	11,11	8,73	9,58	10,34	11,27	12,00	9,98	9,71	12,90
	2008.	12,61	9,43	9,21	10,27	11,38	11,62	10,39	9,55	12,55
	2009.	12,66	9,08	9,44	9,86	11,08	11,02	10,48	9,10	12,30
	2010.	11,16	8,84	9,34	9,67	11,06	9,13	10,10	9,77	12,08

Napomena
na – podaci nisu dostupni

Izvor: prikaz na osnovu podataka Svetske banke (2021)

Najbolji uvid u to koliko je intervencija države u oblasti obrazovanja značajna u izabranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope može se steći na osnovu trenda kretanja prosečnih državnih izdataka za obrazovanje iskazanih u milionima $ PPP. Na nivou regiona, u periodu od 2000. do 2010. godine ukupna izdvajanja država za obrazovanje su udvostručena, sa oko 40.000 na oko 80.000 miliona $ PPP. To je u skladu sa rastom trenda kretanja tog indikatora na svetskom nivou. U analiziranom periodu prosečni ukupni državni izdaci za obrazovanje u gotovo svim zemljama posmatranog regiona kretali su se u rasponu od 3.000 do 9.000 miliona $ PPP. Tako su, u periodu od 2000. do 2010. godine, državni izdaci za obrazovanje u Srbiji i Hrvatskoj u proseku iznosili oko 3.000 miliona $ PPP, dok su Češkoj i Mađarskoj bili tri puta veći. Jedini drastičan izuzetak je Poljska, u kojoj su ti izdaci iznosili u proseku blizu 30.000 miliona $ PPP. Objašnjenje je da je učenička populacije značajno veća u Poljske nego u ostalim zemljama tog regiona.

3.3. Pregled literature: ranija istraživanja

Empirijsko utvrđivanje značaja obrazovanja kao signala predstavlja metodološki izazov. Naime, prema predviđanjima teorije ljudskog kapitala i teorije signaliziranja, više obrazovani pojedinci će ostvarivati veće zarade u budućnosti, pa pozitivna relacija između obrazovanje i zarade *per se* ne pruža korisne informacije o mehanizmu koji tu relaciju objašnjava. Posledično, ne postoji univerzalno prihvaćen metod za odvojeno identifikovanje uloge obrazovanja kao mehanizma unapređenja produktivnosti pojedinca od uloge obrazovanja kao mehanizma signaliziranja urođenih sposobnosti tog pojedinca. Ipak, tokom vremena je razvijen odgovarajući metodološki okvir za empirijsko ispitivanje uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada. Treba naglasiti da je u gotovo svim empirijskim istraživanjima u kojima je ispitivana uloga obrazovanja kao signala potvrđena slaba verzija teorije signaliziranja[26] (Page, 2010).

Jedan od najčešće korišćenih metodoloških koncepata u empirijskim studijama čiji je predmet istraživanja ispitivanje uloge obrazovanja kao sredstva za prevazilaženje problema asimetrične informisanosti između radnika i poslodavaca zasniva se na oceni efekata diploma.[27] Naime, u prvim studijama koje su se bavile tom tematikom (e.g. Hartog, 1983; Weiss, 1983; Hungerford and Solon, 1987; Jaeger and Page, 1996), polazeći od Spensovog teorijskog modela, istraživači su u različitim varijacijama ocenjivali efekte diploma. Argument od kojeg su istraživači pošli zasniva se na tvrdnji da ocena Mincerove jednačine pruža mogućnost ocenjivanja premije na obrazovanje u okviru teorije ljudskog kapitala. U tom slučaju, ocenjene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje odražavaju se na pozitivnu vezu između obrazovnog nivoa i zarade, a ta pozitivna asocijacija se objašnjava činjenicom da pojedinici sa većim obrazovanjem postižu i veću produktivnost. Međutim, u teoriji signaliziranja pozitivna veza između nivoa obrazovanja i zarade objašnjava se činjenicom da pojedinci sa većim obrazovanjem sticanjem diplome pružaju informaciju potencijalnim poslodavcima o svojim višim sposobnostima koje su urođene. Prema tome, Mincerova jednačina kao takva ne omogućava da se utvrdi prava priroda veze između obrazovnog nivoa i zarade. Prema shvatanju istraživača koji zagovaraju teoriju signaliziranja, pojedinci su nagrađeni višom zaradom ne zbog doprinosa obrazovanja porastu produktivnosti već zbog toga što sticanje diplome određenog obrazovnog nivoa ukazuje na više sposobnosti (Pons and Blanco, 2005). Polazeći od toga, Hangerford i Solon (1987) su predstavili metodološki okvir koji omogućava empirijsko testiranje teorije signaliziranja, prema kojem zarade rastu brže sa dodatnim godinama školovanja onda kada su to one godine u kojima pojedinac stiče određenu diplomu. Dakle, Hangerford i Solon su prilagodili Mincerovu jednačinu tretirajući vezu između obrazovanja i zarade kao diskontinualnu funkciju sa prekidima u svakoj godini u kojoj se stiče određena diploma, koja je oblika

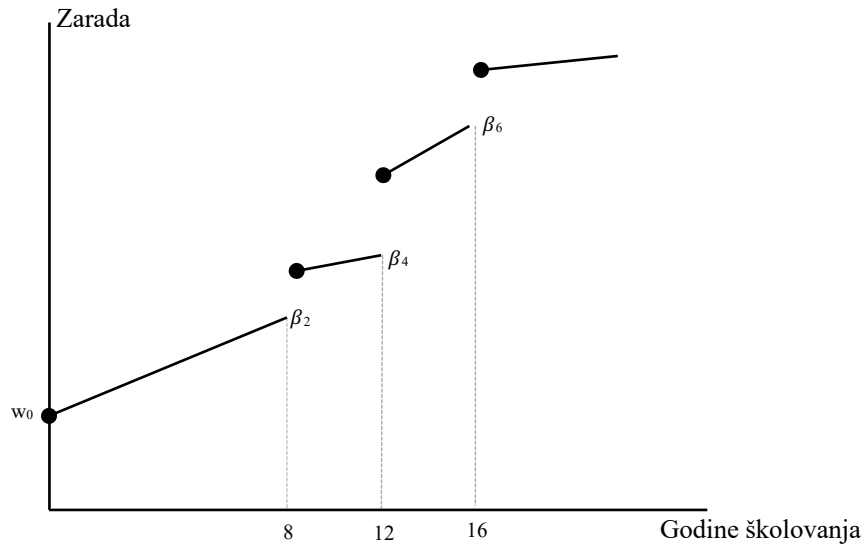
$$lnw = lnw_0 + \beta_1 S + \beta_2 D8 + \beta_3 D8(S-8) + \beta_4 D12 + \beta_5 D12(S-12) + \beta_6 D16 + \beta_7 X + \beta_8 X^2 + \varepsilon. \quad (3.3.1)$$

U jednačini (3.3.1) logaritamska vrednost zarade posmatra se kao funkcija broja godina školovanja, broja godina radnog iskustva i veštačkih promenljivih koje se povezuju sa godinama sticanja diplome osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja. Operativno, zarada se predstavlja kao funkcija broja godina školovanja S, veštačke promenljive $D8$ koja je jednaka 1 ako je $S \geq 8$, interakcije između veštačke promenljive $D8$ i promenljive $(S-8)$, veštačke promenljive $D12$ koja je jednaka 1 ako je $S \geq 12$, interakcije između veštačke promenljive $D12$ i promenljive $(S-12)$ i veštačke promenljive $D16$ koja je jednaka 1 ako je $S \geq 16$ i, dodatno, broja godina radnog

[26] U literaturi se pravi razlika između jake i slabe verzije teorije signaliziranja. Jaka verzija teorije signaliziranja zasniva se na pretpostavci o ulozi obrazovanja kao čistog signala, tako da obrazovanje isključivo odražava sposobnosti pojedinca koje su urođene. Slaba verzija teorije signaliziranja polazi od relaksiranja pretpostavke o ulozi obrazovanja kao čistog signala, tako da obrazovanje, osim prevazilaženja problema asimetrične informisanosti na tržištu rada, doprinosi i unapređenju produktivnosti radnika (Weiss, 1995).

[27] Ocena efekata diploma u literaturi je još poznata i kao ocena efekata jagnjeće kože (engl. *Sheepskin Effects*).

iskustva i kvadrata broja godina radnog iskustva. Dostignuti nivo obrazovanja se posmatra u izabranim tačkama diskontinuiteta koje se u literaturi (e.g. Patrinos, 1996; Belman and Heywood, 1997; Pons and Blanco, 2005) obično povezuju sa godinama obrazovanja 8, 12, 16. S tim u vezi, veštačke promenljive $D8$, $D12$, $D16$ predstavljaju ocene efekata diploma osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja. Te tačke diskontinuiteta su izabrane zbog toga što se, na primer, u slučaju pojedinca koji umesto 15 ima 16 godina obrazovanja, porast zarade ne povezuje samo sa efektom te jedne dodatne godine školovanja već i sa efektom činjenice da će taj pojedinac biti identifikovan kao visokosposoban jer poseduje diplomu fakulteta. Na taj način se dopušta da stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje varira ne samo zbog razlike u broju godina školovanja već i zavisno od posedovanja diplome osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja. To prilagođavanje Mincerove jednačine omogućava razdvajanje premije na obrazovanje koja se duguje isključivo broju godina školovanja od premije na obrazovanje koja se duguje diplomi kao signalu sposobnosti koje su urođene.



Grafikon 3.3.1. Diskontinualna funkcija zarade sa prekidima u godini u kojoj se stiče određena diploma
Izvor: adaptirano prema Belman and Heywood (1997)

Formalno, ocenjeni efekat sedam godina školovanja na zaradu odgovara vrednosti koeficijenta β_1 i menja se za vrednost koeficijenta β_2 u slučaju kada pojedinac dostigne osmu godina školovanja – suma (β_1+β_2) odgovara stopi povraćaja pri stečenom osnovnom obrazovanju, a menja se za vrednost koeficijenta β_3 kada pojedinac pređe osmu godina školovanja – suma ($\beta_1 + \beta_3$) odgovara stopi povraćaja pri devetoj, desetoj i jedanaestoj godini školovanja. Slično, vrednost koeficijenta β_1 se menja za vrednost koeficijenta β_3 i β_4 u slučaju kada pojedinac dostigne dvanaestu godina školovanja – suma ($\beta_1 + \beta_3 + \beta_4$) odgovara stopi povraćaja pri stečenom srednjem obrazovanju, a zatim se menja i za vrednost koeficijenta β_3 i β_5 kada pojedinac pređe dvanaestu godina školovanja – suma (β_1+$\beta_3 + \beta_5$) odgovara stopi povraćaja pri trinaestoj, četrnaestoj i petnaestoj godina školovanja. Konačno, vrednost koeficijenta β_1 se menja za vrednost koeficijenta β_3, β_5 i β_6 kada pojedinac dostigne šesnaestu godina školovanja – suma (β_1+$\beta_3 + \beta_5 + \beta_6$) odgovara stopi povraćaja pri stečenom visokom obrazovanju. Posebna pažnja istraživača usmerena je na vrednost koeficijenata β_2, β_4, β_6 jer statistička značajnost ocenjenih koeficijenata ukazuje na efekat diploma i potvrđuje ulogu obrazovanja kao signala na tržištu rada. Takođe, jednačini (3.3.1) dodate su veštačke promenljive $S = 17$ i $S = 18$, koje uz izraze interakcije omogućavaju da se ispitaju promene nagiba funkcije zarade. Na taj način predstavljena jednačina može se oceniti metodom OLS (Hungerford and Solon, 1987).

Hangerford i Solon (1987), na osnovu podataka o belim muškarcima sa kraja osamdesetih godina prošlog veka, ocenili su efekte diploma u Sjedinjenim Američkim Državama. Dobijeni rezultati pokazuju da postoji nelineranost u kretanju stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godinama školovanja, potvrđujući tako ulogu obrazovanja kao signala na tržištu rada. Hangerford i Solon su utvrdili da premija na obrazovanje raste sa 5,8% na 8,2% kada pojedinac dobije diplomu osnovne škole, na 7,7% kada pojedinac dođe do diplome srednje škole i na 13,4% kada pojedinac stekne diplomu fakulteta. Alternativno, ti autori su ocenili regresiju u kojoj se logaritmovana vrednost zarade posmatra kao funkcija seta veštačkih promenljivih za godine školovanja od 1 do 18. Tako ocenjena regresija tretira zaradu kao stepenastu funkciju broja godina školovanja, u kojoj svaka godina školovanja predstavlja jedan deo te funkcije. Rezultati tako ocenjene jednačine potvrđuju značaj efekata diploma jer su stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje prema vrednosti ocenjenog koeficijenta značajno veće u godinama koje se vezuju za sticanje određene diplome. Štaviše, rezultati pokazuju da je premija na obrazovanje posebno izražena za prvu godinu fakulteta, što je u saglasnosti sa stavom koji je izneo Erou (1973)[28] da upis pojedinca na fakultet može služiti kao sredstvo signaliziranja (Hungerford and Solon, 1987).

Vais (1995) je sumirao rezultate studija sprovedenih od sedamdesetih do devedesetih godina 20. veka, koji na direktan ili indirektan način potvrđuju evidenciju uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada. Vais zaključuje da je među istraživačima u oblasti ekonomije obrazovanja i ekonomije rada primetan nerazumljiv skepticizam prema teoriji signaliziranja, iako ona ima mogućnost da empirijski opiše regularnosti u kretanju funkcije zarade, koja ne može da se objasni teorijom ljudskog kapitala, kao što je činjenica da varijansa zarade raste značajno sa pojedinim godinama školovanja. Hangerfordov i Solonov metodološki okvir omogućio je odgovarajuće empirijsko testiranje uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada, tako da ne iznenađuje rast interesovanja istraživača za tu tematiku, posebno u razvijenim zemljama usled dostupnosti baza podataka koje takvo testiranje omogućavaju (Weiss, 1995).

Belman i Hejvud (1997) su testirali pretpostavku o ulozi obrazovanja kao signala na tržištu rada u Sjedinjenim Američkim Državama na osnovu podataka o muškarcima sa početka devedesetih godina prošlog veka. Autori su ocenili Hangerfordovu i Solonovu jednačinu za različite starosne grupe, kako bi ispitali obrazac kretanja efekata diploma u starosnoj distribuciji. Rezultati pokazuju da su za najmlađu starosnu grupu efekti diploma najveći, pa tako pojedinci iz te starosne grupe imaju premiju na obrazovanje od oko 12% kada steknu diplomu fakulteta, što je za oko šest procentnih poena više u odnosu na premiju na visoko obrazovanje naredne starosne grupe. Belman i Hejvud su pokazali da efekti diploma opadaju duž starosne distribucije po svim obrazovnim nivoima. Time je zaključeno da uočen opadajući obrazac kretanja efekata diploma potvrđuje predviđanje da uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada slabi sa brojem godina radnog iskustva, što je u skladu sa postavkama teorije signaliziranja (Belman and Heywood, 1997).

Blandl i saradnici (2000) su, koristeći podatke nacionalnog istraživanja o razvoju deteta od kraja pedesetih do početka devedesetih godina 20. veka, ispitivali značaj efekata diploma u Velikoj Britaniji. Polazeći od Hangerfordove i Solonove funkcije zarade, autori su tako utvrdili da, na primer, premija na obrazovanje za muškarce koji poseduju diplomu fakulteta iznosi 17%, a za žene 27%. Takođe, autori su posmatrali kako odustajanje od završetka i završetak određenog obrazovnog nivoa utiču na zaradu muškaraca i žena na tržištu rada. Blandl i saradnici su utvrdili da odustajanje od završetka fakulteta ima negativan efekat na zaradu muškaraca, budući da takvi pojedinci ostvaruju u proseku oko 9% nižu zaradu od pojedinaca koji uopšte nisu upisali fakultet. Jedno od potencijalnog objašnjenja takvog stanja jeste da niža zarada u slučaju odustajanja od završetka fakulteta predstavlja penal za slanje negativnog signala koji takvi pojedinci šalju

[28] Kenet Erou je dobio Nobelovu nagradu za ekonomiju 1972. godine za pionirski doprinos razvoju teorije opšte ravnoteže i teorije blagostanja.

potencijalnim poslodavcima na tržištu rada, što je u skladu sa postavkama teorije signaliziranja. Ipak, ta razlika u zaradama nije statistički značajna za žene (Blundell *et al*., 2000).

Bauer i saradnici (2005) su, na osnovu panel podataka o domaćinstvima koji se odnose na sredinu devedesetih godina prošlog veka, koristeći metodološki okvir Hangerforda i Solona, ispitivali značaj efekata diploma u Japanu. Autori su pokazali da stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje iznosi oko 7%, ali da se vrednost te stope smanjuje za četiri procentna poena kada se u analizu uključe efekti diploma, tako da se oko 50% ukupne premije na obrazovanje u Japanu može objasniti delovanjem obrazovanja kao signala na tržištu rada. Preciznije, pokazano je da stopa povraćaja na diplomu srednje škole iznosi oko 25%, a stopa povraćaja na diplomu fakulteta oko 20%. Ipak, autori su ukazali na činjenicu da su efekti diploma posebno važni u malim firmama i da poseban sistem regrutovanja radnika u velikim firmama diplomu određenog obrazovnog nivoa donekle čini ne toliko važnim sredstvom signaliziranja u Japanu (Bauer *et al*., 2005).

Ero i Zakirova (2015) su analizirali longitudalne podatke o mladima u Australiji kako bi na osnovu Hangerfordove i Solonove diskontinualne funkcija zarade ocenili efekte diploma. Rezultati ukazuju na to da se ulogom obrazovanja kao signala objašnjava veći deo stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, ali da se ta uloga značajno razlikuje od oblasti studiranja. Štaviše, autori su pokazali da i za muškarce i za žene na tržištu rada Australije pohađanje fakulteta čija je oblast studiranja karakteristična po sticanju specifičnih znanja i veština, kao što su arhitektura i građevinarstvo, bez obzira na činjenicu da li je pojedinac završio fakultet, rezultira premijom na obrazovanje od 8% ako završe jednu godinu fakulteta i premijom na obrazovanje od 13% ako steknu diplomu fakulteta. Dakle, time je utvrđeno da je i samo pohađanje fakulteta snažan signal o sposobnostima pojedinca na tržištu rada, što je dodatna potvrda tvrdnje Eroua (1973) da upis na fakultet može služiti kao potencijalno sredstvo signaliziranja jer studenti prolaze kroz proces selekcije zasnovan na prethodnim obrazovnim dostignućima koja su uglavnom dobar indikator urođenih sposobnosti. Ero i Zakirova zaključuju da će dizajn mehanizama selekcije studenata prilikom upisa na fakultet umnogome opredeljivati značaj visokog obrazovanja kao signala na tržištu rada, tako da će odustajanje od završetka fakulteta predstavljati penal za slanje negativnog signala onda kada je dizajn pomenutog mehanizma takav da ne omogućava odgovarajuću selekciju studenata prema sposobnosti (Herault and Zakirova, 2015).

Tabela 3.3.1. Komparativni pregled izabranih studija sprovedenih u razvijenim zemljama u kojima su ocenjeni efekti diploma visokog obrazovanja

Zemlja	Efekti diploma visokog obrazovanja (u %)	Autor
Sjedinjene Američke Države	8,9	Hangerford i Solon (1987)
Velika Britanija	17 (muškarci), 27 (žene)	Blandl i saradnici (2000)
Japan	20	Bauer i saradnici (2002)
Australija	13	Ero i Zakirova (2011)

Izvor: prikaz autora na osnovu različitih studija

U zemljama Centralne i Istočne Evrope postoji neznatan broj studija koje su sprovedene sa ciljem da se ispita uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada. Štaviše, te studije su sprovedene isključivo u novijem posttranzicionom periodu, tako da nije moguća komparacija među zemljama tog regiona u periodu pre i nakon tranzicije. U Srbiji, kao i većini drugih zemalja analiziranog regiona, do sada nije objavljeno nijedno istraživanje posvećeno oceni efekata diploma.

Švejnar i saradnici (2005) su ocenjivali efekte diploma u Češkoj i rezultati analize ukazuju na to da se neposredno nakon završetka procesa tranzicije i u javnom i u privatnom sektoru može potvrditi uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada, tako da zarade rastu brže sa dodatnim godinama školovanja kada su one povezane sa sticanjem diplome određenog obrazovnog nivoa. Autori ističu da je promena ekonomskog sistema uređenja u Češkoj ka tržišnoj orijentaciji

rezultirala većom potrebom sortiranja radnika prema produktivnim mogućnostima na osnovu dostignutog nivoa obrazovanja (Svejnar *et al*., 2014). Kis i Kun (2014) je pokazao da se u slučaju Mađarske mogu identifikovati efekti diploma povezani sa postojanjem statistički značajne pozitivne premije na zaradu od oko 7% za pojedince koji su stekli diplomu visokog obrazovanja (Kiss and Kun, 2014).

3.3.1. Učenje tokom vremena i različite sklonosti prema signaliziranju i sortiranju

U literaturi koja je posvećena ispitivanju ekonomske uloge obrazovanja na tržištu rada razvijeno je, osim standardne ocene efekata diploma, nekoliko alternativnih vidova empirijske potvrde teorije signaliziranja.

Prva linija studija u kojima je empirijski istraživana uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada utemeljena je na poređenju razlika u zaradama zasnovanih na razlikama u broju godina školovanja za različite starosne grupe, odnosno za različite godine radnog iskustva. Istraživači koji su sproveli taj tip studija (e.g. Wolpin, 1977; Cohn *et al*., 1987; Rao and Datta, 1989) polaze od pretpostavke da je poslodavcima sa protokom vremena lakše da direktno uoče stvarni nivo produktivnosti radnika. Drugim rečima, ideja tog pristupa je da obrazovanje može imati važnu ulogu signaliziranja samo u prvim godinama zaposlenja i da veza između obrazovnog nivoa i zarade radnika slabi kako poslodavac vremenom akumulira informacije o stvarnim produktivnim mogućnostima radnika. Dakle, jedan od vidova distinkcije između teorije ljudskog kapitala i teorije signaliziranja jeste uvođenje pretpostavke o mogućnosti učenja poslodavaca tokom vremena. Prema tome, ako važi teorija signaliziranja, korelacija između obrazovanja i zarade postaje manje izražena sa godinama radnog iskustva (Page, 2010). Radi empirijske potvrde stava o učenju poslodavaca tokom vremena, Rajli (1979) je podelio podatke o trenutnom istraživanju populacije Sjedinjenih Američkih Država na grupu u kojoj je signaliziranje značajno – skenirana grupa (visoko plaćena zanimanja u kojima je dominantno učešće pojedinaca sa visokim obrazovanjem) i na grupu u kojoj signaliziranje nije značajno – neskenirana grupa (slabo plaćena zanimanja u kojima je dominantno učešće pojedinaca sa osnovnim obrazovanjem).[29] Statistički posmatrano, Rajlijeva ideja je da racio neobjašnjenih reziduala u funkciji zarade grupe u kojoj poslodavci uče tokom vremena i grupe u kojoj to nije slučaj sa protokom vremenom treba da raste ako obrazovanje ima ulogu signala na tržištu rada. Rezultati potvrđuju efekat da racio neobjašnjenih reziduala za skeniranu grupu i neskeniranu grupu ima tendenciju rasta sa godinama radnog iskustva, što ide u prilog važenju teorije signaliziranja. Rajli zaključuje da uočene razlike između skenirane i neskenirane grupe u učenju poslodavaca tokom vremena ne odgovaraju postavkama teorije ljudskog kapitala jer veza između obrazovanja i zarade nije vremenski konzistentna, što je pretpostavka pomenute teorije (Riley, 1979).

Slično, drugi autori (e.g Altonji and Pierret, 2001; Galindo-Rueda, 2003) testirali su empirijsku validnost pretpostavke o učenju poslodavaca tokom vremena u slučaju Sjedinjenih Američkih Država polazeći od stava da firme koriste informacije o obrazovanju radnika kako bi formirali uverenja o produktivnosti, a onda ta uverenja revidiraju na osnovu dodatnih informacija koje vremenom postaju dostupne. Drugim rečima, kako poslodavci akumuliraju dodatne informacije o radniku tokom godina radnog iskustva, zarada postaje više zavisna od nivoa produktivnosti, a manje od obrazovnog nivoa. Rezultati tih studija pokazuju, u pogledu zarade, rast efekta promenljivih koje su povezane sa nivoom produktivnosti radnika – koji je za poslodavca neuočljiv u trenutku zaposlenja, i na opadanje efekta promenljivih koje se odnose na obrazovni nivo radnika – koji je momentu zaposlenja za poslodavaca uočljiv. Rezultati do kojih su došli autori u tim studijama potvrđuju brzo akumuliranje informacija poslodavaca o produktivnim mogućnostima radnika tokom vremena, te slabljenje uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada.

[29] Teorija signaliziranja polazi od toga da u slučaju sortiranja radnika postoje dve grupe: (1) skenirani radnici; (2) neskenirani radnici. Skenirani radnici imaju podsticaj da ulažu u obrazovanje kako bi dali signal potencijalnim poslodavcima o svojim sposobnostima, dok to ne važi za neskenirane radnike. Kao rezultat toga, očekivano je da korelisanost između zarade i obrazovanja bude manje izražena u slučaju skeniranih radnika, tako da stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje odražava i efekat unapređenja produktivnosti i efekat signaliziranja sposobnosti. Posledično, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje veća je za grupu skeniranih radnika (Brown and Sessions, 1999).

Druga linija studija čiji je predmet empirijsko ispitivanje pretpostavke o ulozi obrazovanja kao signala na tržištu rada zasniva se na stavu da među radnicima i poslodavcima postoje različite sklonosti ka signaliziranju i sortiranju. U određenim studijama (Kugler and Psacharopolous, 1989; Zidermann, 1992; Brown and Sessions, 1999) istraživači su koristili razlike među radnicima prema tipu zaposlenja, polazeći od ideje da sa stanovišta zagovornika teorije signaliziranja obrazovanje nema značaja kao osnov za razdvajanje uloge obrazovanja kao mehanizma za unapređenje produktivnosti od mehanizma signaliziranja produktivnih mogućnosti u slučaju pojedinaca koji nemaju potrebu za davanjem informacija o sposobnosti potencijalnim poslodavcima. Naime, pojedinci koji planiraju da budu samozaposleni nemaju podsticaj da investiraju u obrazovanje jer nemaju potrebu da potencijalnom poslodavcu šalju signal u vidu diplome određenog obrazovnog nivoa. Zbog toga premija za obrazovanje u slučaju samozaposlenih pojedinaca reflektuje isključivo uticaj obrazovanja na nivo produktivnosti, dok premija na obrazovanje zaposlenih odražava i uticaj obrazovanja na nivo produktivnosti i uticaj obrazovanja kao signala urođenih sposobnosti. Posledično, ako važi teorija signaliziranja, stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje bi trebalo da bude veća za pojedince koji su zaposleni. Naravno, u sprovođenju takvog tipa istraživanja treba imati u vidu ograničenost rezultata o kvalitetu podataka, budući da su podaci o samozaposlenima – posebno podaci o zaradi, manje pouzdani od podataka o zaposlenima. Braun i Sešns (1999), polazeći od različitih sklonosti zaposlenih i samozaposlenih ka signaliziranju, ispitivali su kako se u Italiji premija na obrazovanje razlikuje među radnicima prema tipu zaposlenja. Na osnovu podataka istraživanja o dohotku i bogatstvu domaćinstava u Italiji, autori su pokazali da je udeo samozaposlenih u ukupnoj populaciji pojedinaca sa niskim nivoom obrazovanja značajno veliki, što je u skladu sa očekivanjima da samozaposleni imaju manji interes da ulažu u više nivoe obrazovanja nego zaposleni. Rezultati pokazuju da stopa povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje u slučaju zaposlenih iznosi 35%, te da je za oko šest procentnih poena veća od iste stope za samozaposlene. Na osnovu utvrđene razlike u premiji na obrazovanje zaposlenih i samozaposlenih Braun i Sešns su ukazali na važnost obrazovanja kao signala na tržištu rada (Brown and Sessions, 1999).

Slično, u pojedinim studijama (e.g. Layard and Psacharopolos, 1974; Miller and Volker, 1984; Pons and Blanco, 2005) istraživači su pošli od činjenice da među sektorima postoje značajne razlike u sklonostima poslodavaca da sortiraju zaposlene. Prema teoriji signaliziranja, veća premija na obrazovanje mora biti uočena u sektoru u kojem je sortiranje radnika prema produktivnim mogućnostima važnije. Naime, prema teoriji signaliziranja, stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje moraju biti veće u onom sektoru u kojem je produktivnost usled boljih kvalifikacija radnika veća. Vajlsov test razdvajanja efekata tvrdi da dokazivanje važenja pomenute tvrdnje o većoj premiji na obrazovanje u privatnom sektoru, kao sektoru u kojem je produktivnost veća usled izraženije konkurencije, te veće potrebe za sortiranjem radnika, ukazuje na slučaj protiv teorije ljudskog kapitala. Naime, polazi se od stava da nivo zarada u javnom sektoru može biti različit od nivoa utvrđenog produktivnošću, što nije slučaj sa nivoom zarada u privatnom sektoru, tako da je premija na određeni obrazovni nivo koji služi kao instrument sortiranja radnika na tržištu rada među poslodavcima u skladu sa postavkama teorije signaliziranja veća za zaposlene u privatnom sektoru. Formiranje zarade u javnom sektoru karakterišu određena birokratska ograničenja, koja uglavnom nisu u skladu sa funkcijom maksimiranja profita već sa funkcijom maksimiranja blagostanja društva, a koja ne važe za formiranje zarade u privatnom sektoru. Posledično, manja konkurencija u sortiranju radnika prema sposobnosti u javnom nego u privatnom sektoru omogućava veće stope povraćaja na određeni obrazovni nivo u tom sektoru. To se objašnjava time što zbog nedostatka konkurencije u javnom sektoru nivo zarada odstupa od onog koji odgovara nivou produktivnosti, dok se u privatnom sektoru usled veće konkurencije nivo zarada i nivo produktivnosti usklađuju. Razlike između privatnog i javnog sektora u načinu formiranja zarada pružaju istraživačima mogućnost da razdvoje efekte obrazovanja na zaradu prema teoriji ljudskog kapitala i teoriji signaliziranja (Wiles, 1974). Ševalije i saradnici (2004),

koristeći podatke istraživanja o radnoj snazi, ispitivali su razlike u premiji na obrazovanje među zaposlenima u javnom i privatnom sektoru u Velikoj Britaniji. Rezultati studije ukazuju na to da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje značajno veća za zaposlene u javnom sektoru, što, prema Vajlsovom testu, ne ukazuje na ulogu obrazovanja kao signala na tržištu rada. Ipak, zaključak je drugačiji kada se podaci po sektorima posmatraju prema polu. Naime, autori su došli do rezultata da je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje muškaraca zaposlenih u privatnom sektoru za oko tri procentna poena veća nego ista ta stopa za muškarce zaposlene u javnom sektoru, dok u slučaju žena posmatrana razlika nije statistički značajna, što ukazuje na moguću ulogu obrazovanja kao instrumenta sortiranja radnika (Chevalier *et al*., 2004).

Sumirano, rezultati sprovedenih studija u ispitivanja uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada, nezavisno od toga koji su metodološki okviri korišćeni za empirijsko testiranje, u određenoj meri potvrđuju teoriju signaliziranja. Ipak, treba imati u vidu da je u gotovo svim studijama potvrđena slaba verzija teorije signaliziranja, što umnogome ograničava kreatore javnih politika da donesu konkretne zaključke o opravdanosti državne intervencije. Naime, rezultati studija u kojima je pokazano da obrazovanje ima ulogu signala urođenih sposobnosti pojedinca nisu opovrgli činjenicu da se u obrazovnom procesu unapređuje i produktivnost tog pojedinca (Rodriguez and Muro, 2015).

3.4. Empirijsko istraživanje: model i podaci

Činjenica da je objavljeno svega nekoliko studija u kojima je ispitivana ekonomska uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada za pojedine zemlje Centralne i Istočne Evrope predstavlja osnovni motivacioni element sprovođenja drugog empirijskog istraživanja. Rezultati tog empirijskog istraživanja treba da omoguće, na osnovu prethodno predstavljene metodologije, komparativni uvid u to da li i u kojoj meri obrazovanje u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope igra ulogu mehanizma prevazilaženja informacione asimetrije između poslodavaca.

Kao što je istaknuto, model koji je u najvećem broju studija korišćen u istraživanju veze između obrazovanja i zarade jeste onaj oličen u Mincerovoj jednačini (1974), koji polazi od ocene linearne veze između (logaritmovane) zarade i godina školovanja, tako da dobijena ocenjena vrednost koeficijenta uz godine školovanja predstavlja stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje. Zbog toga je Mincerov model osnovni alat istraživača za utvrđivanje uloge obrazovanja na tržištu rada u okviru teorije ljudskog kapitala, u kojoj se obrazovanje smatra osnovnim mehanizmom unapređenja produktivnih mogućnosti radnika tokom školovanja. Ipak, prema teoriji signaliziranja, radnici sa višim nivoom obrazovanja nagrađeni su većom zaradom na tržištu rada jer, sticanjem diplome određenog obrazovnog nivoa, reflektuju produktivne mogućnosti – koje su uglavnom urođene, tako da je obrazovanje u stvari sredstvo za sortiranje radnika među poslodavcima u uslovima asimetrične informisanosti. Analitički, da bi utvrdili efekte diploma i ispitali ulogu obrazovanja kao signala na tržištu rada, Hangerford i Solon (1987) su razvili model u kojem se veza između (logaritmovane) zarade i godina školovanja posmatra kao nelinearna funkcija sa tačkama prekida u onim godinama u kojima se stiče diploma određenog nivoa obrazovanja. Takav model omogućava ocenu efekata diploma, tako da se za dokazivanje bržeg rasta zarade u dodatnim godinama školovanja onda kada su to godine sticanja diplome omogućava razdvajanje uloge obrazovanja kao sredstva za unapređenje produktivnosti od uloge signala koju obrazovanje može da ima (Pons and Blanco, 2005).

Da bi se ispitali efekti diploma u Srbiji i izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope, biće ocenjena Hangerfordova i Solonova jednačina oblika

$$lnw_i^S = \beta_1 S_i + \beta_2 D_{1i} + \beta_3 D_{1i}(S - S_{1i}) + \beta_4 D_{2i} + \beta_5 D_{2i}(S - S_{2i}) + \beta_6 D_{3i} + \beta_7 D_{3i}(S - S_{3i}) + \alpha Z_i + \varepsilon_i, \quad (3.4.1)$$

gde je lnw_i^S zavisna promenljiva koja se odnosi na logaritamsku vrednost zarade pojedinca i pri broju broju godina školovanja S; S_i nezavisna promenljiva koja se tiče broja godina školovanja za nivo pojedinca i; D_{1i}, D_{2i}, D_{3i} diploma-promenljive, to jest veštačke promenljive koje se odnose na godinu školovanja u kojima pojedinac i stiče diplomu osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja; $D_{1i}(S - S_{1i})$, $D_{2i}(S - S_{2i})$, $D_{3i}(S - S_{3i})$ promenljive interakcije između diploma promenljivih sa dodatnim godinama školovanja preko onih godina školovanja u kojima pojedinac i stiče diplomu osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja; Z_i vektor nezavisnih promenljivih koji se odnosi na lične karakteristike i karakteristike porodice pojedinca i (promenljive poput broja godina radnog iskustva, neformalnog obrazovanja – obuke ili treninga, pola, bračnog statusa, lokacije, broja članova domaćinstva); ε_i slučajna greška. Jednačina (3.4.1) biće ocenjena za Srbiju, Bugarsku, Mađarsku, Poljsku, Rumuniju, Slovačku, Sloveniju, Hrvatsku i Češku. Glavna pažnja usmerena je na ocenu koeficijenata β_2, β_4 , β_6 koji ukazuju na značaj efekata diploma.
Testiranje hipoteze o statistički značajnim efektima diploma radi ispitivanja uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada Srbije i drugih zemalja Centralne i Istočne Evrope svodi se na to da se utvrdi da li stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje raste diskontinuirano u godinama kada se diploma stiče. Hangerfordov i Solonov model predstavljen jednačinom (3.4.1) omogućava ispitivanje varijacija $\frac{\partial w}{\partial S}$ u različitim tačkama u domenu broja godina školovanja S, odnosno

marginalna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje r u domena S može biti određena na osnovu ocenjenih vrednosti koeficijenata β. Ocena efekata jedne dodatne godine školovanja na zaradu u Mincerovoj jednačini podrazumeva da je $\frac{\partial w}{\partial S}$ konstantno u čitavom domenu S, dok je u Hangerfordovoj i Solonovoj jednačini $\frac{\partial w}{\partial S}$ rastuće u delovima domena S koji se odnose na sticanje diplome određenog obrazovnog nivoa. Drugim rečima, za razliku od teorije ljudskog kapitala, u kojoj se polazi od toga da je veza između obrazovanja i zarade linearna, teorija signaliziranja dopušta postojanje nelinearne veze između tih promenljivih.

Tabela 3.4.1. Marginalna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje u slučaju diskontinualne funkcije zarade

Broj godina školovanja	Marginalna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje r
$S < 8$	β_1
$S = 8$	$\beta_1 + \beta_2$
$8 < S < 12$	$\beta_1 + \beta_3$
$S = 12$	$\beta_1 + \beta_3 + \beta_4$
$12 < S < 16$	$\beta_1 + \beta_3 + \beta_5$
$S = 16$	$\beta_1 + \beta_3 + \beta_5 + \beta_6$
$S > 16$	$\beta_1 + \beta_3 + \beta_5 + \beta_7$

Napomena
Ovako definisane stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje razlikuju se među zemljama zavisno od godina u kojima pojedinac stiče diplomu osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja (u slučaju Srbije, to su godine 8, 12 i 16, ali u slučaju Češke to su godine 9, 13 i 17).

Izvor: Belman and Heywood (1997)

Jednačina (3.4.1) biće ocenjena posebno za pojedince zaposlene u javnom i privatnom sektoru među izabranim zemljama, polazeći od činjenice da među tim sektorima postoje razlike u potrebi poslodavaca da sortiraju zaposlene. Prema postavkama teorije signaliziranja, veći značaj efekata diploma mora postojati u sektoru u kojem je sortiranje radnika prema produktivnim sposobnostima ima veći značaj. Budući da definisanje zarade u javnom sektoru karakteriše skup različitih birokratskih procedura koje nisu u većini slučajeva postavljene u skladu sa funkcijom maksimiranja profita, manja konkurencija u sortiranju radnika prema sposobnosti u javnom u odnosu na privatni sektor rezultira time da će efekti diploma biti veći u privatnom sektoru. Odnosno, ocena jednačine (3.4.1) za zaposlene u javnom i privatnom sektoru Srbije i drugim zemljama Centralne i Istočne Evrope omogućava testiranje Vajlsove hipoteze o razdvajanju efekata, prema kojem dokazivanje većih efekata diploma u privatnom sektoru, kao sektoru u kojem je veća produktivnost usled izraženije konkurencije i u kojem postoji potreba za sortiranjem radnika, ukazuje na značaj obrazovanja kao signala na tržištu rada. Utvrđivanje zarada u privatnom sektoru karakteriše veća fleksibilnost poslodavaca u adaptaciji zarade prema produktivnim mogućnostima radnika, za razliku od javnog sektora, gde se zarade ne usklađuju prema principu efikasnosti već uglavnom na osnovu principa jednakosti zarada. Te razlike između javnog i privatnog sektora omogućavaju ispravnije ispitivanje efekata diploma.

Štaviše, određeni autori (e.g. Berg, 1970; Dore, 1976) smatraju da se efekti diploma mogu razmatrati isključivo u privatnom sektoru. Kako javni sektor nije konkurentski i manje je zainteresovan za profitnu funkciju, upitno je da li bi javni sektor uopšte plaćao radnika dodatno zbog toga što, na primer, poseduje diplomu fakulteta, kao nagradu za veće produktivne mogućnosti tog radnika. Čak i u slučaju da efekti diploma postoje u javnom sektoru, malo je verovatno da bi oni odražavali pravi značaj obrazovanja kao signala na tržištu rada. Kada bi u javnom sektoru postojali efekti diploma, pre bi se moglo govoriti o efektima kredencijala. Naime, prema teoriji kredencijalizma, određene firme su spremne da ponude veću zaradu radnicima koji poseduju odgovarajuće diplome, ne zbog veće produktivnosti takvih radnika već zbog diplome kao takve. Malo je verovatno da bi to važilo u privatnom sektoru jer bi za privatne firme u tom slučaju bio

narušen uslov maksimiranja profita, čime bi bila ugrožena konkurentska pozicija tih firmi. Ipak, u javnom sektoru je posedovanje diplome određenog obrazovnog nivoa neophodan uslov za zaposlenje na odgovarajućem radnom mestu, nezavisno od nivoa produktivnosti radnika. Posledično, u javnom sektoru efekti diploma odražavaju efekte kredencijala, tako da eventualna veća zarada u godinama kada pojedinac stiče diplomu određenog nivoa obrazovanja nije odraz tendencije javnih firmi da nagrade takvog pojedinca za veće produktivne mogućnosti – jer ne postoji potreba za sortiranjem radnika, već je tako uvećana zarada rezultat definisanih birokratskih procedura.

Opisane razlike između javnog i privatnog sektora usmeravaju pažnju na ocenu efekata diploma u privatnom sektoru. Međutim, nije ispravno izostaviti radnike zaposlene u javnom sektoru iz analize jer bi ocenjivanje jednačine (3.4.1) samo za radnike zaposlene u privatnom sektoru vodilo ka pristrasnosti ocena usled problema samoselekcije. Problem samoselekcije se metodološki javlja zbog činjenice da status zaposlenosti pojedinca u određenom sektoru, uz verovatnoću da će taj pojedinac biti u uzorku koji se ocenjuje, zavisi od promenljivih koje takođe utiču na zaradu. Osim toga, taj problem bi se javio i kada bi se jednačina (3.4.1) zasebno ocenjivala za zaposlene u javnom i privatnom sektoru i posmatrale razlike u ocenjenim efektima diploma. Da bi se izbegao problem samoselekcije i analizirala razlika o uticaju diploma na zaradu, te jednačine treba simultano oceniti (Lee, 1978). Simultano ocenjivanje tih jednačina za zaposlene u javnom i privatnom sektoru, polazeći od razlika u definisanju zarade među tim sektorima, može da omogući testiranje Vajlsove hipoteze o značaju obrazovanja kao signala na tržištu rada.

Ocena efekata diploma u javnom i privatnom sektoru tradicionalno je bila zasnovana na zasebnom ocenjivanju jednačina zarada za radnike zaposlene u tim sektorima. Odgovarajuće jednačine zarada za zaposlene u javnom i privatnom sektoru mogu biti predstavljene u obliku:

$$lnw_{1i}{}^{s} = \beta_1 Z_{1i} + \varepsilon_{1i} \quad (3.4.2)$$

$$lnw_{2i}{}^{s} = \beta_2 Z_{2i} + \varepsilon_{2i} \quad (3.4.3)$$

gde w_{ji}^{s} predstavlja nezavisnu promenljivu (zaradu) koja se posmatra kao funkcija vektora egzogenih nezavisnih promenljivih Z_{ji} (broj godina školovanja, broj godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija), u dva različita režima j, tako da prvi režim $j = 1$ odgovara slučaju da je pojedinac zaposlen u javnom sektoru, a drugi režim $j = 2$ slučaju da je pojedinac zaposlen u privatnom sektoru. Ocena jednačina (3.4.2) i (3.4.3) metodom OLS biće pristrasna iz razloga što se pojedinci međusobno sortiraju među sektorima tako da preferiraju onaj sektor u kojem je zarada viša, pa odluka pojedinaca o zaposlenosti u određenom sektoru zavisi i od same razlike u zaradama. Drugim rečima, sektor zaposlenja je endogen u odnosu na zaradu. Posledično, to je endogeni proces selekcije koji determiniše raspodelu radnika u oba sektora, tako da oni nisu slučajno raspodeljeni. Dodatno, osim ovako definisanog problema samoselekcije, očekivano je da se pojavi problem i selekcije poslodavaca uslovljen karakteristikama pojedinaca. Opisano se može sumirati sledećom jednačinom zamene – jednačinom participacije:

$$I_i^* = \gamma(lnw_{1i}{}^{s} - lnw_{2i}{}^{s}) + \alpha X_i + u_i \quad (3.4.4)$$

pri čemu I_i^* označava latentnu promenljivu koja determiniše sektor u kojem će pojedinac i biti zaposlen, koja je predstavljena kao funkcija vektora egzogenih nezavisnih X_i. OLS ocena jednačina (3.4.2) i (3.4.3) biće pristrasna ako važi da je $E[\varepsilon_1 / I_i^* > 0] \neq 0$ i $E[\varepsilon_2 / I_i^* \leq 0] \neq 0$ (Pons and Blanco, 2005).

Da bi se prevazišao taj problem, efekti diploma će u empirijskom istraživanju biti ocenjeni primenom metoda endogene zamene – metoda ESR (engl. *Endogenous Switching Regression*).

Metod ESR predstavlja proširenje klasičnog eksperimentalnog dizajna, koji omogućava testiranje pretpostavke o endogenosti efekta tretmana te dobija na značaju prilikom istraživanja većeg broja fenomena u ekonomiji rada (Clougherty *et al*., 2016). Tako su Ademčik i Bedi (2000), na osnovu podataka za Poljsku, koristeći ESR metodu istraživali razlike u zaradama radnika zaposlenih u javnom i privatnom sektoru, pri čemu su posebnu pažnju posvetili interpretaciji sektorskih razlika u zaradama u terminima očekivanih koristi i poželjnosti zaposlenja u određenom sektoru (Adamchik and Bedi, 2000). Takođe, Li (1978) je ispitivao uticaj sindikalizacije radnika na zaradu, utvrđujući veličinu razlike u zaradama radnika sindikalizovanog i nesindikalizovanog sektora na osnovu metoda ESR. Li je pokazao da verovatnoća da će se radnik pridružiti sindikalizovanom sektoru zavisi od koristi iskazanih u neto zaradi koje može proizići iz članstva u sindikatu (Lee, 1978).

Li (1978) pokazuje da ocena jednačina (3.4.2) i (3.4.3) metodom ESR daje nepristrasne i konzistentne ocene, polazeći od toga da se supstitucijom tih jednačina u jednačinu (3.4.4) dobija redukovana forma jednačine zamene

$$I_i^* = \gamma(\beta_1 - \beta_2)Z_i + \alpha X_i + u_i = \delta D_i + u_i, \tag{3.4.5}$$

gde je $D_i = [Z_i, X_i]$, a $\delta = [\gamma(\beta_1 - \beta_2), \alpha]$.
Kako latentna promenljiva I_i^* nije uočljiva ali njena dihotomna realizacija I_i jeste, Li dokazuje da važi da je

$$I_i = 1, \text{ ako je } I_i^* > 0 \tag{3.4.6}$$
$$I_i = 0, \text{ ako je } I_i^* \leq 0, \tag{3.4.7}$$

pri čemu se I_i^* može oceniti na osnovu metoda maksimalne verodostojnosti. Procedura ocenjivanja podrazumeva pronalaženje srednjih vrednosti $E[\varepsilon_1/I_i^*]$ i $E[\varepsilon_2/I_i^*]$ i prilagođavanje slučajnih grešaka tako da imaju nultu srednju vrednost, ali tako da važi

$$E[\varepsilon_1/I_i^* > 0] = -\sigma_{1u}\frac{\phi(\delta D_i)}{\Phi(\delta D_i)}, \tag{3.4.8}$$

$$E[\varepsilon_2/I_i^* \leq 0] = \sigma_{2u}\frac{\phi(\delta D_i)}{1-\Phi(\delta D_i)} \tag{3.4.9}$$

gde su $\sigma_{1u} = cov(\varepsilon_{1i}, u_i)$ i $\sigma_{2u} = cov(\varepsilon_{2i}, u_i)$, a ϕ i Φ funkcija gustine i funkcija distribucije normalne raspodele $N(0,1)$. Uzimajući u obzir te izraze, jednačine (3.4.2) i (3.4.3) postaju

$$lnw_{1i}{}^s = \beta_1 Z_{1i} - \sigma_{1u}\frac{\phi(\delta D_i)}{\Phi(\delta D_i)} + v_{1i} \tag{3.4.10}$$

$$lnw_{2i}{}^s = \beta_2 Z_{2i} + \sigma_{2u}\frac{\phi(\delta D_i)}{1-\Phi(\delta D_i)} + v_{2i}. \tag{3.4.11}$$

Ocenjivanje jednačina (3.4.10) i (3.4.11) u dva stepena obezbeđuje nepristrasnost i konzistentnost ocena (Heckman, 1979).

Kako su egzogene nezavisne promenljive, zavisne promenljive i režim u kojem se pojedinac nalazi poznati, postoji sistem simultanih jednačina koji treba oceniti. Prvo, maksimiranje funkcije verodostojnosti ocenjuje se na osnovu izabranog skupa egzogenih promenljivih jednačina (3.4.5). Drugo, zavisno od režima u kojem se pojedinac nalazi, na osnovu ocenjene jednačine (3.4.5), metodom OLS se ocenjuju jednačine (3.4.2) i (3.4.3). Konkretno, metoda ESR se u stvari zasniva na simultanom ocenjivanju jednačina (3.4.2), (3.4.3) uzimajući ocene iz jednačine (3.4.5) kao

inicijalne, a koje su dobijene maksimiranjem funkcije verodostojnosti. Ovako opisana procedura koristi se za dobijanje pouzdanih efekata diploma.

Sumirano, u empirijskom istraživanju jednačine zarada za zaposlene u javnom i privatnom sektoru ocenjene su simultano metodom ESR na osnovu skupa tipičnih egzogenih promenljivih Z_i, kao što su broj godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, lokacija. Osim toga, radi korekcije problema samoselekcije koji se može javiti u uzorku, ocenjena je i redukovana forma jednačine zamene – jednačina participacije I_i^*, koja uzima vrednost jedan za pojedince zaposlene u javnom sektoru i vrednost nula za pojedince zaposlene u privatnom sektoru. Redukovana forma jednačine zamene ocenjena je metodom maksimalne verodostojnosti, na osnovu vektora egzogenih promenljivih X_i, i to i promenljivih koje utiču na zaradu pojedinca Z_i i dodatnih promenljivih koje mogu da utiču na odluku izbora sektora zaposlenja. Te dodatne promenljive su bračni status i broj članova domaćinstva jer je u određenom broju studija (Lokshin and Sajaia, 2004; Pons and Blanco, 2005) pokazano da one imaju uticaja na izbor pojedinca da li da se zaposli u javnom ili privatnom sektoru.

Ocenjivanje efekata diploma je zasnovano na mikropodacima Ankete o radnoj snazi – podaci LFS (engl. *Labour Force Survey*) u periodu od 2015. do 2019. godine, kao i u prethodnom empirijskom istraživanju u kojem je ocenjena premija na obrazovanje. LFS, u kojem je jedinica posmatranja domaćinstvo, sadrži sve podatke neophodne za sprovođenje analize, pri čemu je to i međunarodno uporediva anketa, što omogućava poređenje rezultata ocenjivanja efekata diploma između Srbije i drugih zemalja regiona Centralne i Istočne Evrope. Ocena efekata diploma obuhvata pomenuti petogodišnji period, kako bi se ispitala indikativna robusnost dobijenih ocena, budući da se može pretpostaviti da se u tom periodu nisu desile značajne promene na tržištu rada i tržištu obrazovanja. Osim toga, pojedinačne baze podataka za svaku od analizom obuhvaćenih zemalja sintetizovane su u jedinstvenu bazu kako bi se povećala veličina uzorka, tako da su definisane veštačke promenljive koje se odnose na godinu anketiranja. Izbor tog vremenskog perioda je obrazložen, kao i u prvom empirijskom istraživanju, činjenicom da su to poslednje raspoložive godine posle izbijanja recesije 2008. godine, a pre izbijanja pandemije kovida 2019. godine.

Zavisna promenljiva je logaritmovana vrednost zarade po satu, koja je dobijena u identičnoj proceduri opisanoj u prvom empirijskom istraživanju. Precizno, mesečna neto zarada je podeljena uobičajenim brojem radnih sati u nedelji, a zatim pomnožena prosečnim brojem nedelja u mesecu – faktorom 4,3. Zatim je na taj način dobijena vrednost zarade po satu logaritmovana. Ključna nezavisna promenljiva je broj godina školovanja. Ta promenljiva je, prema standardnoj metodologiji koja se primenjuje u radovima u kojima je ispitivan uticaj obrazovanja na zaradu, definisana za svakog pojedinca kao razlika između godine u kojoj je dostignuto najviše obrazovanje, godine rođenja i broja sedam – koji predstavlja vremenski period pre ulaska u proces obrazovanja. Potom su kreirane diploma-promenljive, odnosno veštačke promenljive koje se odnose na godine školovanja u kojima pojedinac stiče diplomu osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja, i promenljive interakcije između diploma promenljivih sa dodatnim godinama školovanja preko onih godina školovanja u kojima pojedinac stiče diplomu osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja.

Kako bi se što više prevazišao problem greške merenja, vođeno je računa o činjenici da se u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope razlikuje dužina trajanja određenih obrazovnih ciklusa, tako da nije isti broj godina školovanja nakon kojeg se stiče diploma odgovarajućeg obrazovnog nivoa. Na primer, diploma osnovnog obrazovanja se u Srbiji i Mađarskoj stiče nakon osam, a u Češkoj i Sloveniji nakon devet godina školovanja. S tim u vezi, da bi navedena specifičnost bila uzeta u obzir, specifikacija jednačine (3.4.1) radi operacionalizacije ideje o oceni efekata diploma razlikuje se za Srbiju i druge zemlje Centralne i Istočne Evrope. U većini zemalja tog regiona u srednjoškolskom obrazovnom ciklusu postoje trogodišnji i četvorogodišnji programi.

Ipak, u Češkoj, Slovačkoj i Sloveniji postoje i srednjoškolski obrazovni programi koji traju dve godine. To su, kao što je rečeno, zemlje u kojima ciklus osnovnog obrazovanja traje devet godina. U visokoškolskom ciklusu obrazovanja u svim zemljama tog regiona pravi se razlika između trogodišnjih (strukovnih) i četvorogodišnjih (akademskih) studija. U tabeli 3.4.2 dat je komparativni pregled dužine trajanja osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope.

Tabela 3.4.2. Broj godina školovanja neophodnih za sticanje diplome određenog obrazovnog nivoa u izabranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope

	Osnovno obrazovanje	Srednje obrazovanje			Visoko obrazovanje	
		Dvogodišnji program	Trogodišnji program	Četvorogodišnji program	Trogodišnji program	Četvorogodišnji program
Bugarska	7		11	12	15	16
Češka	9	11	12	13	16	17
Hrvatska	8		11	12	15	16
Mađarska	8		11	12	15	16
Poljska	8		11	12	15	16
Rumunija	8		11	12	15	16
Slovačka	9	11	12	13	16	17
Slovenija	9	11	12	13	16	17
Srbija	8		11	12	15	16

Izvor: CEDEFOP (2021)

U vezi sa implicitno dobijenim brojem godina školovanja treba istaći važna metodološka ograničenja. LFS upitnik sadrži podatak o najviše dostignutom nivou obrazovanja na osnovu kojeg je moguće na prethodno opisan način doći do podatka o broju godina školovanja. Ovako izračunat podatak sadrži broj godina školovanja koji je neophodan za sticanje određenog nivoa obrazovanja, a u nekim slučajevima i broj godina školovanja preko ovih neophodnih – ako se pojedinac iz različitih razloga duže školovao. Ti razlozi se mogu odnositi na to da je pojedinac odužio sa školovanjem usled toga što je bio manje vredan, manje talentovan i slično, i u tom slučaju obuhvatanje ovih pojedinaca sa stanovišta okvira teorije signaliziranja nije problematično. Ali, ako se radi o drugim razlozima koji nisu u vezi sa sposobnošću pojedinca, ili su rezultat greške merenja, onda to može predstavljati metodološki problem. Moguće rešenje ovog metodološkog problema u vezi nedovoljno preciznog podataka o broju godinu školovanja jeste da se svakom pojedincu na osnovu podatka o najviše dostignutom nivou obrazovanja dodeli broj godina školovanja koji odgovara tom obrazovnom nivou. Međutim, ovo uvodi problem nedostatka varijabiliteta u podacima u broju godina školovanja. Takođe, dodeljivanje broja godina školovanja određenom nivou obrazovanja može biti problematično jer su se obrazovni sistemi tokom vremena menjali, što takođe može da doprinese dodatno grešci merenja. Iz ovih razloga, implicitno računanje broja godina školovanja, usled dobijanja na varijabilitetu među podacima i izbegavanju greške merenja zbog promenljivosti obrazovnih sistemima, dobija na prednosti. Ovo je u skladu sa drugim studijama u kojima su se istraživači suočavali sa sličnim problemom. Pons i Blanko (2005) su ocenjivali efekte diploma na tržištu rada Španije, ističući prednost implicitnog računanja broja godina školovanja (Pons and Blanco, 2005).

Svakako, treba imati u vidu i da je originalna ideja Hangerforda i Solona da se ispita, na primer, da li pojedinac koji se školovao 15 godina i napustio školovanje ostvaruje značajno manju zaradu od pojedinca koji se školovao jednu godinu duže i došao do diplome fakulteta. Dakle, poseban metodološki problem se tiče činjenice na osnovu LFS upitnika nije moguće doći do podatka koji se odnosi na pojedince koji su studirali, ali su odustali pa nisu došli do diplome fakulteta. S tim u vezi, LFS podaci omogućavaju samo delimično ispitivanje efekata diploma, jer se konkretno u

slučaju visokog obrazovanja oni odnose na efekat dodatne godine školovanja koja je povezana sa tim da pojedinac ima diplomu četvorogodišnjeg, a ne trogodišnjeg visokog obrazovanja. Ipak, i ova činjenica se sa aspekta okvira teorije signaliziranja može opravdati. Prema teoriji signaliziranja, ako ne važi hipoteza o ulozi obrazovanja kao signala onda pojedinac koji je stekao diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja ne bi trebalo da ostvaruje značajno veću premiju na dodatnu godinu školovanja u odnosu na pojedinca koji je stekao diplomu trogodišnjeg visokog obrazovanja, niti bi u slučaju onog pojedinca koji se je stekao diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja kasnije efekat te dodatne godine školovanja trebao da bude negativan. Izrazit pozitivan efekat jedne dodatne godine školovanja koja se povezuje sa sticanjem diplome četvorogodišnjeg, a ne trogodišnjeg, visokog obrazovanja, kako i značajan negativan efekat godina školovanja preko onih koje su neophodne za sticanje diplome četvorogodišnjeg visokog obrazovanja, mogu da ukažu na značaj obrazovanja kao signala.

I ovde važe iste napomene o restrikciji uzorka koje su definisane u prvom empirijskom istraživanju: iz analize su isključene opservacije koji ne pripadaju populaciji 20–64 godina i analizom su obuhvaćeni isključivo zaposleni, i to zaposleni za platu. Primarni interes u ovom empirijskom istraživanju je da se ocene diploma-promenljive za nivo osnovnog, četvorogodišnjeg srednjeg i četvorogodišnjeg visokog obrazovanja. Svakako, ocenjivanje promenljivih interakcije omogućava uvid i u efekte diploma srednjeg i visokog obrazovanje u trajanju kraćem od četiri godine. Osnovni rezultati empirijskog istraživanja odnose se na ocenjivanje jednačine (3.4.1) za ukupnu populaciju (20–64) za svaku zemlju pojedinačno. Osim toga, po zemljama je izvršeno i ocenjivanje za mušku i žensku populaciju (20–64), kao i za mlađu (20–34), srednju (35–49) i stariju populaciju (50–64). Odgovarajuća deskriptivna statistika data je u dodatku tabele A3.1. Analizirane nezavisne promenljive, koje se tiču ličnih karakteristika i karakteristika porodice pojedinca, date su u tabli 3.4.3, koja sadrži spisak i opis svih promenljivih obuhvaćenih modelom.

Tabela 3.4.3. Opis promenljivih obuhvaćenih modelom (3.4.1)

Promenljiva	Opis
Zavisna promenljiva	
LnWage	Logaritmovana vrednost zarade po satu
Nezavisne promenljive	
S	Broj godina školovanja
D8	Godina školovanja u kojoj se stiče diploma osnovnog obrazovanja
D8S8	Godine školovanja preko godine u kojoj se stiče diploma osnovnog obrazovanja
D12	Godina školovanja u kojoj se stiče diploma srednjeg obrazovanja
D12S12	Godine školovanja preko godine u kojoj se stiče diploma srednjeg obrazovanja
D16	Godina školovanja u kojoj se stiče diploma visokog obrazovanja
D16S16	Godine školovanja preko godine u kojoj se stiče diploma visokog obrazovanja
Experience	Broj godina radnog iskustva
Experience2	Kvadrat broja godina radnog iskustva
Training	Pojedinac ima neformalno obrazovanje (trening ili obuka).
NoTraining	Pojedinac nema neformalno obrazovanje.
Male	Pojedinac je muškog pola.
Female	Pojedinac je ženskog pola.
Urban	Pojedinac živi u urbanom području.
Rural	Pojedinac živi u ruralnom području.
Married	Pojedinac je u braku.
Single	Pojedinac nije u braku.
Household	Broj članova domaćinstva
y1	Godina anketiranja je 2015.
y2	Godina anketiranja je 2016.
y3	Godina anketiranja je 2017.
y4	Godina anketiranja je 2018.
y5	Godina anketiranja je 2019.

Izvor: prikaz autora na osnovu podataka LFS

3.5. Rezultati empirijskog istraživanja

Rezultati ocenjivanja standardne proširene Mincerove jednačine metodom OLS za ukupnu populaciju (20–64) po zemljama prikazani su u dodatku tabele A3.2, dok su rezultati ocenjivanja Hangerfordove i Solonove jednačine metodom ESR dati u dodatku u tabeli A3.3. Ocenjivanje stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja Mincerovom jednačinom pretpostavlja postojanje linearne veze između zarade i obrazovanja, dok ocenjivanje efekata diploma Hangerfordovom i Solonovom jednačinom polazi od pretpostavke da ta veza nije linearna.

Premija na obrazovanje po godini školovanja inicijalno je ocenjena korišćenjem metoda OLS. Naime, za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope tim metodom je ocenjen prosečan uticaj jedne dodatne godine školovanja za zaradu pojedinca u periodu od 2015. do 2019. godine, polazeći od izabranog skupa kontrolnih promenljivih koje se odnose na lične karakteristike i karakteristike porodice pojedinca. Izvod iz rezultata ocenjivanja metodom OLS za pomenute zemlje prikazan je u tabeli 3.5.1. Dobijene ocene su statističke značajne i sa očekivanim predznakom. Prema rezultatima ocenjivanja, jedna dodatna godina školovanja u Srbiji u proseku povećava zaradu pojedinca za 5,4%, što je među najviše zabeleženim vrednostima u posmatranom regionu Centralne i Istočne Evrope. U Bugarskoj i Hrvatskoj, koje slede Srbiju, jedna dodatna godina školovanja prosečno povećava zaradu pojedinca za 4,95% i 5,33%, redom. Mađarska, Poljska i Rumunija beleže stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja koja je u rasponu 4–5%, dok u svim ostalim zemljama tog regiona uticaj jedne dodatne godine školovanja za zaradu manji od 4%. U Češkoj i Sloveniji jedna dodatna godina školovanja povećava zaradu pojedinca za 3,66% i 3,47%, respektivno. Najnižu stopu povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja beleži Slovačka – 2,51%.

Uočava se da je ocenjeni efekat jedne dodatne godine školovanja značajno manji u odnosu na rezultate ranijih studija. Naime, u izveštaju Svetske banke (Psacharopoulos and Patrinos, 2018), u kojem se sumiraju rezultati studija od 1960. do 2010. godine, navodi se da je prosečan efekat jedne dodatne godine školovanja bio u rasponu 8–10%, zavisno od nivoa ekonomske razvijenosti zemlje. Patrinos (2016) ističe da novije studije ukazuju na značajan pad stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja, koji predstavlja rezultat sve većeg obuhvata populacije obrazovanjem i značajnim porastom prosečnog broja godina školovanja po zemljama. Kao rezultat toga, Patrinos navodi da među razvijenim zemljama i zemljama u razvoju u skorijem periodu, prema rezultatima većeg broja studija, jedna dodatna godina školovanja u proseku povećava zaradu za 3–5%. Budući da, kao i u prethodnom empirijskom istraživanju, ispitivanje uticaja izabranih kontrolnih promenljivih na zaradu nije u fokusu analize, u glavnom delu teksta neće biti posebne detaljne diskusije o tim rezultatima. Ipak, na osnovu tabela datih u dodatku, može se uočiti da su uključene kontrolne promenljive u zemljama obuhvaćenim analizom statistički značajne i sa očekivanim znakom. Na primer, uočava se da pojedinci koji su pohađali neki vid neformalnog obrazovanja, pojedinci muškog pola i pojedinci iz urbanih područja u Srbiji ostvaruju u proseku veću zaradu, dok pojedinci koji žive u domaćinstvu sa većim brojem članova ostvaruju u proseku nižu zaradu.

Tabela 3.5.1. Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom OLS (ukupna populacija 20–64, u %)

Ukupna populacija (20–64)	S
Bugarska	4,95
Hrvatska	5,33
Mađarska	4,59
Češka	3,66
Poljska	4,33
Rumunija	4,86
Slovenija	3,47
Slovačka	2,51
Srbija	5,40

Napomene
(1) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 1%.
(2) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje - obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Kako je težište analize u empirijskom istraživanju ispitivanje efekata diploma radi utvrđivanja uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada, glavna diskusija u tekstu biće posvećena rezultatima dobijenim ocenom Hangerfordove i Solonove jednačine. Izvod iz rezultata ocenjivanja metodom ESR za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prikazan je u tabeli 3.5.2. Efekti diploma koji se odnose na ocene D8, D12 i D16 i razlike u ocenjenim efektima diploma za zaposlene u javnom i privatnom sektoru omogućavaju da se u analiziranim zemljama identifikuju potencijalne uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada.

Za Srbiju, rezultati ocenjivanja pokazuju da za pojedince zaposlene u javnom sektoru efekat jedne dodatne godine školovanja na zaradu iznosi 4,7% za sedmu godinu obrazovanja i opada na 2,4% za osmu godinu obrazovanja (suma S i D8), a raste na 8,2% za devetu godinu obrazovanja (suma S i D8S8). Slično, ocenjeni efekat iznosi 8,2% za jedanaestu godinu obrazovanja, opada na 3,9% za dvanaestu godinu obrazovanja (suma S, D8S8 i D12) i opada neznatno na 8,1% za trinaestu godinu obrazovanja (suma S, D8S8 i D12S12). Konačno, ocenjeni efekat za petnaestu godinu obrazovanja iznosi 8,1% i raste značajno na 15,6% za šesnaestu godinu školovanja (suma S, D8S8, D12S12 i D16). Za pojedince zaposlene u privatnom sektoru efekat jedne dodatne godine školovanja na zaradu iznosi 4% za sedmu godinu obrazovanja i opada na 0,9% za osmu godinu školovanja (suma S i D8), a raste neznatno na 4,3% za devetu godinu obrazovanja (suma S i D8S8). Slično, ocenjeni efekat iznosi 4,3% za jedanaestu godinu obrazovanja, opada na 2,1% za dvanaestu godinu školovanja (suma S, D8S8 i D12) i raste na 5,2% za trinaestu godinu obrazovanja (suma S, D8S8 i D12S12). Konačno, ocenjeni efekat za petnaestu godinu obrazovanja iznosi 5,2% i raste ponovo značajno na 21,3% za šesnaestu godinu školovanja (suma S, D8S8, D12S12 i D16). Dakle, na osnovu rezultata ocenjivanja Hangerfordove i Solonove jednačine na primeru Srbije može se uočiti da efekti diploma za nivo osnovnog i srednjeg obrazovanja i u javnom i u privatnom sektoru ne mogu biti detektovani, ali da su identifikovani značajni efekti diploma za nivo visokog obrazovanja u oba sektora. Ocenjeni efekti diplome fakulteta iznose za zaposlene u javnom i privatnom sektoru, redom, 7,5% i 16,1% (D16) – efekti diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru su za 8,6 procentnih poena veći nego u javnom sektoru. Slična tendencija kretanja efekata diploma uočava se i u Bugarskoj i Poljskoj.

U slučaju, na primer, Češke uočava se sledeće.[30] Rezultati ocenjivanja pokazuju da za pojedince zaposlene u javnom sektoru efekat jedne dodatne godine školovanja na zaradu iznosi 5,7% za osmu godinu i raste na 17,4% za devetu godinu (suma S i D8), a opada na 3,2% za desetu godinu obrazovanja (suma S i D8S8). Dalje, ocenjeni efekat iznosi 3,2% za dvanaestu godinu i raste na 6,2% za trinaestu godinu obrazovanja (suma S, D8S8 i D12), dostižući 7,4% u četrnaestoj godini obrazovanja (suma S, D8S8 i D12S12). Konačno, ocenjeni efekat za šesnaestu godinu obrazovanja iznosi 7,4% i raste značajno na 13,8% za sedamnaestu godinu školovanja (suma S, D8S8, D12S12 i D16). Za pojedince zaposlene u privatnom sektoru efekat jedne dodatne godine školovanja na zaradu iznosi 1% za osmu godinu obrazovanja i raste značajno na 13,9% za devetu (suma S i D8), a nakon toga opada na 3,5% za desetu godinu obrazovanja (suma S i D8S8). Slično, ocenjeni efekat iznosi 3,5% za dvanaestu i raste na 5,9% za trinaestu godinu školovanja (suma S, D8S8 i D12), da bi dostigao 7,5% u četrnaestoj godini obrazovanja (suma S, D8S8 i D12S12). Najzad, ocenjeni efekat za šesnaestu godinu obrazovanja iznosi 7,5% i raste značajno na 16,6% u sedamnaestoj godini školovanja (suma S, D8S8, D12S12 i D16). Sumirano na osnovu rezultata ocenjivanja Hangerfordove i Solonove jednačine na primeru Češke, uočava se da se mogu ustanoviti efekti diploma za sve nivoe obrazovanja i u javnom i u privatnom sektoru. Štaviše, efekti diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru su za 2,8 procentnih poena veći nego u javnom sektoru. Takva tendencija kretanja efekata diploma može se zapaziti i u Sloveniji i Slovačkoj.

Generalno, može se uočiti određeni obrazac kretanja efekata diploma u zemljama Centralne i Istočne Evrope. Prvo, u većini zemalja tog regiona, sa izuzetkom Srbije i Bugarske, efekti diploma osnovnog obrazovanja (D8) pozitivni su u oba sektora ekonomije. Osim toga, u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope, efekti diploma srednjeg obrazovanja (D12), sa izuzetkom Češke, negativni su i u javnom i u privatnom sektoru. Takvi rezultati se mogu objasniti time što način formiranja zarada u zemljama Centralne i Istočne Evrope favorizuje pojedince sa najnižim nivoom obrazovanja. Štaviše, nije ispravno interpretirati (pozitivnu ili negativnu) premiju koja se povezuje sa godinama sticanja osnovnog i srednjeg obrazovanja kao efekte diploma jer takva premija nije rezultat procesa sortiranja radnika prema produktivnim mogućnostima među poslodavcima već odraz određene socijalne politike koju sprovodi država – i u domenu politike zarada i u domenu obrazovne politike. Naime, institut minimalne zarade u velikoj meri podiže vrednost zarade pojedinaca sa najviše stečenim osnovnim obrazovanjem, što rezultira kompresijom zarada pojedinaca sa osnovnim i srednjim obrazovanjem. Dodatno, značajan udeo populacije u zemljama Centralne i Istočne Evrope poseduje nivo srednjeg obrazovanja – prosečan broj godina školovanja iznosi i više od 12 godina, a posedovanje diplome osnovnog i srednjeg obrazovanja ne može da obezbedi funkcionisanje obrazovanja kao mehanizma signaliziranja na tržištu rada, budući da ne postoji informativan značaj diploma tih obrazovnih nivoa kao signala produktivnih sposobnosti. Prema teoriji signaliziranja, da bi određeni obrazovni nivo pojedinca igrao ulogu signala na tržištu rada, mora važiti da su troškovi sticanja tog nivoa obrazovanja viši za one pojedince koji su manje sposobni. Međutim, ekspanzijom obrazovanja, besplatnim osnovnim i srednjim obrazovanjem i u uz obavezno osnovno obrazovanje (negde čak i obavezno delimično srednje obrazovanje), ti obrazovni nivoi poslodavcima ne mogu da posluže kao osnov za razdvajanje niskoproduktivnih i visokoproduktivnih radnika. Posledično, ne može postojati dodatna premija na obrazovanje za godine u kojima se stiče diploma osnovnog i srednjeg obrazovanja. To pokazuje da, shodno teorijskim postavkama teorije signaliziranja, diploma osnovnog i srednjeg obrazovanja u Srbiji i drugim izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope ne služi poslodavcima u oba sektora ekonomije kao sredstvo selekcije radnika prema tipu.

[30] U Češkoj se diploma osnovnog, srednjeg i visokog obrazovanja stiče nakon, respektivno, devet, trinaest i sedamnaest godina školovanja. Za više detalja o karakteristikama obrazovnog sistema zemalja Centralne i Istočne Evrope uključenih u analizu pogledati tabelu 3.4.1.

Tabela 3.5.2. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (ukupna populacija 20–64)

			Bugarska	Hrvatska	Mađarska	Češka	Poljska	Rumunija	Slovenija	Slovačka	Srbija
Ukupna populacija (20–64)	Javni sektor	S	0,045	0,020	-0,001	0,005	0,042	0,021	0,012	0,024	0,047
		D8	-0,025	0,100	0,118	0,169	0,019	0,136	0,096	0,073	-0,023
		D8S8	0,048	0,061	0,072	0,027	0,076	-0,005	0,013	0,025	0,035
		D12	-0,074	-0,038	-0,101	0,029	-0,053	-0,036	0,030	-0,013	-0,043
		D12S12	0,055	0,018	0,027	0,042	0,032	0,030	0,091	0,099	-0,001
		D16	0,030	0,080	0,036	0,064	0,064	0,112	0,037	0,048	0,075
		D16S16	-0,077	-0,064	-0,083	-0,056	-0,053	-0,061	-0,123	-0,086	-0,069
		D20	-0,018	0,036	0,013	-0,051	0,011	0,024	-0,034	0,066	0,011
	Privatni sektor	S	0,05	0,010	-0,004	0,010	0,008	0,049	0,010	0,016	0,040
		D8	-0,0268	0,076	0,118	0,130	0,017	0,094	0,100	0,082	-0,031
		D8S8	0,031	0,026	0,059	0,025	0,055	-0,030	0,009	0,017	0,003
		D12	-0,069	-0,039	-0,082	0,024	-0,019	-0,047	-0,016	-0,018	-0,022
		D12S12	0,0132	0,027	0,004	0,040	0,008	0,060	0,049	0,038	0,009
		D16	0,075	0,152	0,086	0,091	0,114	0,161	0,055	0,085	0,161
		D16S16	-0,03445	-0,048	-0,042	-0,073	-0,019	-0,080	-0,045	-0,046	-0,041
		D20	-0,007	-0,007	-0,011	0,021	0,039	0,004	-0,002	-0,030	-0,031

Napomene
(1) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 10%.
(2) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.

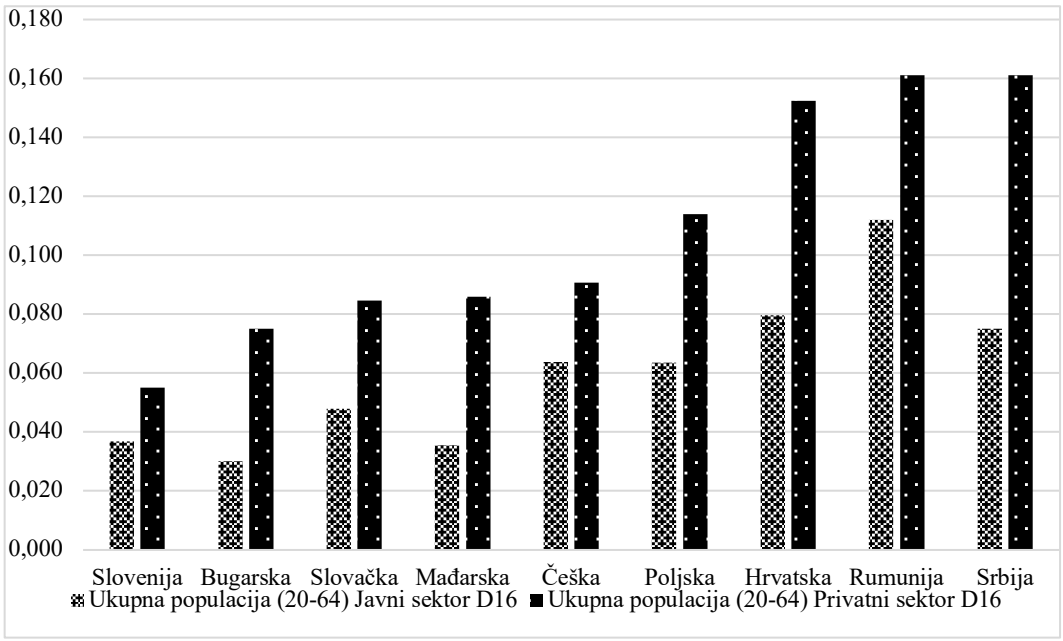
Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Drugo, efekti diploma visokog obrazovanja (D16) pozitivni su u svim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope. Štaviše, uticaj dodatne godine školovanja kada se ona povezuje sa sticanjem diplome visokog obrazovanja izrazito je veći u privatnom sektoru u svim zemljama tog regiona, bez izuzetka. Najveća razlika između efekata diploma visokog obrazovanja između privatnog i javnog sektora uočava se u Srbiji, Rumuniji i Hrvatskoj – raspon iznosi pet do devet procentnih poena, dok je najmanja razlika u ovim efektima zabeležena u Sloveniji, Češkoj i Slovačkoj – raspon iznosi od dva do 3,5 procentna poena. Dakle, imajući u vidu značajno veći pozitivan uticaj diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru, kao konkurentskom, u kojem poslodavci imaju podsticaj da sortiraju radniku, za razliku od javnog sektora, u kojem takav podsticaj ne postoji, takav rezultat može da pokazuje da među zemljama posmatranog regiona visoko obrazovanje može imati ulogu signala na tržištu rada. Pokazuje se, shodno rezultatima o pozitivnim i značajnim efektima diploma visokog obrazovanja, da je posedovanje diplome fakulteta među poslodavcima privatnog sektora koji vodi računa o principu efikasnosti i maksimiranju profitne funkcije odgovarajuće sredstvo za razdvajanje niskoproduktivnih i visokoproduktivnih radnika. Dobijeni rezultati potvrđuju Vajlsovu hipotezu da identifikovanje većih efekata diploma u privatnom sektoru ukazuje na značaj obrazovanja kao signalizirajućeg mehanizma. Naravno, treba imati u vidu da ocenjivanje Hangerfordove i Solonove jednačine omogućava proveru slabe verzije teorije signaliziranja, koja polazi od relaksacije pretpostavke o ulozi obrazovanja kao čistog signala. U tom slučaju se zato ne može tvrditi da se procesom obrazovanja ne unapređuju produktivne mogućnosti pojedinca već da visoko obrazovanje poslodavcima može da posluži i kao mehanizam za prevazilaženje problema asimetrične informisanosti na tržištu rada. Kako visoko obrazovanje nije besplatno i nije obavezno, pri čemu su troškovi sticanja visokog obrazovanja verovatno veći za niskosposobne pojedince, može se govoriti o tome da visoko obrazovanje u zemljama regiona

Centralne i Istočne Evrope za poslodavce (i to privatnog sektora) ima i ulogu sredstva za selekciju pojedinaca za koje se može očekivati da su visokoproduktivni.

Takođe, važno je istaći da u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope rezultati ocenjivanja ukazuju na postojanje negativne premije na dodatnu godinu školovanja preko onih godina neophodnih za sticanje diplome fakulteta. Odnosno, u slučaju pojedinca koji je stekao diplomu fakulteta ali se školovao, na primer, jednu godinu duže, efekat te dodatne godine na zaradu je negativan. Pojedinac koji je stekao diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja ostvaruje značajno veću premiju na dodatnu godinu školovanja u odnosu na pojedinca koji je stekao diplomu trogodišnjeg visokog obrazovanja, pri čemu je u slučaju onog pojedinca koji se je stekao diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja kasnije efekat te dodatne godine negativan. Prethodno odgovara u potpunosti teorijskim postavkama teorije signaliziranja.

Treba izdvojiti nekoliko činjenica u vezi sa tim rezultatima o efektima diploma visokog obrazovanja u javnom i privatnom sektoru. Prvo, u većini zemalja pojedinci zaposleni u javnom sektoru ostvaruju zaradu koja je u proseku veća od zarade pojedinaca koji su zaposleni u privatnom sektoru. To se može objasniti time što radnici u javnom sektoru imaju bolje karakteristike, među kojima se svakako izdvaja nivo obrazovanja. Međutim, studija Evropske komisije (2014) pokazala je da među evropskim zemljama postoje značajne varijacije kada je reč o većoj prosečnoj zaradi pojedinaca u javnom sektoru. Prema toj studiji, u zemljama Zapadne i Južne Evrope (Nemačkoj, Austriji, Italiji, Španiji i dr.) postoji uglavnom pozitivna premija za radnike u javnom sektoru, dok je u zemljama Centralne i Istočne Evrope (na primer, Češkoj, Slovačkoj, Mađarskoj, Bugarskoj) ta premija negativna. Pozitivna premija za radnike u javnom sektoru zemalja Zapadne i Južne Evrope može se obrazložiti stavom da u javnom sektoru tih zemalja postoji izrazita selekcija radnika prema produktivnim mogućnostima, što rezultira izuzetno efikasnom državnom upravom. Kako se ističe, u tim zemljama su najbolji lekari, inženjeri, advokati i drugi visokoobrazovani pojedinci zaposleni upravo u javnom sektoru. To, pak, nije slučaj sa zemljama Centralne i Istočne Evrope (European Commission, 2014). Drugo, u određenim studijama (e.g. Melly, 2005; Depalo *et al*., 2015; Vladisavljević, 2018) ispitivane su razlike u zaradama između javnog i privatnog sektora na različitim nivoima distribucije zarada. Njihovi rezultati ukazuju na to da je pozitivna premija za zaposlenje u javnom sektoru najveća za pojedince u nižim delovima distribucije zarada i da ta razlika kretanjem duž te distribucije ka višim delovima značajno opada. Odnosno, pokazuje se da su u javnom sektoru niskoobrazovani radnici u relativno povoljnijem položaju u odnosu na visokoobrazovane radnike. Tako je premija niskoobrazovanih radnika u javnom sektoru više pozitivna ili manje negativna u poređenju sa istim radnicima u privatnom sektoru, dok suprotno važi za visokoobrazovane radnike. Taj stav potvrđuju rezultati tog istraživanja koji se odnose na ocenjene efekte diploma, a posebno utvrđenu razliku u efektima diploma visokog obrazovanja između javnog i privatnog sektora u zemljama Centralne i Istočne Evrope.



Slika 3.5.1. Ocenjeni efekti diploma visokog obrazovanja po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijene ESR metodom (ukupna populacija 20–64)
Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

U literaturi se ističe da pomoću nekoliko faktora može da se objasni način formiranja zarada u javnom i privatnom sektoru, što može da posluži kao teorijska osnova za obrazloženje dobijenih ocena efekata diploma visokog obrazovanja u empirijskom istraživanju. Vladisavljević (2018) izdvaja faktor monopolske uloge države i politički faktor. Prema njegovom mišljenju, država je proizvođač dobara i usluga u posebnim sektorima – policija, odbrana, pravosuđe, u kojima konkurencija nije izražena, što javnom sektoru omogućava da stekne monopolski položaj u pružanju tih dobara i usluga. Budući da je tražnja za tim dobrim i uslugama neelastična, neelastična je i tražnja za radnicima u javnom sektoru. Posledično, radnici zaposleni u javnom sektoru su u relativno povoljnoj poziciji, naročito ukoliko se tome doda i mogućnost njihovog udruživanja u sindikate. Stopa sindikalizacije je znatno veća u javnom nego u privatnom sektoru. U slučaju Srbije, na primer, kolektivni ugovori se skoro isključivo sklapaju u javnom sektoru. Prema delovanju tog faktora, premija zarada u javnom sektoru trebalo bi da bude veća u onim zemljama u kojima je javni sektor veći. Taj stav potvrđuju rezultati empirijskog istraživanja. Naime, u Srbiji, Hrvatskoj i Rumuniji, u kojima je javni sektor među najvećima u zemljama Centralne i Istočne Evrope, ocenjeni efekti diploma visokog obrazovanja su među najvišima. Dodatno, za razliku od privatnog sektora, u kojem se koji vodi računa o principu efikasnosti rukovođenom težnjom ka maksimiranju profita, u javnom sektoru se vodi računa o principu pravičnosti pod uticajem političkog faktora i težnje ka maksimiranju društvenog blagostanja. Drugim rečima, delovanje političkog faktora oblikuje distribuciju zarada u javnom sektoru tako da medijalnu zaradu približi prosečnoj zaradi. Kao rezultat, zarade u javnom sektoru su više za niskoobrazovane radnike, a niže za visokoobrazovane radnike, jer kreatori javnih politika vode računa o tome da zarade pojedinaca različitog obrazovnog nivoa u javnom sektoru ne budu previše diversifikovane – zbog čega je u javnom sektoru uočljiva veća kompresija zarada. Takođe, usled delovanja političkog faktora, premija za niskoobrazovane je viša, a premija za visokoobrazovane niža u javnom nego u privatnom sektoru. Samim tim, ne iznenađuje rezultat empirijskog istraživanja da postoje značajno veći pozitivni efekti diploma fakulteta u privatnom sektoru u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope.

Ako se posmatraju zemlje bivše Jugoslavije, ocenjeni efekti diploma fakulteta u privatnom sektoru najviši su u Srbiji (16,1%), a najniži u Sloveniji (5,5%). Bivše zemlje Jugoslavije imaju, kao što

je pokazano u prvom empirijskom istraživanju, različitu obrazovnu strukturu oblikovanu različitim tranzicionim putanjama tih zemalja. Shodno tome, razlika od oko 10 procentnih poena može se objasniti time što je udeo visokoobrazovanih u ukupnoj populaciji u Sloveniji veći nego u Srbiji, pa je, prema postavkama teorije signaliziranja, i značaj diplome fakulteta kao signala na tržištu rada Slovenije manji. U Češkoj i Slovačkoj, kao zemljama bivše Čehoslovačke koje imaju sličnu obrazovnu strukturu, te razlike se ne mogu uočiti jer efekti diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru u obe zemlje iznose oko 9%.

Da bi se ispitala osetljivost rezultata, efekti diploma su ocenjeni prema polu i starosnim grupama. Ocenjivanje prema polu i starosti pojedinaca treba dodatno da omogući uvid u to da li i u kojoj meri obrazovanje igra ulogu signala na tržištu rada, budući da, prema postavkama teorije signaliziranja, određeni obrasci mogu biti uočeni. Rezultati ocenjivanja Hangerfordove i Solonove jednačine metodom ESR prema polu dati su u dodatku tabele A3.4, a prema starosnim grupama u tabeli A3.5.

Izvod iz rezultata ocenjivanja metodom ESR za izabrane zemlje regiona Centralne i Istočne Evrope prikazan je u tabeli 3.5.3 za mušku populaciju, a u tabeli 3.5.4 za žensku populaciju. Razlike u ocenjenim efektima diploma D8, D12 i D16 za zaposlene muškarce i žene u javnom i privatnom sektoru treba da omoguće da se u određenoj meri ustanovi potencijalna uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada u zemljama koje su predmet analize. Za Srbiju se može uočiti da se, prema rezultatima ocenjivanja, efekti diploma za osnovno i srednje obrazovanje i za muškarce i za žene ne mogu uočiti ni u javnom ni u privatnom sektoru jer ocenjeni efekti u godinama kada se stiče diploma osnovnog ili srednjeg obrazovanja ne ukazuju na značajan porast zarade povezan sa tim godinama. Ipak, u oba sektora se uočavaju efekti diploma za visoko obrazovanje. Naime, rezultati analize pokazuju da za zaposlene u javnom sektoru ocenjeni efekat za petnaestu godinu obrazovanja raste značajno na 16,1% za muškarce i na 15,6% za žene u šesnaestoj godini školovanja (suma S, D8S8, D12S12 i D16). Dalje, prema rezultatima ocenjivanja, za zaposlene u privatnom sektoru ocenjeni efekat za petnaestu godinu obrazovanja raste čak na 22,9% za muškarce i na 20,3% za žene za šesnaestu godinu školovanja (suma S, D8S8, D12S12 i D16). Precizno, ocenjeni efekti diploma fakulteta za zaposlene muškarce u javnom i privatnom sektoru, respektivno, iznose 8,5% i 19% (D16), a zaposlene žene u javnom i privatnom sektoru, redom, 6,7% i 13,8% (D16). To upućuje na to da postoje statistički značajni i pozitivni efekti diploma fakulteta i za mušku i za žensku populaciju u oba sektora. Ti efekti su posebno izraženi u privatnom sektoru i nešto su veći za muškarce.

Tabela 3.5.3. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (muška populacija 20–64)

			Bugarska	Hrvatska	Mađarska	Češka	Poljska	Rumunija	Slovenija	Slovačka	Srbija
Muška populacija (20–64)	Javni sektor	S	0,09	0,021	-0,003	0,009	0,022	0,017	0,007	0,022	0,054
		D8	-0,0558	0,097	0,159	0,195	0,022	0,116	0,134	0,064	-0,001
		D8S8	0,0282	0,057	0,070	0,028	0,066	0,045	0,015	0,023	0,013
		D12	-0,0727	-0,041	-0,088	0,018	-0,047	-0,139	-0,016	-0,025	-0,023
		D12S12	0,1126	0,034	0,012	0,046	0,006	0,089	0,081	0,060	0,008
		D16	0,0536	0,064	0,052	0,061	0,088	0,112	0,048	0,050	0,086
		D16S16	-0,0105	-0,057	-0,051	-0,058	-0,022	-0,151	-0,090	-0,044	-0,062
		D20	-0,032	0,072	0,003	-0,052	0,016	0,071	-0,007	0,003	0,031
	Privatni sektor	S	0,07	0,021	0,007	0,003	0,012	0,016	0,005	0,016	0,027
		D8	-0,048	0,214	0,081	0,156	0,025	0,081	0,126	0,082	0,004
		D8S8	0,0341	0,049	0,053	0,023	0,014	0,020	0,012	0,017	0,016
		D12	-0,0841	-0,033	-0,088	0,037	-0,024	-0,065	-0,014	-0,018	-0,021
		D12S12	0,0133	0,033	0,025	0,048	0,016	0,065	0,068	0,038	-0,004
		D16	0,0589	0,113	0,083	0,080	0,127	0,252	0,062	0,085	0,190
		D16S16	-0,0324	-0,043	-0,033	-0,089	-0,019	-0,045	-0,063	-0,046	-0,017
		D20	-0,0412	0,014	0,002	0,125	-0,013	-0,026	0,013	-0,030	-0,051

Napomene
(1) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 10%.
(2) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.

Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS

U Hrvatskoj se može zapaziti da se efekti diploma za osnovno i srednje obrazovanje, kao i u slučaju Srbije, ne mogu uočiti ni za mušku ni za žensku populaciju u oba sektora ekonomije – ocenjeni efekti u godinama kada se stiče diploma osnovnog ili srednjeg obrazovanja ne sugerišu značajan porast zarade povezan sa tim godinama. Ali, u oba sektora su uočljivi efekti diploma za visoko obrazovanje. Rezultati ocenjivanja upućuju na to da za zaposlene u javnom sektoru ocenjeni efekat za petnaestu godinu obrazovanja raste značajno na 18% za muškarce i na 22% za žene u šesnaestoj godini školovanja (suma S, D8S8, D12S12 i D16). Dalje, prema rezultatima ocenjivanja, za zaposlene u privatnom sektoru ocenjeni efekat za petnaestu godinu obrazovanja dostiže vrednost od 22% za muškarce i 27% za žene sa šesnaest godina školovanja (suma S, D8S8, D12S12 i D16). Konkretno, ocenjeni efekti diploma fakulteta za zaposlene muškarce u javnom i privatnom sektoru iznose, respektivno, 6,4% i 11,3% (D16), a za zaposlene žene u javnom i privatnom sektoru, redom, 6,7% i 16,1% (D16). Dakle, dobijeni rezultati sugerišu da, kao i u Srbiji, u oba sektora postoje statistički značajni i pozitivni efekti diploma koji se povezuju sa godinom u kojoj se stiče diploma visokog obrazovanja, i za mušku i za žensku populaciju. Štaviše, ti efekti su izraženiji u privatnom sektoru i veći su za žene.

Tabela 3.5.4. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (ženska populacija 20–64)

			Bugarska	Hrvatska	Mađarska	Češka	Poljska	Rumunija	Slovenija	Slovačka	Srbija
Ženska populacija (20–64)	Javni sektor	S	0,087	0,024	0,007	0,003	0,020	0,020	0,022	0,020	0,041
		D8	-0,010	0,107	0,060	0,166	0,011	0,156	0,112	0,042	-0,005
		D8S8	0,016	0,040	0,061	0,027	0,093	0,057	0,008	0,024	0,064
		D12	-0,102	-0,045	-0,108	0,041	-0,090	-0,041	0,030	-0,004	-0,053
		D12S12	0,019	0,099	0,048	0,039	0,089	0,063	0,121	0,112	-0,016
		D16	0,070	0,067	0,042	0,070	0,061	0,063	0,047	0,078	0,067
		D16S16	-0,173	-0,158	-0,099	-0,058	-0,101	-0,057	-0,131	-0,109	-0,073
		D20	0,016	0,073	-0,024	0,064	-0,020	0,072	-0,057	0,094	0,009
	Privatni sektor	S	0,10	0,040	-0,010	0,017	0,012	0,010	0,000	0,034	0,065
		D8	-0,0379	0,117	0,175	0,120	-0,009	0,065	0,062	0,119	-0,001
		D8S8	0,0071	0,002	0,075	0,025	0,012	0,011	0,009	0,026	-0,020
		D12	-0,0492	-0,012	-0,097	0,017	-0,023	-0,071	0,021	-0,012	-0,024
		D12S12	0,0041	0,064	0,020	0,015	0,093	0,045	0,016	0,032	0,020
		D16	0,0957	0,161	0,066	0,093	0,080	0,115	0,063	0,082	0,138
		D16S16	-0,0291	-0,092	0,008	-0,024	-0,003	-0,100	-0,015	-0,033	-0,062
		D20	0,0437	-0,002	-0,008	-0,048	-0,031	0,064	-0,018	-0,003	-0,008

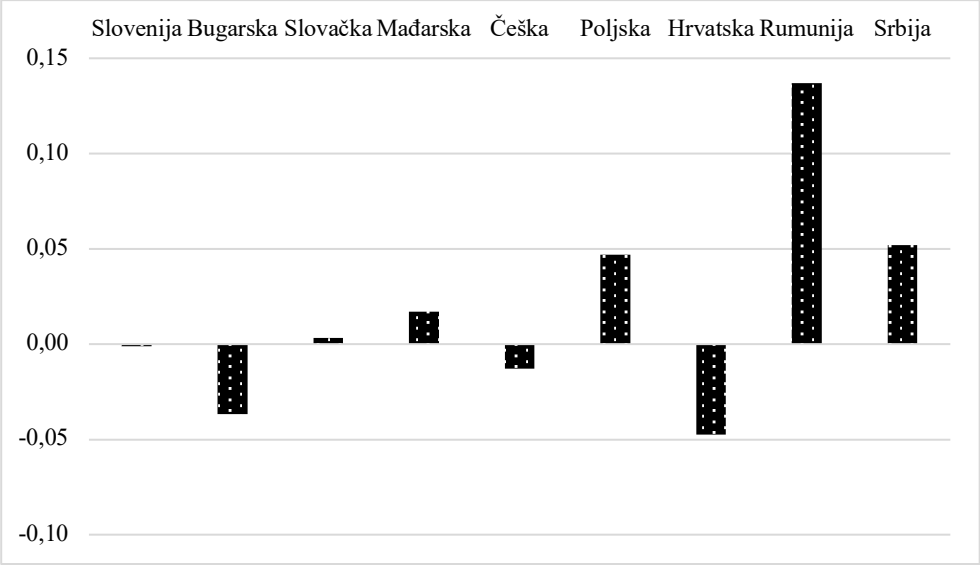
Napomene
(1) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 10%.
(2) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Sumarno posmatrano, može se uočiti da u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope postoji značajan pozitivan uticaj dodatne godine školovanja koja se povezuje sa godinom sticanja diplome visokog obrazovanja na zaradu, i za mušku i za žensku populaciju. Ipak, mogu se izdvojiti određene razlike među zemljama. U svim analiziranim zemljama gotovo da ne postoji razlika između muškaraca i žena u efektima diploma visokog obrazovanja u javnom sektoru. To ne iznenađuje budući da se zarada u javnom sektoru definiše određenim birokratskim procedurama. Kako je javni sektor vođen računom pravičnosti, razlika između muškaraca i žena u pozitivnom uticaju dodatne godine školovanja povezanoj sa godinom sticanja diplome fakulteta ne može da bude ni uočena. Kao što je već istaknuto, u tom sektoru se ne može govoriti ni o efektima diploma već o efektima kredencijala. Ipak, određene razlike se mogu zabeležiti u privatnom sektoru, u kojem se može tvrditi da su identifikovani efekti diploma povezani sa potrebom poslodavaca da sortiraju radnike prema produktivnim mogućnostima – a ne na osnovu diplome kao takve. U Srbiji, Mađarskoj, Poljskoj i Rumuniji diplome visokog obrazovanja u privatnom sektoru imaju veće efekte za muškarce, dok su u Češkoj, Hrvatskoj i Bugarskoj ti efekti veći za žene. U Sloveniji i Slovačkoj gotovo nije uočljiva razlika između muškaraca i žena u privatnom sektoru u pogledu ocenjenih efekata diploma fakulteta.

Taj rezultat se može objasniti teorijskim postavkama teorije signaliziranja. Belman i Hejvud (1997) su, u okviru teorije signaliziranja, ispitujući razlike u efektima diploma među različitim delovima populacije, teorijski i empirijski pokazali da kada je uloga obrazovanja kao signala slaba, onda su efekti diploma veći za većinsku grupu, a kada je ta uloga jaka, onda su efekti diploma veći za manjinsku grupu. Naime, Belman i Hejvud dokazuju da kada obrazovanje ima izrazitu ulogu signala na tržištu rada, a veći deo visokoobrazovane populacije čine muškarci, efekti diploma fakulteta moraju biti veći za žene (Belman and Heywood, 1997). To proizlazi iz pretpostavke da

što je manji udeo žena u visokoobrazovanoj populaciji, to je za poslodavca veća vrednost fakultetske diplome žene. Kako je u svim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope učešće žena u populaciji sa visokim obrazovanjem u privatnom sektoru manje nego učešće muškaraca, objašnjenje utvrđene pozitivne (ili negativne) razlike u ocenjenim efektima diploma fakulteta između muškaraca i žena zavisi od toga da li obrazovanje ima jaku ili slabu ulogu signala na tržištu rada. Na primer, može se bar indikativno pretpostaviti da se veći pozitivan uticaj dodatne godine školovanja koja se povezuje sa godinom sticanja diplome visokog obrazovanja na zaradu muškaraca u Srbiji i Rumuniji može objasniti time što obrazovanje ima slabiju ulogu signala.



Slika 3.5.2. Razlika u ocenjenim efektima diploma visokog obrazovanja za mušku i žensku populaciju u privatnom sektoru za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom ESR (u pp)
Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Izvod iz rezultata ocenjivanja metodom ESR za Srbiju i druge zemlje regiona Centralne i Istočne Evrope prikazan je u tabeli 3.5.5 za mladu populaciju (20–34), u tabeli 3.5.6 za srednju populaciju (35–49) i u tabeli 3.5.7 za stariju populaciju (50–64). Razlike u ocenjenim efektima diploma D8, D12 i D16 prema starosnim grupama u javnom i privatnom sektoru treba da omoguće dodatni uvid u to kakva je potencijalna uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada u analiziranim zemljama.

Rezultati ocenjivanja za Srbiju pokazuju da za zaposlene u privatnom sektoru ocenjeni efekat za petnaestu godinu obrazovanja u šesnaestoj godini školovanja (suma S, D8S8, D12S12 i D16) raste na 18,7% za mladu populaciju, na čak 30,3% za srednju populaciju i na 18,6% za stariju populaciju. Odnosno, ocenjeni efekti diploma fakulteta u privatnom sektoru za pripadnike mlađe, srednje i starije populacije iznose, redom, 9,7% i 24,8% i 14,8% (D16). Takvi rezultati analize upućuju na to da u Srbiji postoje statistički značajni i pozitivni efekti diploma fakulteta za sve starosne grupe, ali da kretanje tih efekata odgovara obrnutom latiničnom slovu „U“. Dakle, efekti diploma u privatnom sektoru najpre rastu za pripadnike srednje populacije, pa opadaju za pripadnike starije populacije. Precizno, pozitivan uticaj dodatne godine školovanja koja se povezuje sa godinom sticanja diplome visokog obrazovanja na zaradu pripadnika srednje populacije u Srbiji veći je za 10 procentnih poena nego za pripadnike starije populacije. Ipak, kao što je pokazano i u prvom empirijskom istraživanju, u Srbiji (kao i u većini drugih zemalja Centralne i Istočne Evrope) premija na visoko obrazovanje za mlade relativno je niža nego ista premija za ostale starosne grupe, jer mladi prihvataju nižu zaradu suočeni sa različitim poteškoćama u traganju sa prvim stabilnim zaposlenjem.

Tabela 3.5.5. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom ESR (mlada populacija 20–34)

			Bugarska	Hrvatska	Mađarska	Češka	Poljska	Rumunija	Slovenija	Slovačka	Srbija
Mlada populacija (20–34)	Javni sektor	S	0,050	0,003	-0,011	0,010	0,030	0,010	0,033	0,029	0,072
		D8	0,034	0,155	0,142	0,163	0,008	0,065	0,118	0,056	-0,012
		D8S8	0,013	0,056	0,092	0,032	0,080	0,011	0,026	0,015	0,037
		D12	-0,060	0,050	-0,100	-0,008	-0,094	-0,071	-0,046	-0,001	-0,045
		D12S12	0,081	0,045	0,022	0,047	0,008	0,045	0,098	0,077	-0,016
		D16	0,057	0,054	0,062	0,049	0,029	0,115	0,055	0,056	0,067
		D16S16	-0,081	-0,035	-0,041	-0,071	-0,034	-0,100	-0,095	-0,048	-0,021
		D20	0,001	0,015	-0,050	0,062	0,016	0,064	-0,013	0,043	-0,036
	Privatni sektor	S	0,06	0,038	-0,006	0,016	0,022	0,035	0,016	0,045	0,054
		D8	-0,0132	0,116	0,122	0,165	0,002	0,033	0,128	0,062	-0,038
		D8S8	0,0153	0,036	0,073	0,030	0,012	0,016	0,022	0,031	0,028
		D12	-0,0325	0,016	-0,102	-0,003	-0,035	-0,051	-0,025	-0,015	-0,024
		D12S12	0,0688	0,049	0,047	0,037	0,011	0,077	0,056	0,039	0,008
		D16	0,0617	0,147	0,068	0,079	0,115	0,132	0,105	0,071	0,097
		D16S16	-0,096	-0,044	-0,010	-0,065	-0,025	-0,091	-0,051	-0,059	-0,065
		D20	0,007	-0,054	-0,085	0,053	-0,012	0,062	-0,026	-0,017	-0,063

Napomene
(1) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 10%.
(2) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.

Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS

Prema rezultatima analize, ocenjeni efekti diploma fakulteta zaposlenih u privatnom sektoru u Poljskoj iznose za pripadnike mlađe, srednje i starije populacije, respektivno, 11,5% i 9,7% i 7,3% (D16). U odnosu na pripadnike mlade populacije, efekat jedne dodatne godine školovanja na zaradu kada se ona povezuje sa onom godinom u kojoj se stiče diploma fakulteta u Poljskoj opada za 1,8 procentnih poena za srednju populaciju, a za 4,2 procentna poena za stariju populaciju. Slično, ocenjeni efekti diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru u Sloveniji iznose 10,5% za mladu populaciju, 6,8% za srednju populaciju i 5,6% za stariju populaciju. Dakle, efekti diploma visokog obrazovanja u Sloveniji su manji za 3,7 procentnih poena za pripadnike srednje populacije i za 4,9 procentnih poena za pripadnike starije populacije, u poređenju sa efektima diploma najvišeg obrazovnog nivoa uočenim kod pripadnika mlade populacije. Rezultati ocenjivanja upućuju na to da je u Poljskoj i Sloveniji efekti diploma fakulteta u privatnom sektoru opadaju po starosnim grupama, tako da su najveći za najmlađu, a najmanji za najstariju starosnu kohortu.

Tabela 3.5.6. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom ESR (srednja populacija 35–49)

			Bugarska	Hrvatska	Mađarska	Češka	Poljska	Rumunija	Slovenija	Slovačka	Srbija
Srednja populacija (35–49)	Javni sektor	S	0,051	0,049	0,000	0,016	0,023	0,003	0,023	0,041	0,056
		D8	-0,0337	0,140	0,140	0,210	0,013	0,160	0,104	0,027	-0,013
		D8S8	0,0122	0,080	0,070	0,032	0,086	0,038	0,045	0,040	0,007
		D12	-0,0025	-0,043	-0,108	0,046	-0,044	-0,085	-0,060	-0,017	-0,020
		D12S12	0,02868	0,042	0,029	0,045	0,045	0,079	0,078	0,101	0,013
		D16	0,0542	0,069	0,031	0,084	0,053	0,078	0,047	0,064	0,096
		D16S16	-0,07293	-0,075	-0,090	-0,054	-0,050	-0,116	-0,083	-0,086	-0,068
		D20	0,04047	0,016	0,011	-0,012	-0,018	0,011	-0,033	0,004	0,038
	Privatni sektor	S	0,05	0,024	0,000	0,021	0,036	0,029	0,005	0,023	0,062
		D8	-0,0137	0,108	0,132	0,182	0,016	0,119	0,119	0,102	-0,051
		D8S8	-0,0102	0,049	0,050	0,034	-0,001	0,053	0,012	0,029	-0,026
		D12	-0,0072	-0,066	-0,083	0,049	-0,002	-0,065	0,008	-0,020	-0,018
		D12S12	0,0396	0,036	0,013	0,047	0,014	0,034	0,087	0,048	0,019
		D16	0,0693	0,225	0,078	0,087	0,097	0,210	0,068	0,089	0,248
		D16S16	-0,0456	-0,052	-0,057	-0,088	-0,014	-0,050	-0,076	-0,050	-0,044
		D20	0,01237	-0,052	-0,001	0,078	0,047	-0,047	-0,005	-0,032	-0,015

Napomene
(1) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 10%.
(2) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Ako se izuzme mlada populacija, prema rezultatima ocenjivanja, efekti diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru opadaju po starosnim grupama u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope, tako da su oni za pripadnike srednje populacije u odnosu na pripadnike starije populacije za dva do 10 procentnih poena veći, zavisno od posmatrane zemlje. Izuzetak su Poljska i Slovenija, u kojima su ti opadajući efekti primetni već u najmlađoj starosnoj kohorti, pa su efekti diploma fakulteta najveći za pripadnike mlade populacije. Uočenom tendencijom kretanja efekata diploma visokog obrazovanja mogu dodatno da se potvrde izneti stavove o tome da najviši obrazovni nivo u zemljama Centralne i Istočne Evrope može da ima ulogu signala na tržištu rada za poslodavce privatnog sektora, koji je i su zainteresovani za sortiranje radnika.

Naime, ideja istraživača u većem broju studija (e.g. Wolpin, 1977; Cohn *et al*., 1987; Rao and Datta, 1989) u kojima je ispitivana uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada utemeljena je na poređenju razlika u efektima diploma za različite starosne grupe. Pretpostavka je da poslodavci vremenom mogu lakše direktno da uoče stvarni nivo produktivnih mogućnosti radnika, odnosno, ideja istraživača je da poslodavci protokom godina akumuliraju informacije o stvarnom produktivnom nivou radnika, tako da veza između obrazovnog nivoa i zarade radnika iskazana efektima diploma slabi. Prema tome, jedna od potvrda teorije signaliziranja jeste uvođenje pretpostavke da poslodavci mogu da uče tokom vremena. Ako ta pretpostavka važi, u slučaju da visoko obrazovanje igra ulogu signala na tržištu rada, korelacija između obrazovanja i zarade vremenom postaje manje izražena, pa su efekti diploma fakulteta opadajući i relativno manji za pripadnike starije grupe. To se posebno odnosi na privatni sektor u kojem, kao što je već objašnjeno, poslodavci imaju interes da sortiraju radnike prema produktivnim mogućnostima te i u tom sektoru poslodavci tokom vremena mogu da uče i na osnovu toga prilagođavaju zarade.

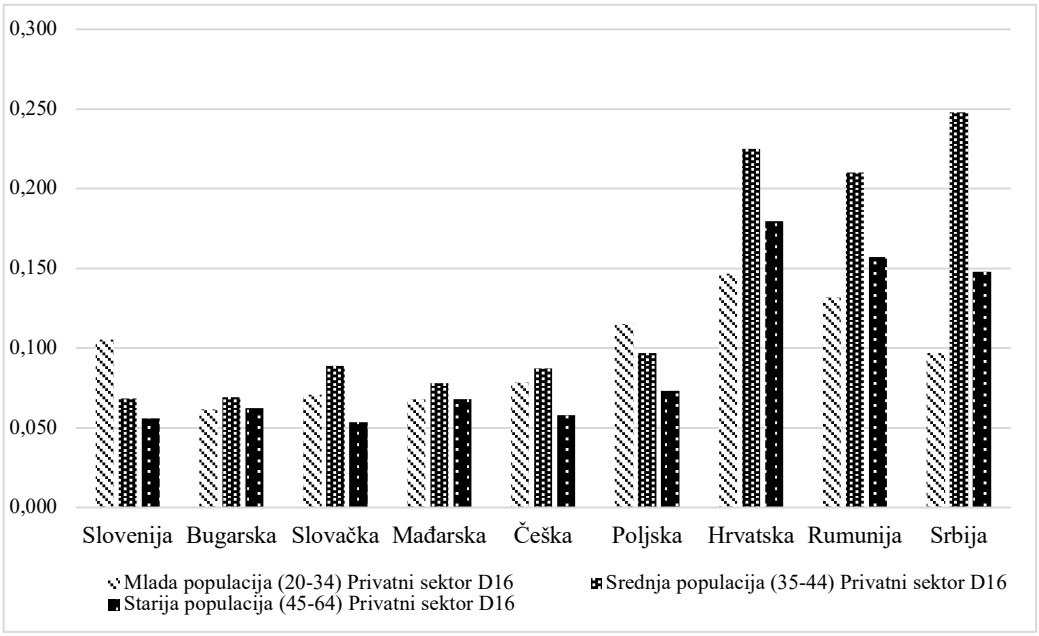
Tabela 3.5.7. Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena metodom ESR (starija populacija 50–64)

			Bugarska	Hrvatska	Mađarska	Češka	Poljska	Rumunija	Slovenija	Slovačka	Srbija
Starija populacija (50–64)	Javni sektor	S	0,021	0,012	0,001	0,005	0,020	0,001	0,036	0,001	0,036
		D8	0,0518	0,128	0,101	0,159	0,042	0,101	0,133	0,102	-0,022
		D8S8	0,0392	0,077	0,068	0,020	0,062	0,057	0,002	0,008	0,048
		D12	-0,056	-0,084	-0,097	0,048	-0,038	-0,065	0,027	-0,009	-0,040
		D12S12	0,0756	0,044	0,048	0,041	0,039	0,034	0,125	0,097	0,002
		D16	0,0517	0,100	0,053	0,053	0,073	0,134	0,073	0,051	0,093
		D16S16	-0,081	-0,114	-0,097	-0,059	-0,059	-0,065	-0,135	-0,097	-0,067
		D20	-0,089	0,097	-0,051	0,041	0,016	0,051	0,011	0,087	0,010
	Privatni sektor	S	0,010	0,019	-0,006	0,001	0,010	0,014	0,022	0,001	0,017
		D8	0,033	0,104	0,117	0,157	0,069	0,024	0,104	0,086	-0,003
		D8S8	0,0259	0,035	0,055	0,011	0,010	0,042	0,000	0,001	0,023
		D12	-0,0399	-0,056	-0,063	0,037	-0,012	-0,083	0,003	0,005	-0,003
		D12S12	0,0675	0,006	0,021	0,031	0,004	0,018	0,075	0,079	-0,001
		D16	0,0625	0,180	0,068	0,058	0,073	0,157	0,056	0,054	0,148
		D16S16	0,0004	-0,036	-0,060	-0,051	-0,006	-0,050	-0,078	-0,043	-0,018
		D20	-0,0689	0,066	-0,043	-0,022	-0,018	-0,018	0,034	-0,039	0,060

Napomene
(1) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 10%.
(2) U ocenjivanje su uključene promenljive: broj godina radnog iskustva, kvadrat broja godina radnog iskustva, neformalno obrazovanje – obuka ili trening, pol, bračni status, lokacija i broj članova domaćinstva.

Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS

Kao što je prikazano na slici 3.5.3, ocenjeni efekti diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru opadaju po starosnim grupama. U većini zemalja Centralne i Istočne Evrope opadajući trend se može uočiti od srednje populacije, dok je u pojedinim zemljama tog regiona opadajući trend primetan već od mlade populacije. Dakle, rezultati ocenjivanja efekata diploma za različite starosne kohorte upućuju na to da se, shodno opisanom obrascu kretanja tih efekata, može pretpostaviti da visoko obrazovanje poslodavcima u privatnom sektoru može poslužiti kao osnov za sortiranje visokoproduktivnih od niskoproduktivnih radnika, tako da poslodavci sa protokom vremena uče i prilagođavaju zaradu prema uočenom nivou produktivnosti radnika.



Slika 3.5.3. Ocenjeni efekti diploma visokog obrazovanja po starosnim grupama u privatnom sektoru za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijeni metodom ESR
Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS

3.6. Zaključak

U trećem delu rada je, teorijski i empirijski, analizirana uloga obrazovanja kao signala. Prikazan je Spensov teorijsko-metodološki okvir prema kojem obrazovanje predstavlja jednu od karakteristika radnika koja može na odgovarajući način da oslika neuočljive sposobnosti i da služi kao signal na tržištu rada. Shodno postavkama teorije signaliziranja, firme na osnovu stečenog obrazovnog nivoa prave distinkciju između visokosposobnih i niskosposobnih radnika. Radnici poseduju informacije o tome kako se proces zapošljavanja odvija te mogu smatrati da je investiranje u različite nivoe obrazovanja korisno zbog toga što će na taj način signalizirati svoje neuočljive sposobnosti potencijalnom poslodavcu. Poslodavci koriste obrazovanje kao sredstvo odabira radnika za koje je verovatno da će biti visokosposoban. Pokazano je da prema Spensovim postavkama modela ravnotežnu situaciju na tržištu obrazovanja karakteriše postojanje dvostrukog optimuma, to jest razdvajajuće ravnoteže. Takođe, predstavljena je i dinamika uspostavljanja razdvajajuće ravnoteže na tržištu rada prema Spensovom modelu na osnovu bajesijanskog pristupa. Odnosno, primenom koncepta teorije igara pokazana je važnost obrazovanja kao sredstava za prevazilaženje problema asimetričnih informacija na tržištu rada, kao i dinamika uspostavljanja ravnotežne situacije. Istaknuto je i da različite preporuke zagovornika teorije ljudskog kapitala i teorije signaliziranja za obrazovne politike počivaju na tome da li se i u kojoj meri privatna stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje, merena kao uvećanje zarade pojedinca od dodatne godine školovanja, razlikuje od društvene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, merena uvećanjem nacionalnog dohotka sa tom istom dodatnom godinom školovanja.

Prikazano je kretanje izdataka države za obrazovanje, pri čemu je istaknuto da druga polovina 20. veka predstavlja period ekspanzije državne intervencije u oblasti obrazovanja na globalnom nivou, nezavisno od nivoa razvijenosti zemlje. Podaci Svetske banke upućuju na to da udeo državnih izdataka za obrazovanje u ukupnom bruto domaćem proizvodu u periodu od 1960. do 2010. godine raste u visokorazvijenim zemljama. Tako je u tim zemljama 1960. godine tek nešto više od 4% GDP bilo izdvajano za obrazovanje, da bi nakon 50 godine ta izdvajanja bila veća za oko 1,5 procentnih poena. Podaci o kretanju tog udela za srednje i nisko razvijene zemlje dostupni su od 2000. godine i potvrđuju rast trenda kretanja udela državnih izdataka u ukupnom GDP. Štaviše, u studiji koju je objavio UNESCO ističe se da su definisani Milenijumski ciljevi razvoja doprineli značajnoj ekspanziji državne intervencije u oblast obrazovanja od 2000. godine u nisko i srednje razvijenim zemljama, što je posebno uočljivo u subvencijama države osnovnom obrazovanju. Ako se posmatra region Centralne i Istočne Evrope, uočeno je da je u periodu od 2000. do 2010. godine primetna značajna razlika u državnim izdvajanjima za obrazovanje među izabranim zemljama tog regiona.

Naglašeno je da empirijsko utvrđivanje značaja obrazovanja kao signala predstavlja metodološki izazov. Prema predviđanjima teorije ljudskog kapitala i teorije signaliziranja, više obrazovani pojedinci će ostvarivati veće zarade u budućnosti, pa pozitivna relacija između obrazovanje i zarade *per se* ne pruža korisne informacije o mehanizmu koji tu relaciju objašnjava. Posledično, ne postoji univerzalno prihvaćen metod za odvojeno identifikovanje uloge obrazovanja kao mehanizma unapređenja produktivnosti pojedinca od uloge obrazovanja kao mehanizma signaliziranja urođenih sposobnosti tog pojedinca. Ipak, tokom vremena je razvijen odgovarajući metodološki okvir za empirijsko ispitivanje uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada. Jedan od najčešće korišćenih metodoloških koncepata u empirijskim studijama čiji je predmet istraživanja ispitivanje uloge obrazovanja kao sredstva za prevazilaženje problema asimetrične informisanosti između radnika i poslodavaca zasniva se na oceni efekata diploma. Hangerford i Solon su predstavili metodološki okvir koji omogućava empirijsko testiranje teorije signaliziranja, prema kojem zarade rastu brže sa dodatnim godinama školovanja onda kada su to one godine u kojima pojedinac stiče određenu diplomu. Hangerford i Solon su prilagodili Mincerovu jednačinu

tretirajući vezu između obrazovanja i zarade kao diskontinualnu funkciju sa prekidima u svakoj godini u kojoj se stiče određena diploma.

Istaknuto je da je u literaturi koja je posvećena ispitivanju ekonomske uloge obrazovanja na tržištu rada razvijeno, osim standardne ocene efekata diploma, nekoliko alternativnih vidova empirijske potvrde teorije signaliziranja. Prva linija studija u kojima je empirijski istraživana uloga obrazovanja kao signala na tržištu rada utemeljena je na poređenju razlika u zaradama zasnovanih na razlikama u broju godina školovanja za različite starosne grupe, odnosno za različite godine radnog iskustva. Ideja tog pristupa je da obrazovanje može imati važnu ulogu signaliziranja samo u prvim godinama zaposlenja i da veza između obrazovnog nivoa i zarade radnika slabi kako poslodavac vremenom akumulira informacije o stvarnim produktivnim mogućnostima radnika. Druga linija studija čiji je predmet empirijsko ispitivanje pretpostavke o ulozi obrazovanja kao signala na tržištu rada zasniva se na stavu da među radnicima i poslodavcima postoje različite sklonosti ka signaliziranju i sortiranju. Pojedinci koji planiraju da budu samozaposleni nemaju podsticaj da investiraju u obrazovanje jer nemaju potrebu da potencijalnom poslodavcu šalju signal u vidu diplome određenog obrazovnog nivoa.

Predmet empirijskog istraživanja ovog dela rada se tiče ocenjivanje efekata diploma u zemljama Centralne i Istočne Evrope prema postavkama teorije signaliziranja. Testiranje hipoteze o statistički značajnim efektima diploma radi ispitivanja uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada Srbije i drugih zemalja Centralne i Istočne Evrope svodi se na to da se utvrdi da li stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje raste diskontinuirano u godinama kada se diploma stiče. Jednačina Hangerfoda i Solona ocenjena je za Srbiju, Bugarsku, Mađarsku, Poljsku, Rumuniju, Slovačku, Sloveniju, Hrvatsku i Češku. Jednačina Hangerfoda i Solona je ocenjena posebno za pojedince zaposlene u javnom i privatnom sektoru među izabranim zemljama, polazeći od činjenice da među tim sektorima postoje razlike u potrebi poslodavaca da sortiraju zaposlene. Ovakvo ocenjivanje za zaposlene u javnom i privatnom sektoru Srbije i drugim zemljama Centralne i Istočne Evrope omogućilo je testiranje Vajlsove hipoteze o razdvajanju efekata, prema kojoj dokazivanje većih efekata diploma u privatnom sektoru, kao sektoru u kojem je veća produktivnost usled izraženije konkurencije i u kojem postoji potreba za sortiranjem radnika, ukazuje na značaj obrazovanja kao signala na tržištu rada. Da bi se izbegao problem samoselekcije i analizirala razlika o uticaju diploma na zaradu, jednačine Hangerforda i Solona za zaposlene u javnom i privatnom sektoru, polazeći od razlika u definisanju zarade među tim sektorima, su ocenjene simultano. Efekti diploma su u empirijskom istraživanju ocenjeni primenom metoda endogene zamene – metoda ESR. Metod ESR predstavlja proširenje klasičnog eksperimentalnog dizajna, koji omogućava testiranje pretpostavke o endogenosti efekta tretmana. Ocenjivanje efekata diploma je bilo sprovedeno na osnovu mikropodataka Ankete o radnoj snazi – podaci LFS u periodu od 2015. do 2019. godine, kao i u prethodnom empirijskom istraživanju u kojem je ocenjena premija na obrazovanje. Ocena efekata diploma obuhvata pomenuti petogodišnji period, kako bi se ispitala indikativna robusnost dobijenih ocena, budući da se može pretpostaviti da se u tom periodu nisu desile značajne promene na tržištu rada i tržištu obrazovanja. Osnovni rezultati empirijskog istraživanja odnose se na ocenjivanje za ukupnu populaciju za svaku zemlju pojedinačno. Osim toga, po zemljama je izvršeno i ocenjivanje za mušku i žensku populaciju, kao i za mlađu srednju i stariju populaciju.

Rezultati empirijskog istraživanja sugerišu da se određeni obrazac kretanja efekata diploma među zemljama Centralne i Istočne Evrope može uočiti. Prvo, u većini zemalja pomenutog regiona, sa izuzetkom Srbije i Bugarske, efekti diploma osnovnog obrazovanja su pozitivni u oba sektora ekonomije. Dodatno, u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope, efekti diploma srednjeg obrazovanja, sa izuzetkom Češke, su negativni i u javnom i u privatnom sektoru. Ovakvi rezultati se mogu objasniti time da način formiranja zarada među zemljama Centralne i Istočne Evrope favorizuje pojedince sa najnižim nivoom obrazovanja. Drugo, u svim zemljama regiona Centralne

i Istočne Evrope efekti diploma visokog obrazovanja su pozitivni. Uticaj dodatne godine školovanja kada se ona vezuje za sticanje diplome visokog obrazovanja je izrazito veći u privatnom sektoru među svim zemljama ovog regiona bez izuzetka. Najveća razlika između efekata diploma visokog obrazovanja između privatnog i javnog sektora se uočava u Srbiji, Rumuniji i Hrvatskoj - raspon iznosi 5-9 procentnih poena, dok je najmanja razlika u ovim efektima zabeležena u Sloveniji, Češkoj i Slovačkoj - raspon iznosi 2-3,5 procentna poena. Takođe, u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope rezultati ocenjivanja ukazuju na postojanje negativne premije na dodatnu godinu školovanja preko onih godina neophodnih za sticanje diplome fakulteta. U slučaju pojedinca koji je stekao diplomu fakulteta ali se školovao, na primer, jednu godinu duže, efekat te dodatne godine na zaradu je negativan. Pojedinac koji je stekao diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja ostvaruje značajno veću premiju na dodatnu godinu školovanja u odnosu na pojedinca koji je stekao diplomu trogodišnjeg visokog obrazovanja, pri čemu je u slučaju onog pojedinca koji se je stekao diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja kasnije efekat te dodatne godine negativan. Imajući u vidu značajno veći pozitivan uticaj diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru, kao konkurentskom u kojem poslodavci imaju podsticaj da vrše sortiranje radnika, za razliku od javnog sektora, u kojem takav podsticaj ne postoji, ovakav rezultat može da ukazuje da među zemljama posmatranog regiona visoko obrazovanje može imati ulogu signala na tržištu rada. Dobijeni rezultati potvrdili su Vajlsovu hipotezu, prema kojoj identifikovanje većih efekata diploma u privatnom sektoru ukazuje na značaj obrazovanja kao signalizirajućeg mehanizma. Naglašeno je da ocenjivanje jednačine Hangerforda i Solona omogućava proveru slabe verzije teorije signaliziranja, koja polazi od relaksacije pretpostavke o ulozi obrazovanja kao čistog signala. U ovom slučaju se ne može tvrditi da se kroz proces obrazovanja ne unapređuju produktivne mogućnosti pojedinca, već da visoko obrazovanje može dodatno predstavljati i mehanizam za prevazilaženja problema asimetrične informisanosti na tržištu rada među poslodavcima.

Kako bi se ispitala osetljivost rezultata, ocenjivanje efekata diploma je izvršeno prema polu i starosnim grupama. Sumarno posmatrano u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope može se uočiti postojanje značajnog pozitivnog uticaja dodatne godine školovanja koja se povezuje sa godinom sticanja diplome visokog obrazovanja na zaradu, i za mušku i za žensku populaciju. U svim analiziranim zemljama gotovo da ne postoji razlika između muškaraca i žena u pogledu efekata diploma visokog obrazovanja u javnom sektoru. Ovo nije iznenađujuće, budući da se zarada u javnom sektoru definiše određenim birokratskim procedurama. Kako je javni sektor vođen računom pravičnosti, razlika između muškaraca i žena u pozitivnom uticaju dodatne godine školovanja povezanoj sa godinom sticanja diplome fakulteta ni ne može biti ni uočena. Ipak, u privatnom sektoru u kojem se može tvrditi da su identifikovani efekti diploma povezani sa potrebom sortiranja radnika među poslodavcima u pogledu produktivnih mogućnosti - a ne diplomom kao takvom, određene razlike se mogu zabeležiti. U Srbiji, Mađarskoj, Poljskoj i Rumuniji, efekti diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru su veći u slučaju muške populacije, dok su u Češkoj, Hrvatskoj i Bugarskoj, ovi efekti veći u slučaju ženske populacije. U Sloveniji i Slovačkoj razlika između muškaraca i žena u privatnom sektoru u pogledu ocenjenih efekata diploma fakulteta gotovo da nije uočljiva. Kako je u svim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope učešće žena u populaciji sa visokim obrazovanjem u privatnom sektoru manje u odnosu na učešće muškaraca, objašnjenje utvrđene pozitivne (ili negativne) razlike u ocenjenim efektima diploma fakulteta između muškaraca i žena zavisi od toga da li obrazovanje ima jaku ili slabu ulogu signala na tržištu rada.

Ako se izuzme mlada populacija, efekti diploma visokog obrazovanja u privatnom sektoru prema rezultatima ocenjivanja opadaju po starosnim grupama u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope, tako da su oni za pripadnike srednje populacije u odnosu na pripadnike starije populacije za 2-10 procentnih poena veći u zavisnosti od posmatrane zemlje. Uočena tendencija kretanja efekata diploma visokog obrazovanja može dodatno da potvrdi prethodno iznete stavove o tome

da najviši obrazovni nivo u zemljama Centralne i Istočne Evrope može da ima ulogu signala na tržištu rada među poslodavcima privatnog sektora, koji je i zainteresovan za sortiranje radnika. Tvrdnja počiva na pretpostavci da poslodavci vremenom mogu lakše da direktno uoče stvarni nivo produktivnih mogućnosti radnika. Ovo se posebno odnosi, kao što je naglašeno, na privatni sektor u kojem poslodavci imaju interesa za sortiranjem radnika prema produktivnim mogućnostima, te da učenje poslodavaca tokom vremena u ovom sektoru i odgovarajuće prilagođavanje zarade može biti prisutno.

IV Nejednake šanse u obrazovanju

4.1. Uvod

Jednakost šansi je jedan od centralnih ciljeva u agendi kreatora javnih politika većeg broja zemalja, kao jedan od kanala koji treba da omogući smanjivanje dohodne nejednakosti manjom obrazovnom nejednakošću. Pravičnija distribucija obrazovanja, koja se ogleda u smanjivanju razlika u obrazovnim ishodima među pojedincima iz različitih socio-ekonomskih grupa, treba da doprinese redukciji dohodne nejednakosti. To proističe iz činjenice da je obrazovanje jedan od osnovnih faktora mobilnosti pojedinca iz niže u višu dohodnu grupu, imajuću u vidu dokazanu pozitivnu vezu između obrazovanja i zarade. Posledično, kao rezultat tih kretanja, očekivano je da dođe do pravičnije raspodele dohotka, koja u uslovima sve primetnijeg rasta dohodne nejednakosti može da doprinese i većoj efikasnosti ekonomskih sistema u vidu bolje iskorišćenosti ekonomskih potencijala, što će se pozitivno odraziti na ekonomski rast zemlje. Stoga, istraživanje jednakosti šansi kao načina za smanjivanje obrazovne nejednakosti poslednjih godina postaje sve značajnije (Erikson, 2020).

Kuznjec (1955) je pedesetih godina prošlog veka ukazao na važnost ispitivanja uticaja dohodne nejednakosti na ekonomski rast zemlje. U opštim okvirima, između dohodne nejednakosti i ekonomskog rasta može biti uočena negativna korelacija, tako da zemlje sa većim nivoom nejednakosti ostvaruju lošije ekonomske rezultate. Piketi (2014) je skrenuo pažnju kreatora javnih politika na činjenicu da rastuća dohodna nejednakost može imati, dugoročno posmatrano, značajne negativne implikacije na ekonomski rast zemlje. Stoga se u novijim radovima (e.g. Milanović *et al*., 2007; Rodrik, 2014) ističe da politika ekonomskog rasta mora biti podržana redistributivnom politikom, tako da rezultati ekonomskog napretka budu ravnomerno raspoređeni među pojedincima u zemlji. Negativna asocijacija između dohodne nejednakosti i ekonomskog rasta može se objasniti u dve različite linije mišljenja. Prva linija mišljenja (e.g. Perotti, 1993; Alesina and Rodrik, 1994; Persson and Tabellini, 1994) polazi od stavova političke ekonomije, u skladu sa kojima veća dohodna nejednakost povećava tražnju za fiskalnom redistribucijom, što posledično izaziva distorzije na finansijskom tržištu u vidu loših investicionih odluka. U takvim okolnostima rast pretnje za stope povraćaja na uloženi kapital smanjuje spremnost pojedinaca da investiraju u fizički kapital, što umanjuje potencijal zemlje za ekonomskim rastom. Druga linija mišljenja (e.g. Galor and Zeira, 1993; Torvik 1993; Benabou, 1996) ukazuje na ograničenja u finansiranju obrazovanja, tako da siromašni pojedinci ne poseduju dovoljno finansijskih sredstava za pristup odgovarajućem nivou obrazovanja, a nemaju mogućnost da ta sredstva pozajme na finansijskim tržištima usled njihove nesavršenosti. Posledično, investiranje u obrazovanje na nivou zemlje je suboptimalno, tako da nedovoljno ulaganje u ljudski kapital usled finansijskih ograničenja sa kojima se suočavaju određeni pojedinci rezultira nižim stopama ekonomskog rasta. Ova druga linija mišljenja ukazuje na značaj ispitivanja distribucije obrazovanja u zemlji i istraživanje nejednakih obrazovnih šansi kao potencijalnih prepreka ekonomskom rastu (Ferreira and Gignoux, 2011).

Obrazovna nejednakost već decenijama zavređuje sve veću pažnju istraživača, čemu je posebno doprinelo formulisanje teorije ljudskog kapitala i drugih alternativnih teorija kojima pokušava da se objasni značaj obrazovanja sa različitih aspekata. Beker (1993) obrazovanje vidi kao snažno prediktivno sredstvo buduće zarade pojedinca, shodno postavkama teorije u kojoj se obrazovanje posmatra kao investiciono dobro. Određen broj studija (e.g. Bedard and Ferrall, 2003; Blau and Kahn, 2005; Hanushek and Woessmann; 2007; Horn *et al*., 2009; Checchi and van de Werfhorst, 2010) pokazuje da su obrazovna nejednakost i dohodna nejednakost korelisane u vremenu, kako u zemlji tako i između zemalja. Rezultati tih studija pokazuju da inicijalna pozicija zemlje u dohodnoj nejednakosti ograničava pristup obrazovanju određenim pojedincima, što posledično utiče na buduću distribuciju dohotka u zemlji. Polazeći od funkcije optimalne tražnje za obrazovanjem, čiji je jedan od argumenata bogatstvo porodice, pokazuje se da postoji negativna

korelacija između stope obuhvata populacije obrazovanjem i dohodne nejednakosti – merene Džini koeficijentom. Ta negativna korelacija će postojati u situaciji kada finansijska tržišta u zemlji ne omogućavaju siromašnim pojedincima da otklone barijere pristupu obrazovanja. Ukoliko određena finansijska ograničenja sprečavaju pojedince iz siromašnih porodica da dostignu optimalni nivo obrazovanja, onda je stopa obuhvata populacije obrazovanjem manja, a nivo dohodne nejednakosti u zemlji veći. Odnosno, što je početna dohodna nejednakost u zemlji veća, to je pristup obrazovanju siromašnijim pojedincima više finansijski ograničen, pa je obuhvat populacije obrazovanjem manji, a buduća dohodna nejednakost potencijalno veća (Checchi, 2005).

Redukcija nejednakih obrazovnih šansi važna je sa najmanje dva stanovišta – stanovišta pravičnosti i stanovišta efikasnosti. Deca ne mogu da biraju svoje roditelje, pa je u kontekstu pravičnost važno da društvo svim pojedincima obezbedi uslove u kojima ishodi neće zavisiti od okolnosti na koje pojedinci nemaju uticaja. Stoga se podrazumeva da društva različitim merama javnih politika smanjuju povezanost između karakteristika porodice iz koje dete potiče i obrazovnih ishoda deteta. Takođe, ako da deca usled određenih delovanja faktora ograničenja ne razviju potpuno svoj potencijal prema urođenim sposobnostima, ekonomski napredak društva može biti ugrožen. Dakle, u kontekstu efikasnosti, ukoliko deca iz siromašnijih porodica ne dostignu obrazovni nivo koji bi ostvarili kada se ne bi suočavali sa finansijskim ograničenjima, onda nejednakost obrazovnih šansi ne rezultira samo gubitkom blagostanja takve dece već i gubitkom društvenog blagostanja u celini (Sorensen, 2006).

Bekerov teorijsko-metodološki okvir pokazuje da je optimalna tražnja pojedinca za obrazovanjem određena uslovom jednakosti opadajuće marginalne korisnosti od obrazovanja i rasta troškova obrazovanja. Važi da tražnja za obrazovanjem opada sa rastom intertemporalne stope diskontovanja i direktnim troškovima školovanja, a raste sa rastom budućeg očekivanog dobitka i količine resursa uloženih u obrazovanje. Kada su pojedinci heterogeni prema sposobnostima, talentovaniji pojedinci imaju veći stok ljudskog kapitala jer ostvaruju veći dobitak od dužeg školovanja i posledično zarađuju više u budućnosti. Taj tip heterogenosti Beker označava kao elitistički. Kada su pojedinci heterogeni prema bogatstvu porodice a finansijska tržišta nesavršena, onda pojedinci iz siromašnijih porodica dostižu manji nivo obrazovanja, usled većih troškova školovanja, tako da u budućnosti zarađuju manje. Beker takav vid heterogenosti naziva egalitaristički. Ta dva tipa heterogenosti nisu međusobno isključiva već uglavnom koegzistiraju i mogu biti međugeneracijski prenosiva (Card, 1999). Međutim, razlikovanje tih tipova heterogenosti je posebno važno sa stanovišta društvenog blagostanja. Naime, u slučaju kada je neuočljiva sposobnost prenosiva među generacijama, onda talentovaniji roditelji uglavnom imaju više obdarenu decu, pa takva deca dostižu više nivoe obrazovanja i veću zaradu. Međutim, kada je siromaštvo generacijski prenosivo, deca siromašnih roditelja usled finansijskih ograničenja povezanih sa dostizanjem željenog broja godina školovanja ostvaruju niže nivoe obrazovanja i nižu zaradu, prenoseći siromaštvo na sledeću generaciju. Oba slučaja, bilo da je reč o manje talentovanim ili siromašnim pojedincima, ukazuju na slabu međugeneracijsku mobilnost u pogledu obrazovanja. Posledično, kada je reč o distribuciji dohotka, nije lako odrediti da li je pojedinac siromašan zato što je manje talentovan ili zato što potiče iz siromašne porodice (Chiu, 1998).

Ipak, distinkcija između elitističkog i egalitarističkog tipa heterogenosti je posebno bitna sa stanovišta društvenog blagostanja u pogledu pravičnosti jer je elitistički tip društveno irelevantan, a egalitaristički tip društveno neprihvatljiv. To je podstaklo mnogobrojne teoretičare na razvoj koncepata koji tu problematiku pokušavaju teorijsko-metodološki da oblikuju. Neki od tih koncepata mogu biti korisni za razmatranje obrazovne distribucije i ispitivanje nejednakih šansi u obrazovanju. Rols (1971) je, među prvim teoretičarima društvene jednakosti, pokušao da definiše princip pravičnosti zasnovan na pretpostavkama o racionalnosti i nepristrasnosti. Rolsovo gledište

o pravdi počiva na idejama o velu neznanja i početnoj poziciji kao osnovama za misaoni eksperiment u kojem pojedinci nemaju znanje o poziciji u društvu u pogledu distribucije bogatstva (ili neke druge fizičke ili biološke distribucije). Početna pozicija pojedinca je, kako smatra Rols, isključivo određena srećom, pa je i distribucija bogatstva moralno arbitrarna. Stoga će pojedinci u takvoj situaciji imati razmišljanje o pravdi koje počiva na definisanju društvenog ugovora prema kojem će institucije maksimirati bogatstvo onih pojedinaca koji se nalaze u početnom delu distribucije bogatstva. Odnosno, Rols tvrdi da će u takvim okolnostima funkcija društvenog blagostanja – poznata kao minimaks funkcija, zavisiti isključivo od blagostanja pojedinaca koji su u najnepovoljnijem položaju (Rawls, 1971). Dvorkin (1981) polazi od ideje da pravičnost u pogledu društvene jednakosti ne podrazumeva odgovornost pojedinaca za preferencije koje ispoljavaju. Konkretno, ako pojedinac, na primer, ima skup ukus – preferencije prema skupim dobrima, društvo ne treba da ima obavezu da takvom pojedincu daje dodatne resurse kako bi zadovoljio takav ukus (osim u slučaju kada je taj ukus posledica zavisnosti, te bi se pojedinac odrekao takvog ukusa kada bi bio u mogućnosti da tako nešto uradi). Dvorkin se zalaže za jednakost resursa, koja se odnosi na aspekte fizičke ili biološke raspodele nad kojima pojedinac po rođenju nema kontrolu i stoga za te aspekte nije odgovoran. Da bi postigao ovaj cilj, Dvorkin predlaže uvođenje tržišta osiguranja koje funkcioniše u uslovima vela neznanja. U Dvorkinovom misaonom eksperimentu, pojedinci pre rođenja imaju znanja o preferencijama, ali nemaju znanja o resursima koje poseduju, pa će svaki pojedinac želeti da ima isti iznos neke novčane jedinice. Odnosno, svaki pojedinac će tim novčanim jedinicama kupiti osiguranje za slučaj loše sreće na lutriji rođenja. Dvorkin zaključuje da će u takvim okolnostima alokacija resursa, nakon što se lutrija rođenja realizuje u uslovima postojanja tržišta osiguranja gde svi pojedinci poseduju osiguranje za slučaj loše sreće, biti pravična (Dworkin, 1981). Sen (1985) razvija pristup koji se zasniva na stavu da se prilikom razmatranja raspodele resursa u obzir mora uzeti činjenica da se pojedinci razlikuju prema sposobnostima konvertovanja istih sredstava u vredne funkcije. Posledično, evaluacija raspodele resursa koja se fokusira isključivo na sredstva kao takva, ne uzimajući u obzir šta pojedinci sa tim resursima mogu da urade, nije dovoljna sa stanovišta diskusije o pravičnosti. Sen smatra da evaluacija raspodele resursa mora biti zasnovana na sposobnostima pojedinaca jer resursi kao takvi pružaju samo ograničene informacije o tome kakvu korisnost od tih resursa pojedinac može imati. On taj stav ilustruje primerom korišćenja bicikla. Bicikl je transportno sredstvo, ali to da li će zaista obezbediti transport nekom pojedincu, zavisi od sposobnosti te osobe da taj bicikl koristi. Iako će za većinu pojedinaca bicikl biti koristan sa stanovišta unapređenja mobilnosti, očigledno je da taj bicikl neće imati nikakvu korisnost za pojedince bez nogu. Dakle, raspodela resursa po Senu mora da se fokusira na kvalitet života koji su pojedinci u stanju da dostignu sa raspoloživim resursima u skladu sa sposobnostima koje imaju (Sen, 1985).

Rolsova teorija pravde (1971), Dvorkinovo gledište o jednakim resursima (1981) i Senov pristup sposobnostima (1985) primeri su filozofskih formulacija koje su predstavili različiti teoretičari sa ciljem determinisanja pravičnog društva. Ti koncepti su kasnije doprineli razvoju gledišta da pravično društvo nije ono u kojem su svi pojedinci podjednako bogati ili podjednako obrazovani ili podjednako srećni već ono u kojem svi imaju jednake šanse da ostvare ishode kojima teže. Stoga je šansa, pre nego ishod, odgovarajuća mera egalitarijanske pravičnosti (Ferreira and Gignoux, 2014). Vremenom su u okviru ovako predstavljenog gledišta razvijena dva pristupa ekonomskog modeliranja jednakih šansi.

Prvi pristup počiva na formalizaciji pojma jednakosti šansi u ekonomskim modelima koji tretiraju šanse eksplicitno. Odnosno, teoretičari tog pristupa pokušavaju da istraže kako stanja pojedinaca u društvu treba da budu rangirana u slučaju jednakih šansi, pri čemu svaki pojedinac poseduje određeni set šansi, koje su tretirane kao nerivalna dobra uočljiva sa društvenog stanovišta. Dakle, društvo se u okviru tog pristupa može predstaviti kao profil seta šansi. Problem merenja nejednakih šansi u društvu karakteriše u stvari definisanje mera nejednakosti zajedničke distribucije elemenata

pojedinačnih setova šansi. Krenič (1996) je u okviru tog pristupa predstavio jednostavan model koji uključuje samo dva pojedinca, čiji se setovi šansi mogu evaluirati na osnovu broja elemenata u tim setovima. Krenič navodi da je moguće izvršiti odgovarajuće rangiranje tako da je distribucija šansi $\overline{O}$ pravičnija u odnosu na distribuciju šansi $\underline{O}$ ako važi da je razlika između broja elemenata u setovima šansi pojedinaca manja u distribuciji $\overline{O}$ nego u distribuciji $\underline{O}$ (Kranich, 1996). Slično, Vejmark (2003) predlaže jednostavno pravilo za rangiranje distribucija šansi, prema kojem je set šansi $\hat{O}$ preferiran u odnosu na set šansi $\check{O}$ ukoliko su svi elementi seta šansi $\check{O}$ sadržani u setu šansi $\hat{O}$. Na osnovu tako definisano pravila, Vejmark je razvio odgovarajuću aproksimaciju Džini koeficijenta jednakosti šansi (Weymark, 2003). Ipak, taj pristup karakteriše problem rangiranja profila seta šansi koji je analogan onom koji je uočio Sen prilikom rangiranja sposobnosti, a odnosi se na činjenicu da su u fokusu izbori koje pojedinci čine u okviru svojih seta šansi, pre nego faktori koji te setove šansi određuju.

Drugi pristup se zasniva na formalnom tretiranju jednakosti šansi u sklopu ekonomskih modela koji šanse posmatraju implicitno. Odnosno, fokus zagovornika tog pristupa nije na distribuciji šansi kao takvoj već na posledicama koje određena distribucija šansi može manifestovati prema uočljivim karakteristikama pojedinaca. U okviru tog pristupa, Romer (1993, 1998) predstavlja verziju egalitarizma koja počiva na potrebi redukcije nejednakosti koje su povezane sa karakteristikama pojedinaca na koje on nema uticaja (na primer, rasa, pol, socioekonomski status porodice i slično). Romer pravi razliku između faktora napora i faktora okolnosti. Dok su faktori okolnosti ekonomski egzogeni – u smislu da pojedinac nema kontrolu nad njima, dopušta se mogućnost da faktori napora budu endogeni u odnosu na faktore okolnosti. Na primer, Romer navodi da pojedinac po rođenju ne može birati rasu, pol ili status porodice iz koje potiče, ali ti faktori mogu uticati na izbore u pogledu obrazovanja ili zaposlenja koje pojedinac čini. Prema identičnim faktorima okolnosti sa kojima se suočavaju, svi pojedinci formiraju određeni tip, tako da je jednakost šansi ostvarena isključivo u situaciji u kojoj pojedinci različitog tipa ostvaruju različite ishode isključivo usled različito uloženog napora. Dakle, Romer smatra da društvo karakteriše jednakost šansi onda kada pojedinci koji ulažu isti napor ostvaruju iste ishode nezavisno od toga što se suočavaju sa različitim okolnostima. Na primer, ako pojedinac iz siromašne porodice i pojedinac iz bogate porodice ulažu isti nivo napora onda, ako važi jednakost šansi, obrazovni ishodi tih pojedinaca ne treba da budu drugačiji. Odnosno, društvo karakterišu nejednake šanse u situaciji kada pojedinci sa lošijim setom okolnosti postižu lošije ishode, a ulažu isti napor kao pojedinci sa boljim setom okolnosti. Flojbaj (1995, 2008) razvio je model sličan Romerovom, razdvajajući uticaj faktora okolnosti od faktora napora na ostvarene ishode, ali uvodeći principe kompenzacije i afirmacije u analizu jednakosti šansi. Flojbaj ističe da je nejednakost šansi usled delovanja okolnosti koje su izvan kontrole pojedinca etički neopravdana, pa treba uvažiti princip kompenzacije koji podrazumeva potrebu društva za kompenziranjem pojedinaca onda da se različiti ishodi isključivo duguju različitim okolnostima sa kojima su ti pojedinci suočeni. Ipak, kada je ostvarena jednakost šansi te su različiti ishodi ostvareni isključivo usled različito uloženog napora, tako da su ove razlike u ishodima etički opravdane, treba ispuniti princip afirmacije koji od društva zahteva da obezbedi nagrade za one pojedince koji ulažu veći napor. Dakle, ideja drugog pristupa analize jednakosti šansi zasniva se na modeliranju šansi kao seta ishoda kojem određeni pojedinac može pristupiti nezavisno od okolnosti sa kojima je suočen i koji zavisi isključivo od uloženog napora (Ferreira and Peragine, 2013).

Konačno, rezimirajući stavove opisanih pristupa, pravičnost određene distribucije, na primer dohodovne ili obrazovne distribucije, ne može biti na odgovarajući način sagledana isključivim posmatranjem stepena nejednakosti u toj distribuciji, što odgovara postavkama prvog pristupa. Adekvatniji način za vrednovanje pravičnosti neke distribucije mora biti zasnovan na ispitivanju toga kako su određeni ishodi ostvareni na osnovu dostupnih setova izbora pojedinaca, čime se ističe važnost premisa drugog pristupa. Upravo je Romerov teorijsko-metodološki okvir,

predstavljen krajem devedesetih godina prošlog veka, poslužio istraživačima u oblasti ekonomije obrazovanja kao osnov za analizu nejednakih obrazovnih šansi (Erikson, 2020).

4.2. Teorijsko-metodološki okvir: Romerova analiza

Teorijski model koji je razvio Romer (1998) može se prikazati u sledećem formatu. Neka populaciju društva čini pojedinci koji su podeljeni na konačan set tipova. Svaki pojedinac ima cilj da ostvari određeni ishod, koji je karakterističan po tome što društvo nastoji da obezbedi jednake šanse svim pojedincima ka dostizanju tog cilja. Tip čini grupa pojedinaca koja se suočava sa identičnim okolnostima. Pod okolnostima se podrazumevaju oni aspekti pojedinca koji su izvan njegove kontrole, ali utiču na ishod koji je značajan za pojedinca. Dalje, tipologija $T = \{1, 2, \dots, T\}$ predstavlja set tipova nekog društva, a udeo tipa t u populaciji društva jeste f^t. Ishod koji pojedinac tipa t teži da ostvari predstavlja funkciju napora, uloženog od pojedinca, i socijalne politike, usvojene od društva, tako da važi

$$u^t(e, \varphi) \tag{4.2.1}$$

gde je e napor, a $\varphi \in \Phi$ socijalna politika društva usvojena iz seta socijalnih politika koje stoje na raspolaganju. Dakle, u^t je ishod pojedinca koji se može smatrati prosečnim dostignućem među pojedincima tipa t uz uloženi napor e i socijalnu politiku φ. Treba napomenuti da se napor može posmatrati kao isključivi izbor pojedinca, ali da je realnije pretpostaviti da je napor ograničen okolnostima sa kojima se pojedinac suočava. Takođe, ishod u^t predstavlja rastuću funkciju napora pojedinca.

U konkretnom slučaju, neka je ishod u zarada pojedinca, neka su okolnosti sa kojima se taj pojedinac suočava u ostvarenju tog ishoda aspekti koji se odnose na porodično okruženje i neka je napor e broj godina školovanja. Problem društvenog planiranja je sadržan u distribuciji napora u okviru tipova kao funkciji usvojene socijalne politike. Odnosno, za socijalnu politiku φ treba definisati distribuciju napora u okviru tipa t kao $G_\varphi^t(\cdot)$. Stoga je problem društvenog planiranja opisan kao skup sledećih elemenata

$$\{T, G_\varphi^t, f^t, \Phi\}. \tag{4.2.2}$$

Ti elementi čine okvir koji pretpostavlja da društvo ima koncepciju definisanja tipova, koji su utemeljeni na okolnosti izvan kontrole pojedinca, kao i merenja napora, koji čine izbore koji se smatraju odgovornošću pojedinca. Tako definisan okvir ukazuje na to da se problem uspostavljanja jednakih šansi u društvu svodi na poništavanje razlika shodno tipu.

Međutim, tipovi i napor ne moraju biti nepovezani. Zbog toga treba uvesti meru odgovornog napora koji, kako je napor pod uticajem okolnosti, ne može biti prethodno definisan sirov napor e. Na primer, broj godina školovanja ne predstavlja sirov napor e jer je sigurno pod uticajem različitih okolnosti u okviru određenog tipa. Odgovoran napor se može meriti na osnovu ranga pojedinca u ukupnoj distribuciji napora određenog tipa kojem pojedinac pripada. Odnosno, ako pojedinac uloži sirov napor e, onda je u stvari odgovoran napor

$$\pi = G_\varphi^t(e), \tag{4.2.3}$$

tako da važi da je pojedinac uložio stepen napora π, pre nego nivo napora e. Rangiranje napora koji je uložio pojedinac čini komparaciju tipova mogućom, u uslovima kada okolnosti koje definišu određeni tip utiču i na napor. Merenjem stepena uloženog napora pojedinaca među tipovima, rangiranje u stvari neutrališe distribuciju sirovog napora od uticaja okolnosti sa kojima je pojedinac suočen.

Kako je ishod u^t striktno rastuća funkcija napora e, onda važi da će pojedinac imati isti rang u distribuciji ishoda, u okviru tipa kojem pojedinac pripada, kao onaj koji pojedinac ima u distribuciji napora tog tipa. To se može predstaviti kao

$$v^t(\pi, \varphi) = u^t(e^t(\pi), \varphi) \tag{4.2.4}$$

gde je $e^t(\pi)$ nivo napora pri π-tom kvintilu distribucije napora G_φ^t, tako da je $G_\varphi^t\left(e^t(\pi)\right) := \pi$. Konačno, ukoliko kvintilne funkcije

$$\{v^t | t \in T\} \tag{4.2.5}$$

nisu identične, onda društvo karakterišu nejednake šanse. Ta tvrdnja sledi iz činjenica da su pojedinci tretirani pri datom rangu π, među tipovima, kao jednako odgovorni u odnosu na izabrani napor, a ipak ostvaruju različite ishode. Shodno tome, vertikalna razlika između funkcija $\{v^t(\cdot, \varphi)\}$ predstavlja meru intenziteta nejednakosti šansi u društvu – što je ekvivalentno horizontalnoj razlici između distribucija ishoda.

U slučaju da u društvu perzistiraju nejednake šanse, izbor odgovarajuće socijalne politike predstavlja važan segment društvenog planiranja. Ključni izazov društvenog planiranja se svodi na traženje one politike koja će poništiti, u najvećoj mogućoj meri, efekte okolnosti na ishode, ne umanjujući pritom senzibilnost ishoda u odnosu na uloženi napor. Pritom, cilj društvenog planiranja ne treba da bude težnja da se kvintilne funkcije v^t učine potpuno identičnim, već da se usvoji određena maksimin koncepcija. Konkretno, treba izabrati socijalnu politiku koja će podići što je više moguće najnižu kvintilnu funkciju v^t. Odnosno, treba maksimirati područje ispod najniže kvintilne funkcije v^t, tako da važi

$$\max_{\varphi \in \Phi} \int_0^1 \min_{t \in T} v^t(\pi, \varphi) d\pi. \tag{4.2.6}$$

Socijalna politika koja zadovoljava uslov (4.2.6) naziva se politika izjednačavanja šansi, φ^{EO}. Dakle, može se pokazati da se problem društvenog planiranja svodi na maksimiranje prosečne vrednosti ishoda za pojedince koji se suočavaju sa najlošijim okolnostima jer je $\int_0^1 v^t(\pi, \varphi) d\pi$ ništa drugo do prosečna vrednost ishoda za pojedince tipa π pri politici φ. Ilustracije radi, neka je društvo sačinjeno od dva tipa, od pojedinaca niskog društvenog statusa i pojedinaca visokog društvenog statusa. Socijalni status može uzeti vrednost 1 ili 3 i predstavlja faktor okolnosti c. U okviru svakog tipa, pojedinci mogu uložiti nizak ili visok trud. Uloženi trud uzima vrednosti 1 ili 3 i predstavlja faktor napora e. Distribucija napora između tipova je identična, tako da se može zanemariti potencijalni problem delovanja okolnosti na napor. Postoji i eksterni resurs društva x, koji čine četiri jedinice *per capita* – ukupno 16 jedinica, koje mogu biti distribuirane među pojedincima. U društvu se, prema tim postavkama, razlikuju četiri tipa pojedinaca. Važi da funkcija ishoda pojedinca kojeg karakterišu okolnosti c i ulaže napor c, a od društva dobija resurs x, ima oblik

$$u = (c + x)e. \tag{4.2.7}$$

Suština politike izjednačavanja šansi svodi se na kompenzovanje pojedinaca za lošiji društveni status, ali ne menjajući pritom podsticaje za uloženi napor. Problem društvenog planiranja se svodi na maksimininiranje funkcije

$$\max_x \frac{1}{2} \sum_{e=1,3} \min[(1 + x_{1e})e, (3 + x_{3e})e] \tag{4.2.8}$$

uz ograničenja

$$(1)\ \frac{1}{4}(x_{11} + x_{13} + x_{31} + x_{33}) = 4, \quad (4.2.9)$$

$$(2)\ x_{1e}, x_{3e} \geq 0, e = 1, 3, \quad (4.2.10)$$

gde x_{ce} predstavlja alokaciju resursa društva ka pojedincu koji pripada tipu c i ulaže napor e. Rešenje tog problema društvenog planiranja $u_{ce}(x_{ce})$ može se predstaviti tabelom (4.2.1).

Tabela 4.2.1. Romerova alokacija resursa u skladu sa politikom izjednačavanja šansi

c/e	1	3
1	3 (2)	27 (8)
3	3 (0)	27 (6)

Izvor: Roemer (1998)

Predstavljena alokacija resursa maksimira blagostanje pojedinaca lošijeg društvenog statusa, shodno uloženom nivou napora. Konkretno, predstavljeno rešenje problema društvenog planiranja čini blagostanje onih pojedinca koji ulažu isti trud jednakim, nezavisno od društvenog statusa kojem pripadaju. Takva distribucija resursa karakteriše socijalnu politiku koja obezbeđuje jednakost šansi, omogućavajući da pojedinci koji ulažu isti nivo napora a suočeni su sa različitim okolnostima postižu isti ishod (Roemer, 1998).

Predstavljena Romerova ideja ukazuje na stav da su razlike između pojedinaca nastale kao rezultat okolnosti nad kojima pojedinci nemaju kontrolu etički neprihvatljive. Važno je napomenuti da Romer svojim teorijskim modelom ne sugeriše da će potpuna jednakost šansi biti ostvarena onda kada je vrednost ishoda ista za sve pojedince već onda kada grupe pojedinaca prema tipu kojem pripadaju imaju iste šanse za dostizanje cilja shodno uloženom naporu. Romerov pristup problemu nejednakih šansi usmeren je na identifikovanje uzroka distribucije određenih ishoda, imajući u vidu distinkciju između faktora okolnosti i faktora napora. Stoga se predstavljeni Romerov model može podvesti pod klasu modela u okviru teorija konsekvencijalizma. To proističe iz činjenice da Romer pravi razliku između okolnosti i napora kao kategorija koje uzrokuju određene ishode sa različitim moralnim statusom – razlike u ishodu nastale kao rezultat delovanja faktora okolnosti nisu moralno ispravne, dok razlike u ishodu nastale kao rezultat delovanja faktora napora nisu moralno neprihvatljive. Optimalna socijalna politika društvenog planiranja treba da uzme u obzir te razlike sa moralnog stanovišta, u pokušaju da ublaži efekte nejednakosti nastale usled dejstva faktora okolnosti, ne menjajući pritom efekte nejednakosti nastale usled dejstva faktora napora (Roemer and Trannoy, 2016).

4.2.1. Flojbajevo formulisanje principa kompenzacije i afirmacije

Flojbaj (1995, 2008) u svojoj analizi jednakosti šansi ističe da je Romerov model primer utilitarističkog pristupa u ekonomiji.[31] Flojbaj tvrdi da Romerov pristup omogućava rangiranje socijalnih politika prema stepenu u kojem one omogućavaju izjednačavanje šansi, nakon što se umanji uticaj seta okolnosti na ishode. Ipak, određena asimetrija se može uočiti. Naime, dok je namera društvenog planiranja u Romerovom modelu vezana za eliminisanje nejednakosti među pojedincima koja je rezultat različitih okolnosti sa kojima su suočeni jasna, mogućnost da se dopusti opstanak nejednakosti među pojedincima koja je rezultat različito uloženog napora nije sasvim izvesna. U vezi sa tim, Flojbaj navodi da bilo koja socijalna politika doneta sa ciljem da se izjednače šanse mora da zadovolji dva principa: (1) princip kompenzacije i (2) princip afirmacije. Princip kompenzacije podrazumeva da pojedinci sa identično uloženim naporom ostvaruju identičan ishod, tako da je efekat različitih okolnosti potpuno neutralisan. Princip afirmacije zahteva da u slučaju da se pojedinci razlikuju isključivo prema nivou uloženog napora, tako da razlike u okolnostima ne postoje, društvo ne treba da ima averziju prema nejednakosti koja nastaje kao rezultat takve distinkcije među pojedincima. Flojbaj tvrdi da predložena Romerova politika izjednačavanja šansi predstavljena jednačinom (4.2.6) podrazumeva da će, hipotetički, u slučaju da društvo sačinjava samo jedan tip pojedinaca, rangiranje politika biti određeno prema veličini prosečnog ishoda u tom društvu. Drugim rečima, Flojbaj navodi da Romerova politika izjednačavanja šansi u opštem slučaju ne može da odredi veličinu nagrade shodno uloženom trudu. Flojbaj predlaže alternativnu politiku izjednačavanja šansi, tako da je za socijalnu politiku $\varphi \in \Phi$ najniža kvintilna funkcija $v^t(\cdot, \varphi)$ definisana u obliku

$$\theta(\pi, \varphi) = \min_{t \in T} v^t(\pi, \varphi), \tag{4.2.1.1}$$

koja za bilo koji set nenegativnih rastućih funkcija θ određuje mapu

$$\Gamma^{(p)}(\theta) = (\int_0^1 \theta(\pi)^p \, d\pi)^{\frac{1}{p}}. \tag{4.2.1.2}$$

Rangiranje socijalnih politika prema vrednosti jednačine (4.2.1.2) naziva se generalizovana teorija jednakih šansi. Za svaku od funkcija θ u mapi $\Gamma^{(p)}$ važi da kako p postaje manje, tako socijalnu politiku karakteriše veća averzija prema nejednakosti koja se duguje isključivo razlikama u nivou uloženog napora. Kada p teži negativnoj beskonačnosti, mapa $\Gamma^{(p)}$ postaje maksimin funkcija, gde nagrada za napor nije dopuštena.

Romerov pristup karakteriše rangiranje socijalnih politika koje je u skladu sa rastućim poretkom set najnižih kvintilnih funkcija, gde su te funkcije indukovane socijalnom politikom φ, predstavljenom jednačinom (4.2.1.1). Takva neodređenost dopušta određenu slobodu preferencija rangiranja u okviru $\Gamma^{(p)}$. Ipak, prema Flojbajevom mišljenju, razmatranja izvan teorije jednakih šansi moraju postaviti ograničenja u nivoima nejednakosti koja je poželjna (ili dopušena) u društvu. Romerova politika izjednačavanja šansi takva ograničenja ne postavlja, pa stoga i ne uvažava princip afirmacije jer ne dopušta da određeni nivo nejednakosti postoji, čak ni u slučaju kada razlike među tipovima nema (Fleurbaey, 1995, 2008).

Flojbaj i Manike (2011) predlažu nekoliko načina za rangiranje socijalnih politika na osnovu stepena izjednačavanja šansi, a radi prevazilaženja konflikta između principa kompenzacije i

[31] U ekonomskoj filozofiji, utilitarizam je gledište prema kojem je najveće dobro društva najveća sreća za najveći broj ljudi. Jedna od najviše razmatranih funkcija društvenog blagostanje jeste upravo utilitaristička funkcija blagostanja, poznata i kao Bentamova funkcija blagostanja – po Džeremiju Bentamu, osnivaču utilitarizma, koji je 1789. godine objavio poznatu knjigu *Uvod u načela morala i zakonodavstva*.

principa afirmacije. Polazeći od prethodno opisanog problema društvenog planiranja, koji karakteriše maksimiiniranje funkcije (4.2.8) uz ograničenja (4.2.9) i (4.2.10), Flojbaj i Manike daju rešenje tog problema $u_{ce}(x_{ce})$ koje je predstavljeno tabelom (4.2.1.1).

Tabela 4.2.1.1. Flojbaj–Manikeova alokacija resursa u skladu sa generalizovanom teorijom jednakih šansi

c/e	1	3
1	6 (5)	18 (5)
3	6 (3)	18 (3)

Izvor: Fleurbaey and Maniquet (2011)

Rešenje problema društvenog planiranja dato u tabeli (4.2.1.1) zadovoljava princip kompenzacije jer, za bilo koji nivo uloženog napora, ishod ne zavisi od okolnosti sa kojima se pojedinac suočava. To važi i za Romerovo rešenje problema društvenog planiranja. Međutim, nejednakost u okviru istog tipa mnogo je manja u poređenju sa Romerovom alokacijom resursa jer Flojbaj–Manikeova alokacija resursa potpuno kompenzuje pojedince sa najlošijim društvenim statusom, u smislu da je vrednost $(c + x)$ jednaka 6 za sve pojedince, tako da se razlike u ostvarenom ishodu potpuno duguju razlikama u uloženom naporu. Dodatno, eksterni transferi društva su identični za pojedince u okviru istog tipa. Dakle, rešenje problema društvenog planiranja prikazano u tabeli (4.2.1.1) zadovoljava i princip afirmacije jer pojedinci suočeni sa istim okolnostima primaju isti iznos eksternih resursa od društva. Generalno, Flojbaj–Manikeova alokacija resursa je nezavisna i od nivoa uloženog napora pojedinaca (Fleurbaey and Maniquet, 2011).

Najjednostavniji način da se sagleda razlika između Romerovog i Flojbaj–Manikeovog pristupa rešenju problema društvenog planiranja jeste razmatranje slučaja u kojem se svi pojedinci suočavaju sa istim okolnostima. Romerov pristup alocira eksterne resurse društva tako da se maksimira prosečna vrednost društvenog ishoda, dok Flojbaj–Manikeov pristup deli eksterne resurse društva podjednako među pojedincima. Ipak, može se zaključiti da će privlačnost jednog ili drugog pristupa biti pre svega određena oblikom funkcije ishoda. Ukoliko je funkcija ishoda po prirodi kardinalna, tako da su ishodi merljivi, onda je Romerov pristup pogodniji, a ako je funkcija ishoda po prirodi ordinalna, tako da ishodi nisu merljivi, tada je prikladniji Flojbaj–Manikeov pristup. Štaviše, u realnosti je istovremeno ispunjenje principa kompenzacije i principa afirmacije teško ostvarljivo jer su ti principi uglavnom nekompatibilni. Na primer, u slučaju da je funkcija ishoda pojedinca kvazilinearna, oblika $u = x + f(c, e)$, može se potvrditi konfliktnost ispunjenja oba principa u pokušaju rešavanja problema društvenog planiranja (Roemer and Trannoy, 2016).

4.2.2. Potreba za državnom intervencijom u oblasti obrazovanja u slučaju nesavršenosti finansijskih tržišta: Gelo–Zairov model preklapajućih generacija

Pokazano je da, u slučaju kada finansijska tržišta siromašnijim pojedincima ne mogu da obezbede sredstva neophodna za dostizanje optimalnog nivoa obrazovanja, situaciju na tržištu obrazovanja karakteriše suboptimalnost efikasnosti. Deca iz siromašnijih porodica usled nedostatka finansijskih sredstava nisu u mogućnosti da dostignu željene nivoe školovanja zbog lošijih faktora okolnosti sa kojima su suočeni. Posledično, deca iz siromašnijih porodica dostižu niže nivoe obrazovanja nego deca iz bogatijih porodica. Uzrok takvog stanja jeste, kao što je već istaknuto, nesavršenost finansijskih tržišta. Sa aspekta finansiranja obrazovanja, finansijska tržišta su nesavršena (ako uopšte i postoje), zbog nemogućnosti da se obezbedi odgovarajuća garancija u slučaju pozajmljivanja – u vidu založnog prava nad ljudskim kapitalom pojedinca, što se može podvesti pod ropstvo. Ukoliko nema državne intervencije koja bi korigovala uočen tržišni neuspeh, različite šanse za pristup obrazovanju opstaju generacijski: siromašne porodice nisu u mogućnosti da finansiraju obrazovanje svoje dece, koja zbog lošijih obrazovnih ishoda ostvaruju nižu zaradu i koja kasnije kao odrasli nisu u mogućnosti da na odgovarajući način finansiraju obrazovanje svoje dece. Dakle, nesavršenost finansijskih tržišta i izostanak državne intervencije rezultiraju perzistentnom nejednakošću, kako u pogledu obrazovne distribucije tako i u pogledu dohodne distribucije. Taj zaključak su formalizovali Gelo i Zaira (1993) u razvijenom modelu preklapajućih generacija.

Teorijski model koji su razvili Gelo i Zaira (1993) može se predstaviti u sledećoj formi. U životnom veku pojedinca razlikuju se dva perioda: (1) prvi period, kada je pojedinac mlad i donosi odluku o školovanju ili zaposlenju; (2) drugi period, kada je pojedinac odrastao i može biti kvalifikovan (ako se školovao u prvom periodu) ili biti nekvalifikovan (ako se zaposlio u prvom periodu). Pojedinci tokom životnom veka konzumiraju, školuju se, zapošljavaju se, rađaju decu i umiru. Pojedinci su altruistični, tako da brinu o budućem blagostanju svojih potomaka, ostavljajući im u nasleđe sredstva u iznosu X. Dakle, svaki pojedinac donosi odluku da li će imati fiksni trošak γ u slučaju pohađanja škole i sticanja diplome ili će se zaposliti kao nekvalifikovan radnik. Takođe, radi jednostavnosti analize, pretpostavlja se da su svi pojedinci u pogledu neuočljivih sposobnosti identični i da se jedino mogu razlikovati u porodičnom bogatstvu. Važi i da je investiranje u obrazovanje, iz razloga pojednostavljenja analize, uvek profitabilno. Ako su W_t^n i W_{t+1}^n, redom, nadnice za nekvalifikovanog radnika u periodima t i $t+1$ – koje su u oba posmatrana perioda identične, a W_{t+1}^s nadnica za kvalifikovanog radnika u periodu $t+1$ – pojedinca koji je platio fiksni iznos γ i propustio dohodak koji bi ostvario da je u periodu mladosti radio kao nekvalifikovani radnik, onda je uslov profitabilnosti investiranja u obrazovanje dat u obliku

$$W_{t+1}^s - \gamma(1+r) > W_t^n + W_{t+1}^n(1+r) = W^n(2+r) \qquad (4.2.2.1)$$

gde je r tržišna kamatna stopa davanja novca na zajam.[32] Ukoliko je ispunjen uslov profitabilnosti investiranja u obrazovanje predstavljen izrazom (4.2.2.1), onda će svi pojedinci želeti da se školuju. Ipak, određeni pojedinci neće biti u mogućnosti da se u prvom periodu školuju zbog toga što nisu u stanju da plate fiksni iznos γ.

Finansijska sredstva neophodna radi finansiranja obrazovanja mogu da potiču od nasleđenog porodičnog bogatstva ili od posrednika na finansijskom tržištu. Ako bi deca iz siromašnijih porodica, bez nasleđenog porodičnog bogatstva, imala pristup finansijskom tržištu uz isključivanje opcije o neplaćanju duga, onda bi roditelji takve dece pozajmili finansijska sredstva neophodna za plaćanje troškova školovanja pri kamatnoj stopi r. Takva deca bi se školovala, postala

[32] U modelu se pretpostavlja da su W^n, W^s, r egzogeno određeni.

kvalifikovana, platila dug roditelja, a i dalje ostvarivala profit od veće nadnice. Ipak, ako je pristup dece iz siromašnijih porodica finansijskom tržištu ograničen, uz važenje opcije o neplaćanja duga, onda finansijski posrednici mogu zahtevati plaćanje troška monotoringa u iznosu Z, radi minimiziranja verovatnoće neplaćanja duga. Uz pretpostavku da su profiti finansijskih posrednika na finansijskom tržištu usled delovanja konkurencije nulti, trošak monotoringa Z će biti iskazan preko uslova

$$iD = rD + \gamma, \tag{4.2.2.2}$$

pri čemu je i kamatna stopa uzimanja novca na zajam, a D iznos duga. Takođe, svaki zajmoprimac, razmatrajući mogućnost neplaćanja duga, uzima u obzir trošak gonjenja od strane zajmodavca, koji je proporcionalan monotoringu i iznosi λZ, gde je $\lambda > 1$. Imajući informacije o setu podsticaja zajmoprimca, zajmodavac će izabrati nivo monotoringa koji je proporcionalan iznosu duga, sve do tačke indiferentnosti zajmoprimca između plaćanja i neplaćanja duga, tako da je

$$D(1 + i) = \lambda Z. \tag{4.2.2.3}$$

Kombinujući izraze (4.2.2.2) i (4.2.2.3) može se pokazati da kamatna stopa uzimanja novca na zajam i premašuje kamatnu stopu davanja novca na zajam r jer važi

$$i = \frac{1+\lambda r}{\lambda-1} \Leftrightarrow 1 + i = \frac{\lambda}{\lambda-1}(1 + r) \Leftrightarrow i > r. \tag{4.2.2.4}$$

Dakle, mogućnost neplaćanja duga predstavlja jedan od osnovnih faktora diskriminacije dece iz siromašnih porodica. Kako roditelji siromašne dece moraju da pozajme novac za finansiranje obrazovanja, trošak pozajmljivanja radi školovanja siromašnih porodica predstavljen kamatnom stopom i veći je od oportunitetnog troška školovanja bogatih porodica predstavljen kamatnom stopom r. To implicira da u slučaju siromašne dece uslov profitabilnosti investiranja u obrazovanje može biti narušen.

Rezimirano, uz važenje uslova o profitabilnosti investiranja u obrazovanje, svi pojedinci žele da se školuju i postanu kvalifikovani, ostvarujući visoke nadnice na tržištu rada. Ipak, bogata deca koja su nasledila dovoljno sredstava X imaju mogućnost da plate troškove školovanja γ, postanu kvalifikovana i prenose bogatstvo svojim potomcima. Među ostatkom populacije, siromašna deca neće biti u mogućnosti da plate troškove školovanja usled ograničenja na finansijskom tržištu, neće se školovati i postaće nekvalifikovani, prenoseći siromaštvo na svoje potomke. Time je pokazano da se bogatstvo i siromaštvo u slučaju nesavršenosti finansijskih tržišta u finansiranju obrazovanja mogu generacijski prenositi. Odnosno, modelom preklapajućih generacija ističe se značaj delovanja faktora okolnosti nad kojima pojedinac po rođenju nema kontrolu, a umnogome opredeljuju ishod koji će taj pojedinac postići. Stoga je uloga države, u vidu odgovarajuće socijalne politike, ključna za obezbeđivanje jednakosti šansi u obrazovanju (Galor and Zeira, 1993).

Egalitarijanska država će imati karakteristike niskog udela siromašnih pojedinaca i imaće veći potencijal za ekonomski rast, te će pojedinci u toj zemlji na dugi rok ostvariti veći dohodak. Ipak, neće bilo koja usvojena socijalna politika države biti Pareto efikasna. Direktna redistribucija dohotka od bogatih ka siromašnima rezultiraće rastom prosečnog dohotka u zemlji, ali neće predstavljati Pareto poboljšanje, jer bogati neće imati nikakve (direktne) koristi od takve socijalne politike. Međutim, intertemporalna distribucija ostvarena socijalnom politikom koju karakteriše subvencionisanje obrazovanja pojedinca dok je mlad kroz oporezivanje dohotka koji će taj pojedinac ostvariti kada odraste rešava tržišni neuspeh i predstavlja Pareto poboljšanje (Checchi, 2006).

4.2.3. Kretanje obrazovne nejednakosti: veza između distribucije obrazovanja i distribucije dohotka

Da bi izmerili razlike u mnogobrojnim aspektima obrazovnog procesa među zemljama, istraživači koriste nekoliko pokazatelja – stope upisa, stope odustanka, prosečan broj godina školovanja i slično. Jedan od aspekata koji zavređuje posebnu pažnju odnosi se na distribuciju obrazovanja. U vezi sa tim, obrazovni Džini koeficijent[33] kao mera nejednakosti u oblasti obrazovanja predstavlja indikator koji se često koristi u analizi nejednakih obrazovnih šansi. Dimenzija distribucije obrazovanja je važna sa stanovišta ukupnog blagostanja zemlje, oličenog u proizvodnom potencijalu. Na primer, ukoliko se određenim proizvodnim inputom među firmama može trgovati u uslovima konkurencije, onda će marginalni proizvod tog inputa biti izjednačen putem konkurentskog mehanizma. Posledično, doprinos određenog inputa proizvodnji neće biti pod uticajem distribucije tog inputa među firmama. Ukoliko se, pak, određenim proizvodnim inputom ne može potpuno trgovati među firmama, javiće se problem agregacije, budući da marginalni proizvod tog inputa neće biti izjednačen. Konkretno, agregatna proizvodna funkcija će zavisiti ne samo od prosečnog nivoa tog inputa već i od njegove distribucije. Kako se obrazovanjem ne može u punoj meri trgovati među firmama, prosečan nivo obrazovanja ne može na pravi način da reflektuje karakteristike zemlje koje se tiču stoka ljudskog kapitala. Dakle, radi analize ukupnog blagostanja zemlje treba razmotriti i oblik distribucije obrazovanja. To je posebno važno sa stanovišta zemlje, budući da oblik distribucije obrazovanja u značajnoj meri određuje i oblik distribucije dohotka jer se obrazovni ishodi preslikavaju u ishode na tržištu rada putem ostvarenog dohotka. Stoga, Džini koeficijent u obrazovanju omogućava merenje obrazovne nejednakosti u zemlji i između zemalja tokom vremena i sticanje slike o vezi između obrazovne i dohodne distribucije (Thomas *et al*., 2001).

Može se uočiti da je u periodu od 1960. do 2010. godine smanjena nejednakost u obrazovanju, merena obrazovnim Džini koeficijentom u svim regionima. Obrazovni Džini koeficijent je 1960. godine bio veći od 60 u regionima Bliskog istoka i Severne Afrike, Supsaharske Afrike i Južne Azije, dok je u regionima Latinske Amerike i Kariba, Istočne Azije i Pacifika i Evrope i Centralne Azije iznosio oko 40. Razlika je te godine između najlošije pozicioniranog regiona – Supsaharska Afrika, i najbolje pozicioniranog regiona – Evropa i Centralna Azija, iznosila skoro 40 Džini poena. To pokazuje da je šezdesetih godina prošlog veka postojala značajna razlika u obrazovnoj nejednakosti među regionima, što je posledica postojanja izrazitih varijacija u dostupnosti obrazovanja. Vremenom je razlika u obrazovnoj nejednakosti među regionima opadala, što je posledica promovisanja ideje o obrazovanju kao faktoru unapređenja ekonomskog razvoja zemlje, oličene u teoriji ljudskog kapitala. Kao rezultat sve većeg obuhvata populacije obrazovanjem među regionima se smanjuje obrazovni Džini koeficijent. U gotovo svim posmatranim regionima vrednost obrazovnog Džini koeficijenta je 2010. u odnosu na 1960. godinu skoro prepolovljena. Tako je za 50 godina vrednost ovog indikatora obrazovne nejednakosti opala za 40–50% u regionima Supsaharske Afrike, Latinske Amerike i Kariba, Južne Azije, dok je u regionima Bliskog istoka i Evrope i Centralne Azije opala za 50–60%. Najveći napredak je zabeležen u regionu Istočne Azije i Pacifika, gde je vrednost obrazovnog Džini koeficijenta u posmatranom periodu opala za skoro 70%. Ipak, i dalje su primetna odstupanja u obrazovnoj nejednakosti među regionima, pa tako 2010. godine razlika između najlošije pozicioniranog regiona – Supsaharska Afrika, i najbolje pozicioniranog regiona – Istočna Azija i Pacifik, iznosi oko 30 Džini poena.

[33] Džini koeficijent predstavlja meru nejednakosti u distribuciji, a dobija se na osnovu formule
$G = \frac{1}{\mu N(N-1)} \sum_{i>j} \sum_j |y_i - y_j|$,
gde je μ prosečna vrednost varijable koja je od interesa, N ukupan broj opservacija, $y_{i\,(j)}$ vrednost varijable za pojedinca i (j) koja je od interesa. Varijabla od interesa može biti broj godina školovanja, ako se meri obrazovna nejednakost, ili dohodak, ukoliko se meri dohodna nejednakost. Vrednost Džini koeficijenta se kreće od 0 do 100 (ili od 0 do 1), pri čemu niža vrednost ukazuje na veću jednakost u distribuciji (Thomas *et al*., 2001).

Tabela 4.2.3.1. Obrazovna nejednakost (merena obrazovnim Džini koeficijentom) na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine

Obrazovni Džini koeficijent	Region	Bliski istok i Severna Afrika	Supsaharska Afrika	Latinska Amerika i Karibi	Istočna Azija i Pacifik	Južna Azija	Evropa i Centralna Azija
Godina	1960.	74,0	77,7	41,4	41,9	61,4	39,1
	1970.	67,0	72,4	36,5	33,5	56,1	35,9
	1980.	56,9	65,0	32,5	25,7	50,9	26,0
	1990.	47,5	57,1	28,5	21,4	44,6	21,6
	2000.	40,4	50,1	25,6	15,7	38,0	17,5
	2010.	35,3	44,1	23,7	13,8	32,5	16,7

Izvor: van Leeuwen *et al*. (2021)

Ako se posmatra dohodna nejednakost, može se uočiti da među regionima razlike nisu toliko izražene i da se opadajući trend kretanja ne može uočiti tokom čitavog posmatranog perioda, za razliku od obrazovne nejednakosti. Naime, 1960. godine vrednost dohodnog Džini koeficijenta je bila nešto veća od 50 u regionima Bliskog istoka i Severne Afrike, Supsaharske Afrike i Latinske Amerike i Kariba, dok je vrednost tog pokazatelja iznosila oko 30–40 u regionima Istočne Azije i Pacifika, Južne Azije i Evrope i Centralne Azije. Godine 1960. razlika u dohodnoj nejednakosti između regiona na začelju – Bliski istok i Severna Afrika, i regiona na vrhu – Istočna Azija i Pacifik, iznosila je oko 20 Džini poena. Nakon toga sledi period postepenog smanjenja dohodne nejednakosti i u okviru samih regiona i između regiona. Međutim, opadajući trend vrednosti dohodnog Džini koeficijenta uočljiv je samo do početka devedesetih godina prošlog veka. Nakon 1990. godine u svim regionima dolazi do rasta dohodne nejednakosti, a taj rastući trend je nastavljen do 2010. godine. Tako je 2010. u odnosu na 1960. godinu vrednost dohodnog Džini koeficijenta u regionima Bliskog istoka i Severne Afrike i Supsaharske Afrike opala za oko 10%, dok je u svim ostalim regionima vrednost tog pokazatelja porasla za 5–15%. Štaviše, ako se posmatra dohodna nejednakost te godine, razlika između regiona na začelju – Latinska Amerika i Karibi, i regiona na vrhu – Istočna Azija i Pacifik, iznosila je nešto manje od 20 Džini poena. Dakle, razlika u vrednosti dohodnog Džini koeficijenta između najošijeg i najboljeg regiona tokom vremena nije umanjena.

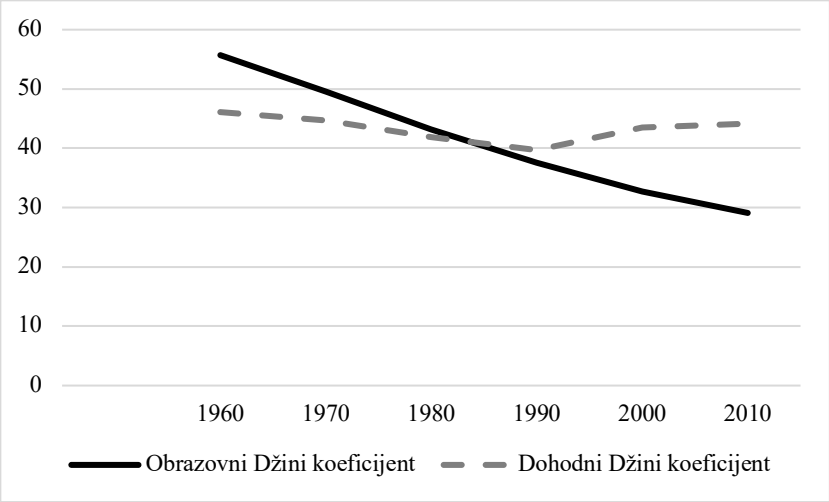
Tabela 4.2.3.2. Dohodna nejednakost (merena dohodnim Džini koeficijentom) na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine

Dohodni Džini koeficijent	Region	Bliski istok i Severna Afrika	Supsaharska Afrika	Latinska Amerika i Karibi	Istočna Azija i Pacifik	Južna Azija	Evropa i Centralna Azija
Godina	1960.	54,0	51,9	51,5	33,4	41,6	35,6
	1970.	49,5	50,6	38,9	32,3	42,7	38,2
	1980.	42,2	49,1	46,7	35,5	41,4	28,3
	1990.	44,2	45,3	49,6	34,8	42,7	28,0
	2000.	47,3	47,9	52,2	36,4	46,9	36,6
	2010.	48,1	46,2	53,4	36,5	47,2	37,0

Izvor: van Leeuwen *et al*. (2021)

Posledično, u trendu kretanja obrazovne i dohodne nejednakosti na svetskom nivou u periodu od 1960. do 2010. godine postoje primetne razlike. Naime, od 1960. do 1990. godine pad obrazovne nejednakosti bio je praćen padom dohodne nejednakosti, da bi nakon toga obrazovna nejednakost nastavila da opada, a dohodna nejednakost da raste. Štaviše, do početka devedesetih godina prošlog veka vrednost obrazovnog Džini koeficijenta bila je veća od vrednosti dohodnog Džini koeficijenta, da bi se nakon toga dogodio preokret. Dakle, veći obuhvat populacije obrazovanjem tokom posmatranog perioda uticao je na smanjenje obrazovne nejednakosti, ali je efekat tog trenda kretanja imao pozitivne efekte na smanjenje dohodne nejednakosti samo do određenog vremenskog trenutka. To se može objasniti već istaknutom činjenicom da je rast tražnje za obrazovanjem tokom vremena bio propraćen napretkom tehnologije. Tinbergen (1975) je sredinom osamdesetih godina prošlog veka ukazao na potencijalne efekte trke između obrazovanja i tehnologije, istakavši da će veći obuhvat populacije obrazovanjem i poboljšanje distribucije obrazovanja imati pozitivne efekte na distribuciju dohotka u zemlji samo do momenta kada u toj trci bude dominiralo obrazovanje.

U isticanju trke između obrazovanja i tehnologije treba izdvojiti dve činjenice. Prvo, sve veći obuhvat populacije obrazovanjem poboljšao je šanse pojedinaca na tržištu rada u pogledu prospekta zaposlenja i sticanja određenog dohotka. Ipak, vremenom je taj obuhvat rezultirao padom stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje, posebno za pojedince sa najviše stečenim srednjim obrazovanjem jer u obrazovnoj strukturi zemalja uglavnom dominira udeo populacije sa tim obrazovnim nivoom. Drugo, tehnološki napredak je podstakao tražnju za visokokvalifikovanom radnom snagom, pa je stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje za pojedince sa najviše stečenim visokim obrazovanjem povećana. Posledično, jaz u dohotku između niskokvalifikovanih i visokokvalifikovanih radnika produbljen je sa napretkom tehnologije. Dakle, kako je stopa prinosa na obrazovanje za najveći broj pojedinaca opala, usled sve većeg obuhvata populacije osnovnim i srednjim obrazovanjem, a premija na obrazovanje visokokvalifikovanih pojedinaca porasla, zbog tehnološkog napretka, došlo je rasta dohodne nejednakosti uprkos tome što je smanjena obrazovna nejednakost. Odnosno, sve dok tehnologija bude napredovala, a obrazovna struktura bude karakteristična po najmanjem udelu populacije sa visokim obrazovanjem, dohodna nejednakost će rasti (Goldin and Katz, 2010).

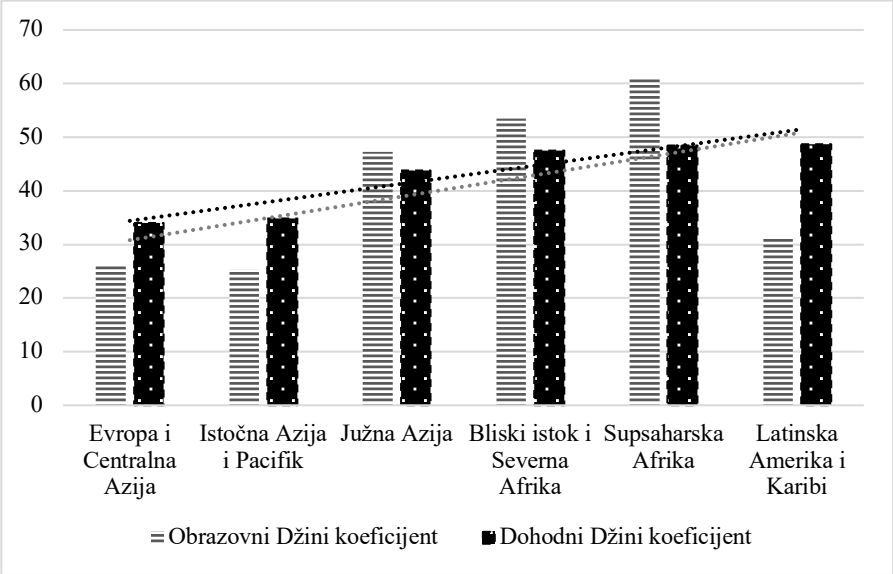


Slika 4.2.3.1. Trend kretanja obrazovne i dohodne nejednakosti na svetskom nivou u periodu od 1960. do 2010. godine (obrazovni i dohodni Džini koeficijent)
Izvor: adaptirano prema van Leeuwen *et al*. (2021)

Opšti porast tražnje za obrazovanjem, oličen u smanjenju obrazovne nejednakosti na svetskom nivou, nije bio propraćen poslednjih godina sa smanjenjem dohodne nejednakosti. Ipak, bez obzira na slabljenje veze između obrazovanja i dohotka, može se zapaziti da je u gotovo svim regionima u kojima je nejednakost u distribuciji obrazovanja veća, merena obrazovnim Džini koeficijentom, veća i nejednakost u distribuciji dohotka, merena dohodnim Džini koeficijenom. Dakle, u gotovo svim regionima se, za period od 1960. do 2010. godine, može uočiti da postoji pozitivna veza između obrazovne i dohodne nejednakosti. Ilustracije radi, region Evrope i Centralne Azije karakteriše najniža, a region Supsaharske Afrike najviša i obrazovna i dohodna nejednakost. To sledi iz činjenica da što u nekoj zemlji pojedinci imaju bolji pristup obrazovanju, to su šanse za zaposlenje tih pojedinaca bolje, tako da pravičnija distribucija obrazovanja putem veće socijalne mobilnosti rezultira pravičnijom distribucijom dohotka, posmatrano na dugi rok (Checchi, 2006). Jedini izuzetak je region Latinske Amerike i Kariba, u kojem je i pored relativno niske obrazovne nejednakosti, dohodna nejednakost među posmatranim regionima najveća. Dakle, taj region karakteriše činjenica da je, uprkos značajnog unapređenja obuhvata populacije obrazovanjem, jaz između najsiromašnijeg i najbogatijeg dela populacije u posmatranom periodu značajno uvećan.

Takvo stanje u regionu Latinske Amerike i Kariba može se obrazložiti činjenicom da zemlje tog regiona karakterišu najmanje progresivan poreski sistem i socijalna politika sa slabom redistributivnom moći. Prema podacima Svetske banke, poresko opterećenje u zemljama OECD-a u proseku iznosi oko 35%, dok u zemljama regiona Latinske Amerike i Kariba iznosi tek blizu 20%. Takođe, podaci Svetske banke ukazuju na to da nakon implementacije određene socijalne politike, kroz odgovarajuću fiskalnu akciju, nejednakost, merena dohodnim Džini koeficijenom, u zemljama OECD-a pada za 17%, a u zemljama Latinske Amerike i Kariba za samo 3%. Štaviše, zemlje tog regiona uglavnom imaju regresivan poreski sistem, tako da pojedinci sa najvišim dohotkom plaćaju relativno manji porez u odnosu na pojedince sa najnižim dohotkom, što uz lošu redistributivnu politiku može da objasni visoku dohodnu nejednakost u zemljama regiona Latinske Amerike i Kariba (Lopez and Perry, 2008; Cecchini and Atuesta, 2017). Takvo stanje u tom regionu može se povezati i sa tokvilskim paradoksom – fenomen prema kojem unapređenjem uslova i poboljšanja šansi u društvu socijalne frustracije rastu brže.[34] Poznato je da su u zemljama Latinske Amerike i Kariba vrlo česti socijalni nemiri, iako su socijalni uslovi tokom vremena značajno poboljšani, što umnogome otežava uspostavljanje stabilnog političkog sistema. Posledično, zbog čestih smena vlada, ne može se uspostaviti ni funkcionalan institucionalni okvir. Kao rezultat delovanja loših formalnih i neformalnih institucija, uloga obrazovanja kao faktora socijalne mobilnosti značajno je umanjena, što, uz ostale nepovoljne faktore, produbljuje jaz između najsiromašnijeg i najbogatijeg dela populacije, indukujući rast dohodne nejednakosti (Ferreira and Schoch, 2020).

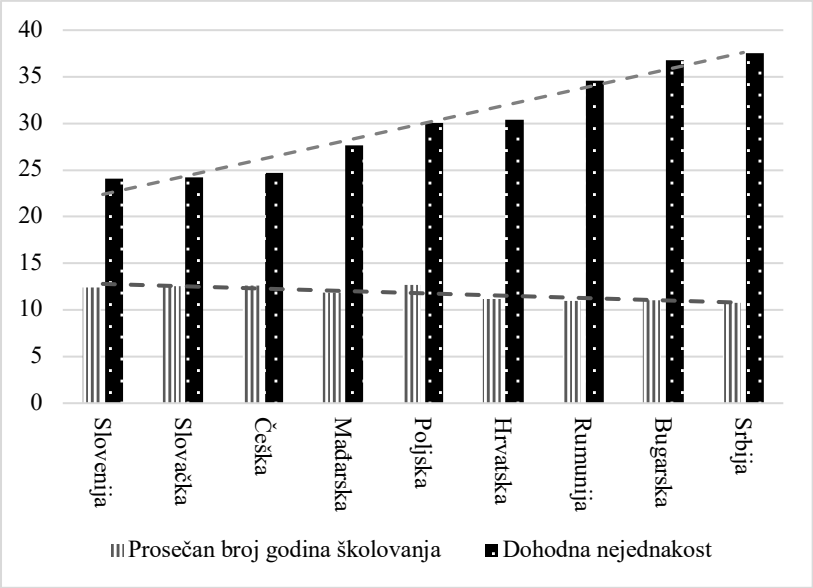
[34] Aleksis de Tokvil je kao predstavnik političke filozofije u Francuskoj sa početka 19. veka tvrdio da nakon dostizanja veće socijalne pravde, otpor prema i najmanjem vidu socijalne nepravde raste drastično. Tokvil je kao primere tog paradoksa navodio revolucije u Francuskoj i Sjedinjenim Američkim Državama, sa kraja 18. veka, u kojima je nakon uspostavljanja pravičnijeg režima dolazilo do još većih pobuna usled nemogućnosti poklapanja socijalnih reformi sa očekivanjima (Finkel and Gehlbach, 2020).



Slika 4.2.3.2. Prosečna obrazovna i dohodna nejednakost na nivou regiona u periodu od 1960. do 2010. godine (obrazovni i dohodni Džini koeficijent)
Izvor: adaptirano prema van Leeuwen *et al*. (2021)

Postojanje pozitivne veze između distribucije obrazovanja i distribucije dohotka može se u uočiti i u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope. Naime, u periodu od 2010. do 2019. godine primetno je da je u zemljama u kojima je prosečan broj godina školovanja bio niži dohodna nejednakost bila manja. Tako je u posmatranom periodu u Sloveniji, Slovačkoj i Češkoj, kao najbolje rangiranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope prema vrednosti prosečnog broja godina školovanja, prosečna vrednost dohodnog Džini koeficijenta iznosila oko 25 i bila je za oko 10 Džini poena niža u odnosu na Bugarsku, Rumuniju i Srbiju, kao najlošije rangirane zemlje tog regiona. Prosečan broj godina školovanja u Srbiji, kao zemlji na začelju regiona Centralne i Istočne Evrope, u posmatranom periodu je iznosila oko 10,5, dok je prosečna vrednost Džini koeficijenta iznosila oko 37,5. U Sloveniji, kao zemlji na vrhu regiona Centralne i Istočne Evrope, prosečan broj godina školovanja je bio za oko 2 veći, a prosečna vrednost Džini koeficijenta za 13 Džini poena manja u poređenju sa Srbijom u istom periodu. Dakle, to pokazuje da jedan od uzroka visoke dohodne nejednakosti u Srbiji može biti lošija obrazovna distribucija među zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope, posmatrano na osnovu prosečnog broja godina školovanja koji predstavlja indikator na osnovu kojeg se meri i obrazovni Džini koeficijent.

Jedan od razloga takvog stanja distribucije dohotka može biti i činjenica da je Srbija među posmatranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope poslednja započela tranzicione reforme i da jedina nije članica Evropske unije, što se negativno odražava na različite segmente dostupnosti obrazovanja. Naime, u studiji Fondacije *Friedrich Ebert* (2017) navodi se da je, osim niske progresivnosti poreskog sistema i niskih državnih izdvajanja za socijalne transfere, jedan od uzroka visoke dohodne nejednakosti u Srbiji činjenica da je određenim grupama pojedinaca ograničen pristup najvišim nivoima obrazovanja. U studiji se ističe da je za obezbeđivanje pravičnije distribucije dohotka u nekoj zemlji posebno važno da se razvije institucionalni okvir koji bi omogućio pristup visokom obrazovanju što većem broju pojedinaca, što se može pozitivno odraziti na ishode na tržištu rada. Pokazuje se da obrazovni sistem u Srbiji u velikoj meri ne uspeva da omogući deci iz porodica sa najlošijim socioekonomskim karakteristikama pristup najvišem obrazovnom nivou, što rezultira visokom dohodnom nejednakošću i dodatno reprodukcijom dohodne nejednakosti (Arandarenko *et al*., 2017).



Slika 4.2.3.3. Prosečan broj godina školovanja i prosečna dohodna nejednakost (merena dohodnim Džini koeficijentom) za izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2010. do 2019. godine
Izvor: prikaz na osnovu Eurostatovih podataka (2021)

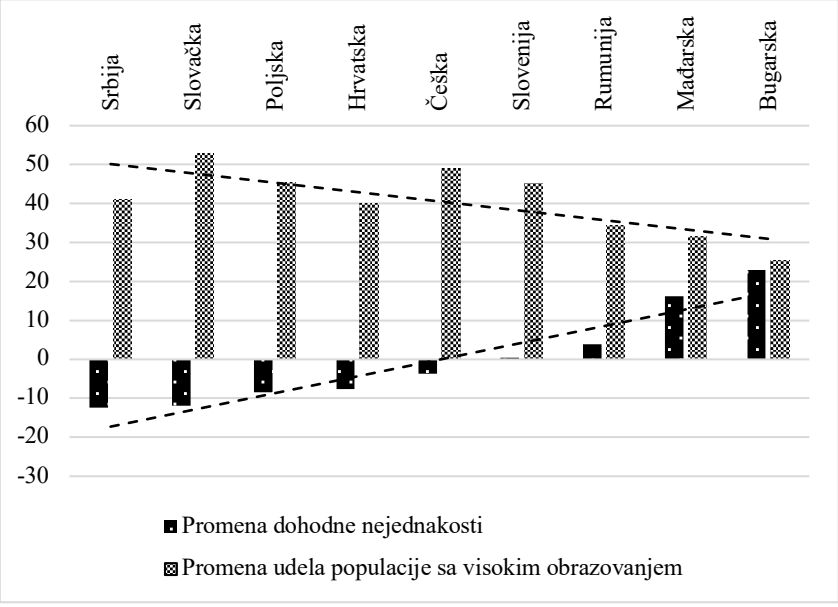
Jedan od važnijih indikatora dostupnosti obrazovanja jeste i odnos udela populacije sa visokim obrazovanjem i udela populacije sa osnovnim obrazovanjem, čije kretanje tokom vremena može ukazivati na promene u obrazovnoj strukturi populacije. Povećanje vrednosti tog pokazatelja ukazuje na povoljan trend promene obrazovne strukture, budući da pokazuje da na to da se u populacije neke zemlje povećava udeo pojedinaca sa najviše stečenim obrazovanjem, što može značiti nižu obrazovnu nejednakost. U periodu od 2010. do 2019. godine među posmatranim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope prosečna vrednost udela populacije sa visokim obrazovanjem i udela populacije sa osnovnim obrazovanjem bila je najveća u Češkoj, Poljskoj, Sloveniji i Slovačkoj. Štaviše, samo u te četiri zemlje vrednost posmatranog pokazatelja u analiziranom peridou bila je veća od 1, što znači da obrazovnu strukturu karakteriše veći udeo visokoobrazovanih pojedinaca od udela niskoobrazovnih pojedinaca. Najmanja vrednost odnosa učešća populacije sa najviše stečenim visokim obrazovanjem i učešća populacije sa najviše stečenim osnovnim obrazovanjem u periodu od 2010. do 2019. godine među obuhvaćenim zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope zabeležena je u Rumuniji i Srbiji i iznosila je u proseku, respektivno, oko 0,5 i 0,7. Dakle, Srbija spada u red zemalja Centralne i Istočne Evrope sa najnepovoljnijom obrazovnom strukturom, budući da je udeo visokoobrazovanih pojedinaca manji nego udeo niskoobrazovanih pojedinaca. Stoga, visoka dohodna nejednakost u Srbiji može predstavljati rezultat nepovoljne obrazovne strukture, koju, kao što je istaknuto, karakteriše ograničena dostupnost visokog obrazovanja određenim grupama pojedinaca. Vrednost odnosa udela populacije sa visokim obrazovanjem i udela populacije sa niskim obrazovanjem bila je u proseku blizu 1 u Bugarskoj, Hrvatskoj i Mađarskoj, što ukazuje na povoljniju obrazovnu strukturu među zemljama posmatranog regiona.

Tabela 4.2.3.3. Odnos udela populacije sa visokim obrazovanjem i udela populacije sa osnovnim obrazovanjem za izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2010. do 2019. godine

Zemlja/godina	2010.	2011.	2012.	2013.	2014.	2015.	2016.	2017.	2018.	2019.
Bugarska	0,78	0,84	0,90	1,00	1,04	1,09	1,11	1,14	1,15	1,13
Češka	1,02	1,14	1,27	1,40	1,54	1,60	1,66	1,77	1,79	1,76
Hrvatska	0,62	0,63	0,68	0,76	0,88	0,97	0,97	1,04	1,18	1,22
Mađarska	0,70	0,74	0,81	0,86	0,92	0,95	0,94	0,99	1,07	1,13
Poljska	1,08	1,16	1,29	1,40	1,54	1,61	1,73	1,89	2,01	2,12
Rumunija	0,39	0,43	0,46	0,48	0,46	0,51	0,54	0,57	0,59	0,64
Slovenija	0,97	1,10	1,21	1,32	1,36	1,53	1,58	1,72	1,75	1,85
Slovačka	0,93	1,04	1,13	1,20	1,19	1,29	1,38	1,40	1,53	1,59
Srbija	0,50	0,52	0,58	0,62	0,72	0,79	0,83	0,86	0,91	0,93

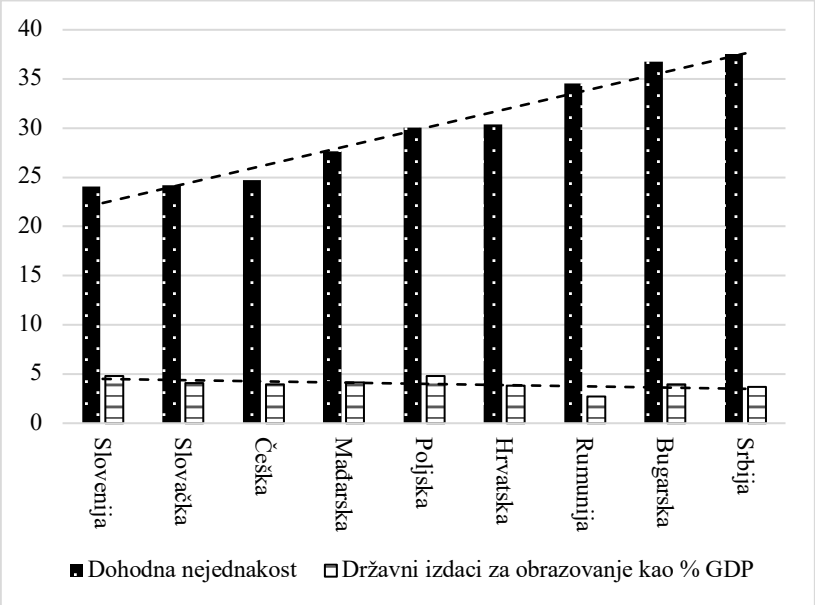
Izvor: prikaz na osnovu Eurostatovih podataka (2021)

Unapređenje obrazovne struktura može imati pozitivne efekte na distribuciju dohotka zemlje, jer veća dostupnost visokog obrazovanja znači bolje šanse za zaposlenje pri većim zaradama na tržištu rada za veći broj pojedinaca. Ta činjenica je potvrđena u slučaju izabranih zemalja regiona Centralne i Istočne Evrope. Naime, može se uočiti da je u periodu od 2010. do 2019. godine u onim zemljama u kojima je porast udela populacije sa visokim obrazovanjem bio najveći dohodna nejednakost najviše opala. Tako je u posmatranom periodu u Srbiji i Slovačkoj došlo do najvećeg smanjenja dohodne nejednakosti – vrednost dohodnog Džini koeficijenta opala je za oko 10%, i značajnog povećanja udela visokoobrazovanih pojedinaca u populaciji – za 40% i 50%, redom. U Mađarskoj i Bugarskoj je, pak, za posmatrani period zabeleženo najmanje povećanje udela populacije sa visokim obrazovanjem – za oko 25–30%, a najveće povećanje dohodne nejednakosti – vrednost dohodnog Džini koeficijenta porasla je za blizu 15% i 20%, respektivno. Dakle, pravičnija distribucija dohotka povezana je sa unapređenjem obrazovne strukture tokom vremena, tako da u onim zemljama u kojima učešće populacije sa visokim obrazovanjem značajno raste dohodna nejednakost opada.



Slika 4.2.3.4. Promena udela populacije sa visokim obrazovanjem i promena dohodne nejednakosti (merena dohodnim Džini koeficijentom) za izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2010. do 2019. godine (u %)
Izvor: prikaz na osnovu Eurostatovih podataka (2021)

Država ima krucijalnu ulogu u uspostavljanju uslova za pravičniju distribuciju obrazovanja. Naime, u uslovima različitih finansijskih ograničenja koja u značajnoj meri onemogućavaju školovanje siromašne dece, državna izdvajanja za obrazovanje mogu donekle da umanje obrazovnu nejednakost, što ima pozitivne efekte na distribuciju dohotka u zemlji. Pokazuje da se između veličine prosečnih izdataka države za obrazovanje i dohodne nejednakosti postoji negativna veza. Primetno je da one zemlje regiona Centralne i Istočne Evrope koje izdvajaju veći % GDP za obrazovanje karakteriše niža vrednost dohodnog Džini koeficijenta. U periodu od 2010. do 2019. godine prosečna izdvajanja za obrazovanje u Sloveniji, kao zemlji posmatranog regiona sa najmanjom dohodnom nejednakošću – oko 24 Džini poena u proseku, iznosila su oko 5% GDP, što je za 1 procentni poen više nego u Srbiji, koja među zemljama posmatranog regiona ima najveću dohodnu nejednakost – prosečno oko 37,5 Džini poena. Mogu se uočiti i određeni izuzeci od tog obrasca, kao što je slučaj sa Poljskom, koja izdvaja značajan % GDP za obrazovanje a ima relativnu visoku dohodnu nejednakost. Naime, u Poljskoj su u periodu od 2010. do 2019. godine prosečni izdaci države za obrazovanje bili gotovo identični onima u Sloveniji, posmatrano kao % GDP, ali je vrednost Džini koeficijenta Slovenije bila niža za 6 Džini poena u proseku. Svakako, može se uočiti određena negativna asocijacija između izdvajanja države za obrazovanje i dohodne nejednakosti, što upućuje na važnost državne intervencije u oblasti obrazovanja. One zemlje koje izdvajaju više finansijskih sredstava za obrazovanje u mogućnosti su da obezbede pojedincima sa lošijim socioekonomskim karakteristikama veću dostupnost obrazovanja, što se pozitivno odražava na tražnju za obrazovanjem, u vidu veće vrednosti prosečnog broja godina školovanja u zemlji. Kako one zemlje koje karakteriše veća vrednost prosečnog broja godina školovanja imaju nižu obrazovnu nejednakost, a za one zemlje koje imaju bolju distribuciju obrazovanja važi da imaju i nižu dohodnu nejednakost, jasno je da je državna intervencija u obrazovanje važna. To se posebno odnosi na nerazvijene zemlje i zemlje u razvoju, u kojima su finansijska ograničenja sa kojima se suočavaju deca iz siromašnijih porodica izraženija.



Slika 4.2.3.5. Prosečni izdaci države za obrazovanje kao % GDP i prosečna dohodna nejednakost (merena dohodnim Džini koeficijentom) za izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2010. do 2019. godine
Izvor: prikaz na osnovu Eurostatovih podataka (2021)

4.3. Pregled literature: ranija istraživanja

Romerov teorijsko-metodološki okvir podstakao je objavljivanje većeg broja studija u kojima su merene nejednake šanse u obrazovanju. Kako je centralna ideja Romerovog okvira podela faktora koji determinišu ishode pojedinaca na one koji su pod kontrolom – koji se smatraju faktorima napora, i one koji su izvan kontrole – koji se nazivaju faktorima okolnosti, istraživači su težili da ispitaju u kojoj meri je zastupljena nejednakost šansi između pojedinaca različitog tipa. Pojedinci istog tipa se, shodno postavkama Romerovog modela, suočavaju sa istim setom faktora okolnosti. Dok je, kao što je istaknuto, nejednakost između pojedinaca istog tipa nastala kao posledica različitog delovanja faktora napora opravdana, nejednakost između pojedinaca različitog tipa koja je rezultat uticaja faktora okolnosti zahteva pažnju kreatora javnih politika. To je posebno značajno ispitati u domenu obrazovanja jer je obrazovanje važan mehanizam socijalne mobilnosti pojedinaca u društvu, tako da one zemlje u kojima je uticaj takvog mehanizma jači imaju povoljniju distribuciju dohotka, što se pozitivno odražava na ekonomski razvoj zemlje (Brunori *et al*., 2018).

Tomas i saradnici (2001) su istraživali jaz u obrazovnim postignućima za različite grupe pojedinaca među zemljama. Analizom je bilo obuhvaćeno 85 zemalja u periodu od 1960. do 1990. godine. Rezultati istraživanja pokazuju da je obrazovna nejednakost u velikoj većini zemalja opala tokom posmatranog perioda od tri decenije i da zemlje u kojima je prosečan broj godina školovanja veći karakteriše povoljnija obrazovna struktura, mereno obrazovnim Džini koeficijentom. Odnosno, rezultati tog istraživanja sugerišu da postoji negativna veza između obrazovne nejednakosti i prosečnog broja godina školovanja među zemljama. Dodatno, pokazano je da jaz između muškaraca i žena predstavlja važnu determinantu obrazovne nejednakosti u zemlji i da je uticaj tog jaza tokom perioda koji je predmet analize u određenim zemljama postajao izraženiji, što se negativno odrazilo na obrazovnu distribuciju. Konačno, autori su utvrdili negativnu vezu između nivoa ekonomskog rasta zemlje, posmatrano na osnovu nivoa GDP ppp, i obrazovne nejednakosti u zemlji. Odnosno, povećanje prosečnog broja godina školovanja, koje se dogodilo tako što su smanjene nejednakosti šansi u obrazovanju, značajno doprinosi ekonomskom razvoju zemlje, nakon kontrolisanja inicijalnog nivoa razvijenosti zemlje (Thomas *et al.,* 2001).

Slično, Kastelo i Domenek (2002) analizirali su kretanje obrazovne nejednakosti tokom vremena, na osnovu baze podataka koja obuhvata oko 150 zemalja za period od 1950. do 2010. godine. Autori su izračunali obrazovni Džini koeficijent u analiziranom periodu od šest decenija na osnovu prosečnog broja godina školovanja, pokazujući da je među zemljama primetna značajna redukcija nejednakosti u obrazovnoj distribuciji. U većini zemalja, to veliko smanjenje obrazovne nejednakosti može se objasniti povećanjem obuhvata populacije obrazovanjem i smanjenjem stope nepismenosti. Međutim, Kastelo i Domenek pokazuju da je korelacija između dohodnog i obrazovnog Džini koeficijenta relativno slaba. Odnosno, rezultati analize ukazuju na to da je prosečna dohodna nejednakost veća od prosečne obrazovne nejednakosti među zemljama, budući da tokom vremena nije zabeleženo značajno smanjenje dohodne nejednakosti, iako je obrazovna nejednakost na osnovu povećanja prosečnog broja godina školovanja u velikoj meri smanjena. Autori navode da potencijalno objašnjenje takvog rezultata može da počiva na činjenici da su stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje konveksne. Naime, uticaj poboljšanja obrazovne distribucije na dohodnu nejednakost u zemlji ne zavisi isključivo od veličine investiranja države u obrazovanje već i od stope povraćaja na takvo investiranje. Iako je prema teoriji ljudskog kapitala očekivano da premija na obrazovanje opada sa obrazovnim nivoom, rezultati određenog broja studija, navode Kastelo i Domenek, upućuju na to da stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje ima oblik latiničnog slova „U“, tako da je premija na obrazovanje najniža za pojedince sa srednjim obrazovnim nivoom, pri čemu je ta premija za visokoobrazovane veća nego za niskoobrazovane pojedince. Dakle, iako je u većini zemalja primetno poboljšanje obrazovne distribucije, tako da

najveći broj pojedinaca ima najviše dostignuto srednje obrazovanje pa su i stope povraćaja na ulaganje u taj obrazovni nivo najniže, vremenom se nije dogodilo i veće smanjenje nejednakosti u dohotku, jer je pristup visokom obrazovanju – gde su premije na obrazovanje uglavnom i najveće, u velikom broju zemalja za određene grupe pojedinaca i dalje ograničen (Castello and Domenech, 2002). Taj rezultat je potvrđen i u većem broju drugih sličnih studija (e.g. Lemieux, 2006; Goldin and Katz, 2007; Ning, 2010).

Rani radovi posvećeni izučavanju nejednakih obrazovnih šansi utemeljeni su na ispitivanju nejednakosti u obrazovanju među zemljama sa fokusom na godine školovanja kao ključnim obrazovnim ishodom. Godine školovanja su razmatrane polazeći od postavki teorije ljudskog kapitala, koje ukazuju na značaj dostignutog obrazovnog nivoa za buduću zaradu pojedinca. Razlikama u prosečnom broju godina školovanja među zemljama, koje su rezultat delovanja različitih faktora okolnosti sa kojima se pojedinci u svakoj zemlji suočavaju, umnogome mogu da se objasne razlike u nivou razvijenosti zemalja, i sa stanovišta ekonomskog rasta i sa stanovišta dohodne nejednakosti. U pojedinim studijama je ispitivan uticaj mikrofaktora okolnosti – poput pola, lokacije, rase, dok je u nekim studijama istraživano delovanje makrofaktora okolnosti – kao što su državni izdaci za obrazovanje, siromaštvo, nejednakost. Generalno, sve studije ukazuju na to se lošija obrazovna postignuća dece iz siromašnijih porodica, koja se odnose na broj godina školovanja i dostignuti nivo obrazovanja, preslikavaju u niže zarade tokom života. Naime, premija za visokoobrazovane je značajno porasla poslednjih decenija usled unapređenja tehnologije, ali koristi od te povećane premije uglavnom nisu osetili pojedinci koji pripadaju nižim dohodnim grupama, tako da je gubitak ekonomskih šansi među tim pojedincima posebno izražen (Ferreira and Gignoux, 2011).

Keki i Perađine (2010) istraživali su uticaj nejednakih šansi u obrazovanju na dohodnu nejednakost. Analizirajući veći broj evropskih zemalja autori su utvrdili da su obrazovne šanse značajno veće u onim zemljama u kojima obrazovni sistemi uspevaju da umanje efekte lošijeg socioekonomskog statusa porodice. Keki i saradnici su na osnovu podataka Ankete o prihodima i uslovima života iz 2005. godine rangirali 25 evropskih zemalja prema kreiranom indeksu jednakosti u obrazovanju, pokušavajući da objasne u kojoj meri se to rangiranje poklapa sa rangiranjem zemalja u terminu dohodne nejednakosti. Rezultati analize sugerišu da nejednakošću obrazovnih šansi može da se objasni i do 30% dohodne nejednakosti u zemlji. Autori pokazuju da neke evropske zemlje, poput Holandije, Slovenije i Švedske, koje imaju veće državne izdatke za obrazovanje, uspešno formiraju obrazovne institucije koje obezbeđuju veću jednakost obrazovnih šansi, unapređujući položaj dece iz siromašnijih porodica, što se pozitivno odražava na obrazovne ishode (veći broj godina školovanja) i posledično ishode na tržištu rada (bolje zaposlenje i veće zarade). Odnosno, Keki i Perađine sugerišu da država većim ulaganjem u obrazovanje može da formira obrazovni sistem koji će uspešno umanjiti efekte negativnih faktora lošije socioekonomske sredine sa kojima se deca određenih grupa suočavaju, a koji su izvan kontrole dece (Checchi and Peragine, 2010). Keki i saradnici (2015) su u kasnijoj studiji, na osnovu pristupa pseudopanela, analizirali korelisanost između mere nejednakosti obrazovnih šansi i različitih institucionalnih karakteristika tržišta obrazovanja i tržišta rada u većem broju evropskih zemalja, koristeći se podacima Ankete o prihodima i uslovima života iz 2005. i 2011. godine. Autori su utvrdili da su i nejednakost obrazovnih šansi i dohodna nejednakost pozitivno korelisane sa učenik–nastavnik odnosom i udelom učenika u srednjim stručnim školama (Checchi *et al*., 2015).

Marero i Rodrigez (2012) pokazali su da su efekti nejednakih obrazovnih šansi na distribuciju dohotka mali u nordijskim zemljama (Danska, Švedska, Finska, Norveška, Island) i zemljama regiona Istočne Evrope (Češka, Slovačka, Slovenija, Mađarska), a izrazito veliki u mediteranskim zemljama (Španija, Portugalija, Grčka) i zemljama Baltičkog regiona (Letonija, Litvanija, Estonija, Poljska). Autori su pokazali da u analiziranim evropskim zemljama postoji negativna korelacija između apsolutne mere nejednakosti šansi u obrazovanju i GDP nivoa i nivoa izdataka

za socijalnu zaštitu. Osim toga, analize pokazuju da je izračunata mera apsolutne nejednakosti obrazovnih šansi pozitivno korelisana sa dugoročnom stopom nezaposlenosti i stopom odustanka od školovanja (Marrero and Rodriguez, 2012).

Romer i saradnici (2016) ispitivali su kanale koji mogu da objasne postojanje slabe intergeneracijske mobilnosti u dohodnoj distribuciji. Autori su pokazali da deca rođena u siromašnijim porodicama, mereno na osnovu niže vrednosti socioekonomskog indeksa, ostvaruju lošija obrazovna dostignuća u pogledu broja godina školovanja jer imaju manje obrazovnih sredstava i nalaze se u sredinama koje ne podstiču i ne podržavaju značajno funkciju obrazovanja. Pokazano je da siromašniji roditelji, koji nisu u mogućnosti da pruže sredstva neophodna za obrazovanje deteta, imaju i manje socijalnih veza, što dodatno otežava obrazovni napredak deteta. Romer i saradnici tvrde da se taj ciklus među generacijama ponavlja jer deca siromašnijih roditelja vremenom postaju i sami roditelji te svojoj deci prenose opisane nejednake šanse u sferi obrazovanja. U studiji je na osnovu ocene logističke jednačine pokazano da deca roditelja plavih okovratnika imaju dvostruko manje šanse da dobiju posao belih okovratnika nego deca čiji su roditelji beli okovratnici (Romer *et al*., 2016).

Veliki broj studija u domenu nejednakih šansi u obrazovanju u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope i delovanju tog tipa nejednakosti na ekonomski rast i distribuciju dohotka u zemljama objavljen je u periodu kada su te zemlje bile u procesu tranzicije od planskog ka tržišnom sistemu uređenja. Peruđini i Pompei (2016) daju pregled studija u kojima je ispitivana promena dohodne nejednakosti u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope. Sumirano, na osnovu tog pregleda može se zaključiti da je kolaps socijalističkih sistema u zemljama tog regiona imao dubok negativan uticaj na relativno pravičnu distribuciju dohotka jer se pre procesa tranzicije vrednost Džini koeficijenta kretala između 0,20 i 0,25. Kada su počele tranzicione reforme, u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope dogodio se značajan rast dohodne nejednakosti, iako taj rast varira među zemljama. Uočeno je da je u periodu od 1990. do 2010. godine vrednost Džini koeficijenta porasla za oko 10 procentnih poena u Bugarskoj, Rumuniji, Mađarskoj, Letoniji, Litvaniji i Estoniji, dok je ta promena bila za nekoliko procentnih poena manja u Češkoj, Slovačkoj, Poljskoj i Sloveniji. Među zemljama pomenutog regiona, najveći porast dohodne nejednakosti zabeležen je u zemljama Baltičkog regiona, koji je početkom ovog veka dostigao vrednost od 0,35. Kao glavni razlozi takvog pogoršanja u distribuciji dohotka navode se proces privatizacije i liberalizacije i promena sistema formiranja zarada, što je sve rezultiralo povećanom disperzijom u zaradama. Posebno se naglašava i uloga država, koja je slabim redistributivnim sistemom oporezivanja i transfera i niskim izdvajanjima za transferna plaćanja dodatno doprinela povećanju jaza između najsiromašnijih i najbogatijih. Te promene su bile praćene rastom premije na visoko obrazovanje za visokokvalifikovane radnike zaposlene u sektorima u kojima su se dogodila značajna tehnološka unapređenja, ali koju veći deo populacije nije mogao da ostvari. Naime, suočeni sa problemima strukturnih promena na tržištu rada, deca lošijeg socioekonomskog statusa nisu bila u mogućnosti da dostignu najviši nivo obrazovanja, tako da je povećan jaz u prosečnom broju godina školovanja dece iz najsiromašnijih i najbogatijih porodica. Pokazano je da je, kao posledica delovanja svih tih faktora u periodu tranzicije, u zemljama Centralne i Istočne Evrope došlo do rasta nejednakosti šansi u obrazovanju, posebno u oblasti visokog obrazovanja, što se negativno odrazilo na distribuciju dohotka u tim zemljama (Perugini and Pompei, 2016).

Brzezinski i Magda (2016) ispitivali su vezu između nejednakosti šansi u obrazovanju i dohodne nejednakosti u sedam zemalja Centralne i Istočne Evrope, koristeći podatke Ankete o prihodima i uslovima života. Rezultati te studije ukazuju na to da u izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope tokom vremena postoje velike heterogenosti u nivou i evoluciji dohodne nejednakosti. One su povezane za promenama u karakteristikama porodica iz kojih pojedinci potiču, koje su se dogodile usled tranzicionih reformi – pre svega obrazovanja roditelja i statusa roditelja na tržištu rada. Na osnovu rezultata ocenjene regresione jednačine, autori pokazuju da su značajno opale

nejednakosti šansi u obrazovanju i dohodne nejednakosti u Poljskoj, dok je u Mađarskoj uočen rast nejednakih obrazovnih šansi koji je rezultirao pogoršanjem distribucije dohotka. Rezultati sugerišu da faktori okolnosti, poput obrazovanja i radnog statusa roditelja, u velikoj meri mogu da objasne razlike u dostignutom nivou školovanja pojedinaca i zaradama koje ti pojedinci ostvaruju na tržištu rada. Među zemljama Centralne i Istočne Evrope, Poljska i Litvanija spadaju u red onih u kojima je nejednakost obrazovnih šansi niska, dok Mađarska i Slovačka spadaju u red onih u kojima je nejednakost šansi u obrazovanju izrazita. Autori su utvrdili i da promene dohodne nejednakosti nisu korelisane sa promenama GDP koje su se dogodile u posmatrano regionu. Navodi se primer Poljske i Slovačke, koje su imale slične relativno visoke stope ekonomskog rasta, ali imaju sasvim drugačiji obrazac kretanja dohodne nejednakosti. Autori zaključuju da su uspešne institucionalne promene i dobro targetirane socijalne politike među analiziranim zemljama važne determinante koje su oblikovale distribuciju šansi u obrazovanju, što se preslikalo i na dohodnu distribuciju (Brzezinski and Magda, 2016).

Nedavna studija Evropske banke za razvoj (2017) ukazuje na postojanje velike podele između dece koja dolaze iz bogatih i siromašnih porodica, posebno u dostignutom broju godina školovanja. Deca iz bogatijih porodica teže do završe više nivoe obrazovanja, uz veći set znanja i veština stečenih tokom vremena provedenog u procesu obrazovanja, u poređenju da decom iz siromašnijih porodica. Rezultati pomenute studije pokazuju da u Evropi u proseku srednje obrazovanje završi oko 90% dece koja pripadaju poslednjem kvintilu dohodne distribucije (20% najbogatijih) i tek nešto oko 70% dece koja pripadaju prvom i drugom kvintilu dohodne distribucije (40% najsiromašnijih). Te razlike su ipak manje izražene među zemljama Centralne i Istočne Evrope – posebno ako se posmatraju zemlje Zapadnog Balkana. Tako je u Češkoj, Hrvatskoj, Poljskoj, Slovačkoj i Sloveniji ta razlika manja od 10 procentnih poena, što je niže u odnosu na evropski prosek od 18 procentnih poena. Takvo stanje je odraz, kako se navodi, napora prethodnih socijalističkih vlada da obezbede što veću obrazovnu jednakost među različitim socioekonomskim grupama. Jaz je najveći među zemljama Južne Evrope – pa tako, na primer, u Španiji i Portugaliji tek oko 50% dece iz prva dva kvintila dohodne distribucije stekne srednje obrazovanje. Štaviše, veća razlika se može uočiti kad se posmatra nivo visokog obrazovanja. Prema rezultatima te studije, samo 25% dece koja pripadaju prvom i drugom kvintilu dohodne distribucije dostigne neku formu visokog obrazovanja, dok je među decom koja pripadaju poslednjem kvintilu dohodne distribucije 55% onih koji završe visoko obrazovanje. Među zemljama Centralne i Istočne Evrope ponovo se mogu uočiti manje razlike između dece iz siromašnijih i bogatijih porodica u najvišem stečenom obrazovnom nivou. Na primer, ta razlika u Češkoj i Slovačkoj iznosi oko 20 procentnih poena, što je za 10 procentnih poena manje od evropskog proseka. Uočeni jaz u obrazovnim postignućima dece koja pripadaju 40% najsiromašnijih i dece koja pripadaju 20% najbogatijih u populaciji, u srednjem, a posebno visokom obrazovanju, podržava stav o nedostatku međugeneracijske mobilnosti u Evropi i visok rizik da deca iz najlošijih socioekonomskih grupa najviše dostignu osnovno obrazovanje (CEB, 2017).

Poslednjih godina, istraživači koji se bavi izučavanjem nejednakih šansi u obrazovanju fokus stavljaju na rezultate ostvarene na standardizovanim međunarodnim testovima kao važnim obrazovnim ishodima. Odnosno, naglasak istraživača je na kvalitetu, a ne na kvantitetu obrazovanja. Polazi se od stava da broj godina školovanja kao obrazovni ishod koji se razmatra može biti neadekvatan jer jedna godina školovanja, prema setu znanja i veština koju obezbeđuje, nije ista za pojedince koji se nalaze u različitim zemljama, a ne mora biti ista ni za pojedince koji se nalaze u različitim mestima u istoj zemlji. Dakle, istraživači polaze od toga su da veštine i znanje koje pojedinac stekne u obrazovnom procesu ključni za pozicioniranje tog pojedinca na tržištu rada. Drugim rečima, ključno je ispitati u kojoj meri su zastupljene nejednake šanse za sticanje kvalitetnog obrazovanja među pojedincima, zavisno od seta okolnosti sa kojima se pojedinci suočavaju, a izvan su njihovog uticaja. Stoga je u određenom broju studija predmet istraživanja

bilo ispitivanje razlika u rezultatima na međunarodno uporedivim testovima koje nastaju kao posledica delovanja već pomenutih mikro i makro faktora okolnosti. Razvoj različitih programa, poput Međunarodnog programa procene učeničkih postignuća – PISA (engl. *Program of International Student Assessment*), takvu vrstu analize je učinio mogućom. PISA testiranje omogućava uvid u dostignut nivo čitalačke, matematičke i naučne pismenosti dece u određenoj zemlji, uz informacije o tome kako se ta učenička dostignuća razlikuju zavisno od seta okolnosti sa kojima se deca u toj zemlji suočavaju. Dodatno, rezultati su međunarodno uporedivi, što taj program čini posebno korisnim za istraživače (Gamboa and Waltenberg, 2012). Osim PISA, važni međunarodni programi kojima se testiraju obrazovna postignuća učenika u različitim domenima jesu Treća međunarodna studija u obasti matematike i nauke – TIMSS (engl. *Third International Mathematics and Science Study*) i Međunarodna studija o razvoju čitalačke pismenosti –PIRLS (engl. *Progress in International Reading Literacy Study*).

Hanušek i Voesmen (2006) istraživali su nejednakost obrazovnih šansi za oko 55 zemalja sveta, na osnovu uticaja izabranih karakteristika porodice iz kojih učenici potiču na njihova obrazovna postignuća ostvarena u nekoliko TIMSS testiranja. Autori su istakli važnost organizacionih karakteristika obrazovnih sistema, od kojih se izdvajaju rano uključivanje deteta u proces obrazovanja i duži ciklus predškolskog obrazovanja, za promovisanje jednakosti šansi u obrazovanju među zemljama. Na osnovu izabranog skupa okolnosti sa kojima se suočavaju učenici iz siromašnijih i bogatijih porodica, izračunat je indeks nejednakosti šansi u obrazovanju, tako da veća vrednost tog indeksa ukazuje na manju jednakost obrazovnih šansi. Ukoliko se posmatraju zemlje regiona Centralne i Istočne Evrope, najniža vrednost tog indeksa zabeležena je u Sloveniji (22,25) i Češkoj (22,45), a najviša u Slovačkoj (24,01) i Mađarskoj (25,84). Potom je ocenjeno kako različite determinante na nivou zemlje utiču na vrednost prethodno izračunatog indeksa. Rezultati analize ukazuju na postojanje pozitivne veze između broja godina uključivanja deteta u obrazovni proces i indeksa nejednakosti obrazovnih šansi – vrednost tog indeksa se smanjuje u proseku za 0,92 ako je dete uključeno u proces obrazovanja jednu godinu ranije, kao i na postojanje negativne veze između dužine ciklusa predškolskog obrazovanja i indeksa nejednakosti šansi u obrazovanju – vrednost tog indeksa je u proseku manja za 1,32 ukoliko je dete provelo u predškolskom obrazovanju jednu godinu duže (Hanushek and Woessmann, 2006).

Na osnovu PISA podataka iz 2006. godine, Fereira i Žinju (2011) izračunali su indeks nejednakosti šansi u obrazovanju kao udeo varijanse u obrazovnim postignućima učenika koji je objašnjen izabranim setom mikrofaktora okolnosti (kao što su pol, lokacija, socioekonomski status porodice) za oko 60 zemalja širom sveta. Rezultati analize ukazuju na to da nejednakošću obrazovnih šansi može da se objasni i do 35% razlika u obrazovnim postignućima učenika na PISA testiranju. Na osnovu izračunatog indeksa, nejednakost šansi u obrazovanju najmanja je među zemljama regiona Južne Azije i Okeanije, a najveća među zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope. Na primer, prema dobijenim rezultatima, niska vrednost indeksa nejednakosti šansi u obrazovanju od oko 0,20 zabeležena je u Hong Kongu i Australiji, a visoka vrednost tog indeksa od nešto više od 0,30 u Bugarskoj, Mađarskoj i Srbiji. Takođe, Fereira i Žinju su ukazali na to da postoji negativna veza između indeksa nejednakosti obrazovnih šansi i GDP pp u slučaju matematičke pismenosti, tako da smanjenje nivoa ekonomskog razvoja, mereno vrednošću GDP pp, rezultira povećanjem obrazovne nejednakosti posmatranom domenu pismenosti. Ipak, ta veza nije statistički značajna u slučaju čitalačke i naučne pismenosti jer postoje statistički autlajeri koji tu vezu narušavaju (Ferreira and Gignoux, 2011).

Luongo (2015) je ispitivao jednakost šansi u obrazovanju na osnovu sintetičkog indeksa nejednakosti u dostignutim obrazovnim postignućima koristeći PISA podatke za 2003, 2006, 2009. i 2012. godinu za oko 70 zemalja sveta. Indeks je kreiran na osnovu faktora okolnosti koji se odnose na pol, obrazovanje roditelja i klasifikaciju zanimanja roditelja. Rezultati analize ukazuju na postojanje značajnih razlika među regionima u nejednakosti šansi za dostizanje natprosečnih

obrazovnih postignuća na PISA testiranju u slučaju učenika koji su lošijeg socioekonomskog statusa. Vrednost sintetičkog indeksa nejednakosti uočena je u zemljama regiona Severne Amerike i Zapadne Evrope, dok se po nižoj vrednosti tog indeksa izdvajaju zemlje regiona Južne Amerike i Istočne Evrope. Najmanja nejednakost u dostignutim obrazovnim postignućima među učenicima različitog socioekonomskog statusa uočena je u Hong Kongu i Japanu, gde se vrednost indeksa nejednakosti kreće od 0,05 do 0,07, dok je najveća nejednakost u ostvarenim obrazovnim postignućima zabeležena u Bugarskoj i Slovačkoj, u kojima se vrednost indeksa nejednakosti kreće od 0,16 do 0,21, zavisno od domena pismenosti koji se posmatra (Luongo, 2015).

U vezi sa merenjem nejednakih šansi u obrazovanju treba imati u vidu dva momenta, koja se tiču senzitivnosti zavisno od izabranog skupa faktora okolnosti koji su za istraživača potpuno diskrecioni. Prvo, istraživači moraju da izaberu promenljive okolnosti koje će biti obuhvaćene modelom radi merenja intenziteta nejednakih šansi u sferi obrazovanja. Uočljive okolnosti su obično podskup realnog broja egzogenih promenljivih koje utiču na obrazovne ishode pojedinaca. Odnosno, istraživači ispituju uticaj konačnog broja faktora okolnosti koje su uočljive istraživaču, iako je u stvarnosti taj broj beskonačan. Zbog toga je merenje nejednakih šansi u obrazovanju obično pristrasno. Da bi se ta pristrasnost u merenju umanjila, istraživači moraju da raspolažu bazama podataka koje sadrže što veći broj informacija o faktorima okolnosti koji potencijalno determinišu obrazovne ishode pojedinaca. Dakle, mogućnost prevazilaženja tog problema u velikoj meri je određena veličinom uzorka. Drugo, uticaj izabranog skupa faktora okolnosti može biti pod uticajem drugih faktora okolnosti koje nisu uključene u model. Romer ne daje fiksnu listu promenljivih koje se smatraju faktorima okolnosti već opis tih promenljivih na osnovu kojih istraživači, zavisno od raspoloživih podataka, mogu da izvrše izbor. Obično se taj izbor svodi na promenljive kao što su pol, lokacija, rasa i slično. Istraživači uglavnom polaze od pretpostavke da je uticaj uključenih faktora okolnosti fiksan i nezavisan, tako da je izabran skup promenljivih konačan i nije pod uticajem drugih promenljivih. Ipak, u stvarnosti ta pretpostavka obično nije ispunjena. Na primer, važi da uticaj sličnih programa predškolskog obrazovanja na različite životne ishode deteta, među kojima je svakako i obrazovno postignuće, varira značajno zavisno od pola deteta. Dakle, narušenost pretpostavke o nezavisnom uticaju faktora okolnosti rezultira dodatnom pristrasnošću merenja (Ferreira and Gignoux, 2011).

4.4. Empirijsko istraživanje: model i podaci

Polazeći od činjenice da obrazovanje umnogome opredeljuje buduću zaradu, bilo putem mehanizma unapređenja produktivnih mogućnosti bilo putem mehanizma signaliziranja urođenih sposobnosti, važno je istražiti u kojoj meri se mogućnosti pojedinca za dostizanje određenog obrazovnog ishoda razlikuju zavisno od faktora okolnosti na koje taj pojedinac nema uticaja. Imajući u vidu rezultate prvog i drugog empirijskog istraživanja o visini premija na obrazovanje i efektima diploma među zemljama Centralne i Istočne Evrope, koja su sprovedena u ovom radu, cilj trećeg empirijskog istraživanja jeste ispitivanje stepena nejednakih obrazovnih šansi u zemljama pomenutog regiona. Polazeći od Romerovog teorijsko-metodološkog okvira, biće istraženo u kojoj meri se razlike u obrazovnim ishodima pojedinaca u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope mogu objasniti time da se pojedinac nalazi u nekoj od tih zemalja te je suočen sa setom okolnosti koji su izvan njegovog delovanja. Taj set predstavlja, dakle, isključivo faktore koji su karakteristični za zemlju u kojoj pojedinac živi. Odnosno, cilj trećeg empirijskog istraživanje je da utvrdi u kojoj meri je obrazovni ishod nekog pojedinca determinisan faktorima okolnosti tipičnim za neku od zemalja, nezavisno od faktora napora. Imajući u vidu različite tranzicione putanje zemalja regiona Centralne i Istočne Evrope, koje su se odrazile na razlike u obrazovnoj strukturi, zanimljivo je ispitati koliko se varijabilitet u dostignutim obrazovnim ishodima pojedinaca može objasniti samom činjenicom da je pojedinac rođen u nekoj od zemalja tog regiona i da se suočava sa skupom faktora okolnosti koji su tipični za zemlju rođenja. Kako su razlike u prosečnom broju godina školovanja ili prosečnim rezultatima na međunarodnim standardizovanim testovima među tim zemljama izrazite, sigurno je da je zemlja u kojoj će pojedinac po rođenju biti alociran važan faktor koji određuje njegove obrazovne šanse. Ranije studije sprovedene sa ciljem da se ispitaju nejednake šanse u obrazovanju među zemljama Centralne i Istočne Evrope (e.g. Ferreira and Gignoux, 2011; Brzezinski and Magda, 2016) uglavnom su fokusirane na delovanje mikrofaktora okolnosti, kao što su pol ili lokacija, a ne na delovanje makrofaktora okolnosti, što je bila osnovna motivacija za sprovođenje ovog empirijskog istraživanja.

Vrlo je verovatno da je obrazovni ishod svakog pojedinaca u značajnoj meri određen prosečnim dohotkom zemlje i nejednakošću distribucije dohotka. Istraživanje nejednakosti u obrazovanju u skorije vreme dobija značaj prevashodno usled dokazane povezanosti distribucije obrazovanja i dohodne distribucije u zemlji (e.g. Park, 1996; Mayer, 2010; Manna and Regoli, 2012; Krstić, 2021). Rast zainteresovanosti istraživača podstaknut je time što je u poslednje dve decenije zabeleženo produbljivanje jaza u zaradama između niskoobrazovanih i visokoobrazovanih pojedinaca. Naime, vremenom je porasla premija na najviši nivo obrazovanja, zbog tehnološkog napretka, uz istovremeni pad stopa povraćaja na niže nivoe obrazovanja, usled sve većeg obuhvata populacije tim obrazovnim nivoima. Mogućnost dostizanja visokog obrazovanja za različite pojedince – posebno one lošijeg socioekonomskog statusa, umnogome zavisi od toga sa kakvim se makrofaktorima okolnosti suočavaju. Obrazovni ishod pojedinca je povoljniji ako se on nalazi u visokorazvijenoj zemlji i zemlji sa nižom dohodnom nejednakošću. Što su izdaci države za obrazovanje veći a nejednakost u raspodeli dohotka manja, to su šanse pojedinca lošijeg socioekonomskog statusa da dostigne najviši obrazovni nivo i veće buduće zarade bolje. Stoga je značajno utvrditi kako su makrofaktori okolnosti, poput visine izdvajanja države za obrazovanje i vrednosti Džini koeficijenta, povezani sa dostignutim brojem godina školovanja ili ostvarenim rezultatima na PISA testiranju. Predmet empirijskog istraživanja jesu razlike u obrazovnim ishodima pojedinaca u zemljama Centralne i Istočne Evrope zavisno od izabranog skupa makrofaktora okolnosti. Drugim rečima, treba ustanoviti u kojoj meri je obrazovni ishod nekog pojedinca determinisan činjenicom da se taj pojedinac nalazi, na primer, u Srbiji, a ne u Sloveniji. Sa stanovišta predstavljenog Romerovog okvira, prethodno opisano se u stvari svodi na istraživanje da li je i koliko ostvareni obrazovni ishod pojedinca iz Srbije bolji ili lošiji od ishoda

koji bi taj pojedinac dostigao da živi u Sloveniji, imajući u vidu makrofaktore okolnosti sa kojima je suočen. To je važno ako se ima u vidu da će ostvareni obrazovni ishod određivati buduću zaradu tog pojedinca, pa će se razlike u obrazovnim šansama u Srbiji i Sloveniji preliti u razlike u ostvarenim budućim zaradama.

Koristeći Romerovu analizu nejednakih šansi, obrazovni ishod e pojedinca i u zemlji j može biti predstavljen kao funkcija seta makrookolnosti specifičnih za zemlju u kojoj se pojedinac nalazi α (na primer, izdvajanja za obrazovanje po učeniku, dohodna nejednakost) koje idu od 1 do m, seta mikrookolnosti specifičnih za samog pojedinca β (na primer, pol, lokacija, socioekonomski status porodice) koje idu od 1 do n i čiji uticaj takođe zavisi i od zemlje, napora koji pojedinac ulaže γ i slučajnog šoka koji se može nazvati i faktorom sreće ε, tako da važi

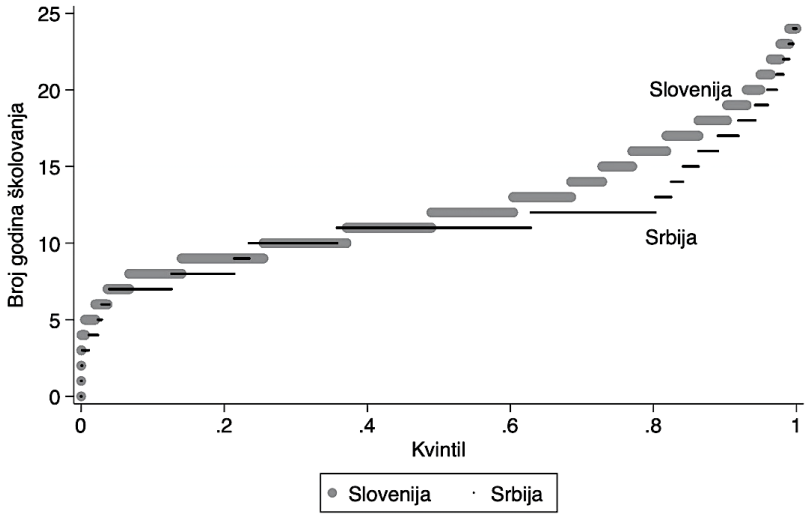
$$e_{ij} = f(\alpha_j^1 \dots \alpha_j^m; \beta_{ij}^1 \dots \beta_{ij}^n; \gamma_{ij}; \varepsilon_{,ij}). \qquad (4.4.1)$$

Osim toga, pretpostavlja se da je napor nezavisan od mikrofaktora okolnosti, odnosno da te okolnosti na obrazovni ishod utiču direktno, a ne indirektno, posredstvom napora. Međutim, jednačina (4.4.1) može biti formulisana i tako da je napor argument svake od mikrookolnosti, $\beta_{ij}\left(\gamma_{ij}\right)$. Ta pretpostavka ni koji način ne utiče na ocenjivanje, budući da je, kao što je istaknuto, cilj istraživanja ispitivanje uticaja makrofaktora okolnosti α_{ij} , koji su sigurno egzogeni u odnosu na napor. Ispitivanje uticaja makrofaktora okolnosti koji su tipični za zemlju u kojoj se pojedinac nalazi može da objasni u kojoj meri se ulaganje napora u postizanje određenog obrazovnog ishoda isplati. Nejednake šanse u obrazovanju, shodno predstavljenoj jednačini (4.4.1), ogledaju se u činjenici da je obrazovni ishod pojedinca sigurno u nekoj meri određen makrofaktorima okolnosti, nezavisno od nivoa napora. Odnosno, nejednake obrazovne šanse se odnose na situaciju kada dva pojedinca koja ulažu isti nivo napora postižu različite obrazovne ishode jer se nalaze u različitim zemljama. Ocena regresione jednačine (4.4.1) standardnim metodom OLS, u kojem se obrazovni ishod pojedinca posmatra kao funkcija seta okolnosti nad kojima pojedinac nema kontrolu, omogućava merenje nejednakih šansi u obrazovanju na osnovu indeksa definisanog kao $\widehat{\theta_{IO}} = \frac{var(\alpha_j^1 \dots \alpha_j^m; \beta_{ij}^1 \dots \beta_{ij}^n)}{var(e_{ij})}$. Tako definisan indeks predstavlja u stvari koeficijent determinacije ocenjene regresione jednačine jer pokazuje koliko se varijabiliteta u obrazovnim ishodima može objasniti na osnovu izabranog seta faktora okolnosti. Zahvaljujući svojoj jednostavnoj a izuzetno korisnoj formi, indeks nejednakih šansi izračunat na opisani način vrlo često se koristi u analizi nejednakih šansi u obrazovanju (Ferreira and Gignoux, 2011).

Logika ispitivanja nejednakih obrazovnih šansi koje nastaju kao rezultat delovanja različitih faktora okolnosti svodi se na sledeće. Pretpostavimo da je obrazovni ishod pojedinca određen isključivo zemljom rođenja. Pojedinac koji je rođen u ekonomski nerazvijenoj zemlji ne može ulaganjem napora da poboljša svoj obrazovni ishod jer taj ishod zavisi od makrofaktora okolnosti, poput nivoa izdvajanja za obrazovanje, na koje pojedinac nema uticaj. Posledično, takav pojedinac nema ni mnogo podsticaja da ulaže znatan napor. Dakle, ako zamislimo da je obrazovni ishod pojedinca isključivo određen makrofaktorima okolnosti, sigurno da je pozicija pojedinca rođenog u Nigeriji značajno lošija od pozicije pojedinca rođenog u Švajcarskoj. Prema tome, jedino što preostaje pojedincu koji želi da poboljša svoj položaj jeste da emigrira u ekonomski razvijeniju zemlju. Iako je to ekstremna pretpostavka, opisana logika upućuje na važna pitanja. Da li je pravično da obrazovni ishod bude određen po rođenju? Da li bi napor pojedinca u ekonomski nerazvijenoj zemlji trebalo da bude usmeren ka školovanju ili ka emigriranju? Prvo pitanje je etičke prirode, ali je drugo ekonomske prirode i zahteva pažnju istraživača. To je posebno važno ako se ima u vidu da dostignuti obrazovni ishod kasnije umnogome opredeljuje dohodak koji će pojedinac ostvariti, ako se ima u vidu veza između obrazovne i dohodne distribucije. Milanović (2015) je pokazao da se više od polovine varijabiliteta u dohotku među pojedincima u različitim zemljama sveta može objasniti isključivo nivoom ekonomske razvijenosti i dohodne nejednakosti

u zemlji, ukazujući na to da napor ne može da igra veliku ulogu u rasvetljavanju globalne distribucije dohotka.

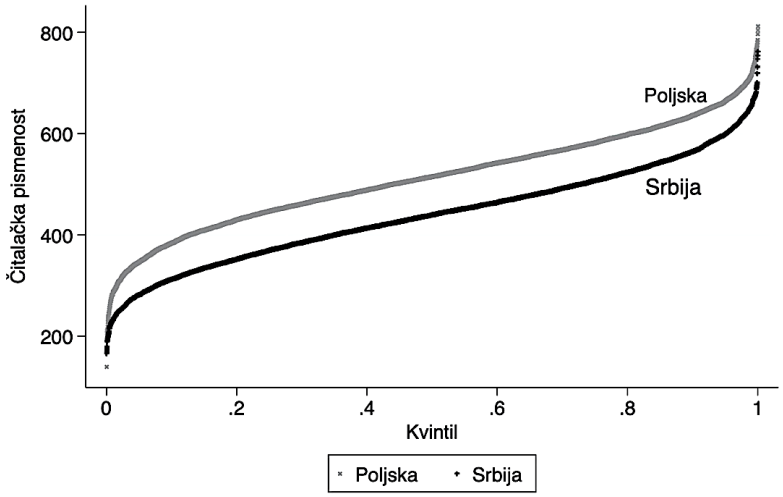
Kako je obrazovni ishod mikropromenljiva, moguće je kreirati bilo koji oblik distribucije – po kvartilima, kvintilima, decilima. Da bi se stekao uvid u distribuciju obrazovnih ishoda zemalja, svi pojedinci mogu biti poređani od najmanje do najveće vrednosti ostvarenog broja godina školovanja i dostignutog rezultata na PISA testiranju u oblasti čitalačke pismenosti – kao centralnom domenu 2018. godine, a potom podeljeni u kvintile po zemljama. Korisna je činjenica da je svaka zemlja podeljena u pet grupa (kvintila). Naime, takva podela omogućava da se uporedi pozicija pojedinca koji pripada prvom i petom kvintilu u Srbiji sa pozicijom pojedinca koji pripada prvom i petom kvintilu u Sloveniji ili Poljskoj. Odnosno, kreirana distribucija obrazovnih ishoda po zemljama Centralne i Istočne Evrope omogućava da se dobije slika o nejednakim šansama u obrazovanju. Tako distribucija broja godina školovanja po kvintilima u Srbiji i Sloveniji, kao zemlji regiona Centralne i Istočne Evrope u kojoj je vrednost tog indikatora kvantiteta obrazovanja među najvećima, pokazuje da razlike u poziciji pojedinca koji pripada prvom kvintilu ne postoje, ali da su te razlike izražene za pojedinca koji pripada poslednjem kvintilu. To što ne postoje razlike u broju godina školovanja pri nižim kvintilima distribucije broja godina školovanja može se objasniti postojanjem obaveznog obrazovanja u obe zemlje. Ipak, kako se vidi sa slike 4.4.1, pozicija pojedinca u 20% najbolje rangiranih pojedinaca prema ostvarenom obrazovnom ishodu u Srbiji odgovara dostignutom nivou od 12 godina školovanja, dok pozicija pojedinca pri istom kvintilu u Sloveniji odgovara dostignutom nivou od 16 godina školovanja. Dakle, pojedinac u Srbiji koji pripada poslednjem kvintilu ima četiri godine školovanja manje od pojedinca koji pripada istom kvintilu u Sloveniji. Prema tome, može se indikativno tvrditi da pojedinac pri najvišem delu distribucije broja godina školovanja u Srbiji dostiže jedan obrazovni nivo manje od isto pozicioniranog pojedinca u Sloveniji, jer pozicija tog pojedinca odgovara nivou srednjeg obrazovanja u Srbiji, a u Sloveniji nivou visokog obrazovanja.



Slika 4.4.1. Distribucija broja godina školovanja po kvintilima u Srbiji i Sloveniji
Izvor: prikaz na osnovu podataka LFS (2021)

Distribucija rezultata u domenu čitalačke pismenosti, kao centralnom domenu na PISA testiranju 2018. godine, po kvintilima u Srbiji i Poljskoj, kao najbolje rangiranoj zemlji regiona Centralne i Istočne Evrope prema vrednosti tog indikatora kvaliteta obrazovanja, pokazuje da su razlike primetne u celokupnom domenu posmatrane distribucije. Kako se vidi sa slike 4.4.2, pojedinac koji pripada prvom i poslednjem kvintilu distribucije tog obrazovnog ishoda u Srbiji ostvaruje za oko 80 poena manje od pojedinca koji pripada prvom i poslednjem kvintilu u Poljskoj. Na primer,

pozicija pojedinca u 20% najbolje rangiranih pojedinaca prema ostvarenom obrazovnom ishodu u Srbiji povezuje se sa nešto više od 500 poena, dok se pozicija pojedinca pri istom kvintilu u Poljskoj povezuje sa oko 600 poena. Takva razlika je značajna ako se ima u vidu da jednoj godini školovanja odgovara oko 40 poena. Shodno tome, može se zaključiti da najlošije i najbolje pozicioniran pojedinac u distribuciji rezultata u oblasti čitalačke pismenosti na PISA testiranju u Srbiji zaostaje za približno dve školske godine u poređenju sa isto pozicioniranim pojedincem u Poljskoj. Distribucija rezultata na PISA testiranju u posmatranom domenu takođe pokazuje da pozicija učenika koji pripada poslednjem kvintilu distribucije u Srbiji – 20% najbolje rangiranih učenika, odgovara aproksimativno poziciji učenika koji se nalazi na medijani distribucije u Poljskoj. Imajući to u vidu, najbolji učenici u Srbiji na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti ostvaruju rezultate koje ostvaruju prosečni učenici u Poljskoj. Rezultati u oblasti čitalačke pismenosti posebno su važni jer učenici koji postižu loše rezultate u tom domenu na PISA testiranju imaju nisku sposobnost da razumeju tekst koji čitaju te mogu imati poteškoće u postizanju odgovarajućih rezultata u ostalim oblastima. Stoga, eventualno poboljšanje kvaliteta obrazovanja u domenu matematičke i naučne pismenosti zavisi značajno od prethodnog poboljšanja rezultata u domenu čitalačke pismenosti (Baucal and Pavlovic-Babic, 2009).



Slika 4.4.2. Distribucija rezultata na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenost po kvintilima u Srbiji i Poljskoj
Izvor: prikaz na osnovu podataka OECD-a (2021)

Dakle, već na osnovu grafičkog prikaza distribucije broja godina školovanja ili rezultata na PISA testiranju može se zaključiti da su primetne značajne razlike među pojedincima u ostvarenom obrazovnom ishodu, zavisno od lokacije. S tim u vezi, kako bi se empirijski ispitale nejednake šanse u obrazovanju u slučaju Srbije i izabranih zemalja Centralne i Istočne Evrope, biće ocenjena jednačina oblika

$$S_{ij} = \beta_1 Exp_j + \beta_2 Ine_j + \beta_3 EL_j + \varepsilon_{ij}, \quad (4.4.2)$$

gde se obrazovni ishod odnosi na meru kvantiteta obrazovanja. Precizno, u jednačini (4.4.2) S_{ij} je zavisna promenljiva koja se odnosi na broj godina školovanja pojedinca i u zemlji j; Exp_j označava nezavisnu promenljivu koja se tiče izdvajanja za obrazovanje po učeniku u zemlji j; Ine_j nezavisnu promenljivu koja se odnosi na dohodnu nejednakost u zemlji j; EL_j nezavisnu promenljivu koja se tiče stope odustanka od školovanja u zemlji j; a ε_{ij} slučajnu grešku. Osim toga, biće ocenjena i jednačina u formi

$$P_{ij} = \beta_1 Exp_j + \beta_2 Ine_j + \beta_3 CS_j + \nu_{ij}, \quad (4.4.3)$$

tako da se obrazovni ishod odnosi na meru kvaliteta obrazovanja. Konkretno, u jednačini (4.4.3) P_{ij} je zavisna promenljivu koja se odnosi na rezultat učenika i u zemlji j na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti; Exp_j je nezavisna promenljiva koja se tiče izdvajanja za obrazovanje po učeniku u zemlji j; Ine_j nezavisna promenljiva koja se odnosi na dohodnu nejednakost u zemlji j; CS_j nezavisna promenljiva koja se tiče prosečne veličine odeljenja u zemlji j; a v_{ij} slučajna greška. Cilj je istraživanje razlika u ostvarenim obrazovnim ishodima shodno delovanju makrofaktora okolnosti na koje pojedinac nema uticaj. Obrazovni ishod pojedinca se odnosi i na meru kvantiteta obrazovanja – broj godina školovanja, i na meru kvaliteta obrazovanja – rezultat na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti. Uključivanje i mikrofaktora okolnosti, kao što su pol, lokacija, socioekonomski status porodice, narušilo bi pretpostavku o ispitivanju delovanja faktora koji su potpuno izvan kontrole pojedinca. Na primer, može se očekivati da je socioekonomski status porodice pojedinca korelisan sa naporom koji taj pojedinac ulaže u dostizanje obrazovnog ishoda, dok to nije slučaj sa nivoom izdvajanja za obrazovanje po učeniku. Jednačine će biti ocenjene za Srbiju, Bugarsku, Mađarsku, Poljsku, Rumuniju, Slovačku, Sloveniju, Hrvatsku i Češku. Ocenjivanje je zasnovano na primeni standardnog metoda OLS.

Ocenjivanje jednačine (4.4.2) zasnovano je na mikropodacima Ankete o radnoj snazi – podaci LFS, i Eurostatovim makropodacima u periodu od 2015. do 2019. godine. Zavisna promenljiva u toj jednačini jeste broj godina školovanja, koja je, kao u prethodnom empirijskom istraživanju, prateći standardnu metodologiju, određena za svakog pojedinca kao razlika između godine sticanja najvišeg nivoa obrazovanja, godine rođenja i broja sedam – broj godina pre ulaska u proces obrazovanja. Ta promenljiva je definisana na osnovu podataka LFS. Podaci o nezavisnim promenljivim u jednačini (4.4.2), koje se odnose na izdvajanja za obrazovanje po učeniku, dohodnu nejednakost u zemlji, stopu odustanka od školovanja i obavezan broj godina školovanja, preuzeti su sa Eurostatovog sajta. Pojedinačne mikro i makro baze podataka za svaku od zemalja Centralne i Istočne Evrope koja je obuhvaćena analizom za period od 2015. do 2019. godine spojene su u jedinstvenu bazu podataka, pri čemu su definisane i veštačke promenljive koje se odnose na godinu anketiranja i zemlju u kojoj se pojedinac nalazi. Spisak promenljivih uključenih u analizu sa opisom dat je u tabeli 4.4.1.

Tabela 4.4.1. Opis promenljivih obuhvaćenih modelom (4.4.2)

Promenljiva	Opis
Zavisna promenljiva	
S	Broj godina školovanja
Nezavisne promenljive	
Expenditure	Izdvajanja za obrazovanje po učeniku
Gini	Dohodna nejednakost
EarlyLeavers	Stopa odustanka od školovanja
TeacherSalary	Prosečna godišnja plata nastavnika
c1	Bugarska
c2	Češka
c3	Hrvatska
c4	Mađarska
c5	Poljska
c6	Rumunija
c7	Slovenija
c8	Slovačka
c9	Srbija
y1	Godina anketiranja je 2015.
y2	Godina anketiranja je 2016.
y3	Godina anketiranja je 2017.
y4	Godina anketiranja je 2018.
y5	Godina anketiranja je 2019.

Izvor: prikaz autora na osnovu podataka LFS i Eurostatovih podataka

Jednačina (4.4.3) biće ocenjena na osnovu mikropodataka Međunarodnog programa procene učeničkih postignuća – PISA podaci, i Eurostatovih makropodataka za 2018. godinu, kao poslednju godinu za koju su raspoloživi podaci PISA testiranja. Zavisna promenljiva u toj jednačini jeste rezultat učenika na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti, kao centralnom domenu na PISA testiranju 2018. godine. Ta promenljiva je dobijena na osnovu podataka OECD-a. Podaci o nezavisnim promenljivim u jednačini (4.4.3), koje se odnose na izdvajanja za obrazovanje po učeniku, dohodnu nejednakost u zemlji i prosečnu veličinu odeljenja, preuzeti su sa Eurostatovog sajta. Individualne mikro i makro baze podataka za svaku od zemalja analiziranog regiona za 2018. godinu sintetizovane su u jednu bazu podataka, pri čemu su definisane i veštačke promenljive koje se odnose na zemlju u kojoj se pojedinac nalazi. Spisak promenljivih uključenih u analizu sa opisom dat je u tabeli 4.4.2.

Tabela 4.4.2. Opis promenljivih obuhvaćenih modelom (4.4.3)

Promenljiva	Opis
Zavisna promenljiva	
ReadingScore	Broj poena na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti
Nezavisne promenljive	
Expenditure	Izdvajanja za obrazovanje po učeniku
Gini	Dohodna nejednakost
ClassSize	Prosečna veličina odeljenja
TeacherSalary	Prosečna godišnja plata nastavnika
c1	Bugarska
c2	Češka
c3	Hrvatska
c4	Mađarska
c5	Poljska
c6	Rumunija
c7	Srbija
c8	Slovačka
c9	Slovenija

Izvor: prikaz autora na osnovu podataka LFS i Eurostatovih podataka

Treba istaći nekoliko važnih metodoloških napomena. Prvo, cilj ovog empirijskog istraživanja jeste da se ispita u kojoj meri se varijabilnost u obrazovnim ishodima među pojedincima u različitim zemljama Centralne i Istočne Evrope može objasniti na neki način škrtom ekonometrijskom formulacijom koju čini svega nekoliko izabranih makrofaktora okolnosti. Dakle, cilj nije da se precizno identifikuju sve makropromenljive koje određuju obrazovnu distribuciju zemlje, što bi moglo da bude učinjeno uključivanjem većeg broja ovih promenljivih. Drugo, treba napomenuti da ocenjivanje ne uzima u obzir razlike u populaciji među zemljama ovog regiona. Naime, ako pojedinac posmatra svoj obrazovni ishod i pita se koliko bi mu bilo bolje ili lošije da je rođen ili da živi u drugoj zemlji, onda veličina populacije zemlje nije važna. Pojedinac u Srbiji, na primer, jednostavno posmatra svoj obrazovni ishod i poredi ga sa obrazovnim ishodom koji bi mogao da ostvari ako bi se nalazio u istom delu obrazovne distribucije u Češkoj ili Slovačkoj. Treće, da bi se ispitala robusnost dobijenih rezultata, korišćen je proksi za izdvajanje za obrazovanje po učeniku. Tako je ta promenljiva zamenjena prosečnom godišnjom platom nastavnika. Izdvajanja za obrazovanje po učeniku korelisana su visokopozitivno sa prosečnom godišnjom platom nastavnika, ako se ima u vidu da se skoro četiri petine tih izdvajanja upravo odnose na plate nastavnog osoblja. Plata nastavnika se smatra važnom promenljivom koja može da utiče na obrazovni ishod pojedinca, a izvan je njegove kontrole. Podaci o prosečnoj godišnjoj plati nastavnika u izabranim zemljama Centralne i Istočne Evrope preuzeti su iz izveštaja koje

objavljuje Evropska komisija.[35] Robusnost rezultata je ispitana i ocenom jednačina (4.4.2) i (4.4.3) isključivo u funkciji veštačkih promenljivih koje se odnose na zemlju u kojoj se pojedinac nalazi – LSDV regresija (engl. *Least Square Dummy Variable).* Ocena LSDV regresije je značajna jer ukazuje na postojanje lokacione premije (ili penala) u ostvarenom obrazovnom ishodu.

Polazeći od značaja lokacione premije, biće ocenjena i verovatnoća da će pojedinac steći visoko obrazovanje p_{ij} i verovatnoća da će pojedinac postići izuzetne rezultate na PISA testiranju[36] u domenu čitalačke pismenosti q_{ij} (za koje se može smatrati da u velikoj meri opredeljuju i kasnije obrazovne ishode u pogledu stečenog nivoa obrazovanja)[37] zavisno od zemlje u kojoj se nalazi, tj.

$$p_{ij} = p(S_{ij}^h = 1|c_j), \tag{4.4.4}$$
$$q_{ij} = p\left(P_{ij}^h = 1\middle|c_j\right). \tag{4.4.5}$$

Verovatnoće p_{ij} i q_{ij} biće ocenjene na osnovu jednačina logističke regresije, koje se mogu predstaviti u obliku

$$\frac{p_{ij}}{(1-p_{ij})} = \exp\left(\beta_o + \beta_1 c_j\right) \tag{4.4.6}$$
$$\frac{q_{ij}}{(1-q_{ij})} = \exp\left(\beta_o + \beta_1 c_j\right) \tag{4.4.7}$$

i koje pokazuju efekat lokacije c_j na verovatnoću da će pojedinac i u zemlji j steći visoko obrazovanje, tako da je $S_{ij}^h = 1$, ili postići izuzetne rezultate na PISA testiranju u oblasti čitalačke pismenosti, tako da je $P_{ij}^h = 1$. Odnosno, biće ispitano na koji način set makrofaktora okolnosti oličen u lokaciji pojedinca determiniše verovatnoću da će taj pojedinac biti visokoobrazovan ili da će dostići najviši nivo obrazovnih postignuća na PISA testiranju.

Sumirano, sa ciljem empirijskog testiranja uticaja izabranih makrofaktora okolnosti na obrazovne ishode pojedinaca u zemljama Centralne i Istočne Evrope biće ocenjene tri specifikacije modela. U prvoj specifikaciji obrazovni ishod pojedinca biće posmatran u funkciji izabranih makrofaktora okolnosti. Prema drugoj specifikaciji, obrazovni ishod pojedinca biće razmatran kao funkcija makrofaktora okolnosti tako da je prosečna godišnja plata nastavnika proksi za izdvajanja za obrazovanje po učeniku. U trećoj specifikaciji obrazovni ishod pojedinca će biti posmatran isključivo kao funkcija veštačkih promenljivih koje se odnose na zemlju u kojoj se pojedinac nalazi. Odgovarajuća deskriptivna statistika prikazana je u dodatku u tabeli A4.1.

[35] Izveštaji su dostupni na stranici: *https://eacea.ec.europa.eu/national-policies/eurydice/index_en.php_en*.
[36] Prema metodologiji OECD-a, obrazovna postignuća učenika na PISA testiranju mogu se podeliti u šest nivoa. Smatra se da je učenik ostvario izuzetne rezultate ako je dostigao nivo peti ili šesti nivo, odnosno ukoliko je na PISA testiranju ostvario više od 625 poena.
[37] Određen broj studija (e.g. Dearden *et al*., 2002; Fasih, 2008) pokazuje da je kvalitet obrazovanja faktor koji u značajnoj meri utiče na buduće ishode pojedinaca na tržištu rada, poput zaposlenosti i zarade.

4.5. Rezultati empirijskog istraživanja

Izvod iz rezultata ocenjivanja prikazan je u tabelama 4.5.1 i 4.5.2.[38] Dobijene ocene su statističke značajne i sa očekivanim predznakom.

U tabeli 4.5.1 dati su rezultati ispitivanja uticaja izabranih makrofaktora okolnosti na dostignut broj godina školovanja pojedinca. Rezultati prve ocenjene specifikacije ukazuju na pozitivan uticaj izdvajanja za obrazovanje po učeniku i negativan uticaj dohodne nejednakosti i stope odustanka od školovanja na broj godina školovanja koji će dostignuti određeni pojedinac u nekoj od zemalja Centralne i Istočne Evrope. Precizno, rezultati ocenjivanja pokazuju da povećanje izdvajanja za obrazovanje po učeniku za 100 evra korelira u proseku sa povećanjem broja godina školovanja pojedinca za 0,029. Prosečna izdvajanja za obrazovanje po učeniku u periodu od 2015. do 2019. godine u Srbiji su iznosila 1.250 evra, a u Sloveniji 5.750 evra – što je i najveći iznos izdvajanja među zemljama Centralne i Istočne Evrope. To znači da bi pojedinac u Srbiji ostvario oko 1,3 godine školovanja više da su izdvajanja u Srbiji na nivou onih u Sloveniji. Prema rezultatima ocenjivanja smanjenje dohodne nejednakosti, mereno Džini koeficijentom, 1 poen je povezan u proseku sa povećanjem broja godina školovanja pojedinca za 0,12. Prosečna vrednost Džini koeficijenta je u analiziranom periodu u Srbiji iznosila oko 37, a na primer u Češkoj oko 25. Posledično, može se zaključiti da bi pojedinac u Srbiji dostigao za blizu 1,5 godina školovanja više kada bi vrednost Džini koeficijenta u Srbiji dostigla vrednost tog koeficijenta u Češkoj, odnosno bila manja za 12 poena. Rezultati ocenjivanja prve specifikacije ukazuju i na to da smanjenje stope odustanka od školovanja za 1 procentni poen u proseku korelira sa povećanjem broja godina školovanja pojedinca za 0,11. Na primer, stopa odustanka od školovanja u periodu od 2015. do 2019. godine bila je u proseku najmanja u Hrvatskoj i iznosila je oko 3%, dok je u Rumuniji bila najveća i iznosila je oko 18%. Dakle, može se indikativno zaključiti da bi pojedinac u Rumuniji ostvario 1,7 godina školovanja više kada bi stopa odustanka od školovanja u Rumuniji opala za 15 procentnih poena. Sumarno posmatrano, te tri makropromenljive objašnjavaju oko petinu varijabiliteta u dostignutom broju godina školovanja pojedinaca u zemljama Centralne i Istočne Evrope - vrednost koeficijenta determinacije iznosi 0,20. Odnosno, to pokazuje da je 20% razlika u broju godina školovanja pojedinaca određeno izabranim makrofaktorima okolnosti, poput izdvajanja za obrazovanje po učeniku, dohodne nejednakosti ili stope odustanka od školovanja, na koje pojedinci nemaju uticaj.

Rezultati ocenjivanja druge specifikacije, u kojoj je umesto izdvajanja za obrazovanje po učeniku korišćena prosečna godišnja plata nastavnika, ukazuju na sličan uticaj izabranih makropromenljivih na broj godina školovanja pojedinca. Prema dobijenim rezultatima druge specifikacije, povećanje godišnje plate nastavnika za 100 evra a smanjenje dohodne nejednakosti za 1 Džini poen ili smanjenje stope odustanka od školovanja za 1 procentni poen povezano je sa, respektivno, povećanjem broja godina školovanja pojedinca za 0,028, 0,11 i 0,13.

Poslednja specifikacija ukazuje na to da se četvrtina varijabiliteta u obrazovnim ishodima pojedinaca u zemljama Centralne i Istočne Evrope može objasniti zemljom rođenja pojedinca – vrednost koeficijenta determinacije iznosi 0,26. Taj rezultat je značajan jer upućuje na zaključak da zemlja u kojoj se pojedinac nalazi u značajnoj meri određuje broj godina školovanja koji će on dostići, nezavisno od napora koji ulaže. Kako je Srbija u ocenjenoj LSDV regresiji referentna zemlja, može se izdvojiti sledeće. U odnosu na Srbiju, lokacioni penal za ostvareni broj godina školovanja može se uočiti jedino u Rumuniji, dok se u svim ostalim zemljama Centralne i Istočne Evrope može zapaziti lokaciona premija. Činjenica da se osoba nalazi u Srbiji a ne u Rumuniji povezana je sa tim da će ona ostvariti 0,7 godina školovanja više. Ali, činjenica da je osoba rođena

[38] Puni rezultati ocenjivanja dati su u dodatku u tabelama A4.2 i A4.3.

u Srbiji a ne u Poljskoj ili Sloveniji, na primer, isto je tako povezana sa tim da će ona postići, redom, 2,35 ili 2,08 godina školovanja manje. Dakle, rezultati ocenjivanja upućuju na postojanje značajnih nejednakih šansi u obrazovanju među pojedincima u zemljama Centralne i Istočne Evrope, koje su posledica delovanja makrofaktora okolnosti sa kojima se oni u nekoj od tih zemalja suočavaju i na koje nemaju nikakav uticaj.

Tabela 4.5.1. Ocena uticaja makrofaktora okolnosti na dostignut broj godina školovanja za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64)

Zavisna promenljiva	Broj godina školovanja		
Nezavisne promenljive	Prva specifikacija	Druga specifikacija	Treća specifikacija
Izdvajanja za obrazovanje po učeniku	0,00029***	-	-
Prosečna godišnja plata nastavnika	-	0,00028*	
Dohodna nejednakost	-0,12010*	-0,11862*	-
Stopa odustanka od školovanja	-0,11188*	-0,13305*	-
Lokaciona premija ili penal	-	-	
Bugarska			0,93*
Češka			1,07*
Hrvatska			0,95*
Mađarska			0,21*
Poljska			2,35*
Rumunija			-0,71*
Slovenija			2,08*
Slovačka			1,17*
Konstanta	11,04	11,19	11,35
R^2	0,20	0,19	0,26
Broj opservacija	2.261.138	2.261.138	2.261.138

Napomene
(1) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 1% (*), 5% (**), i 10% (***).
(2) U prvoj i drugoj specifikaciji u ocenjivanje su uključene i veštačke promenljive koje se odnose na godinu anketiranja.
(3) Referentna zemlja je Srbija.

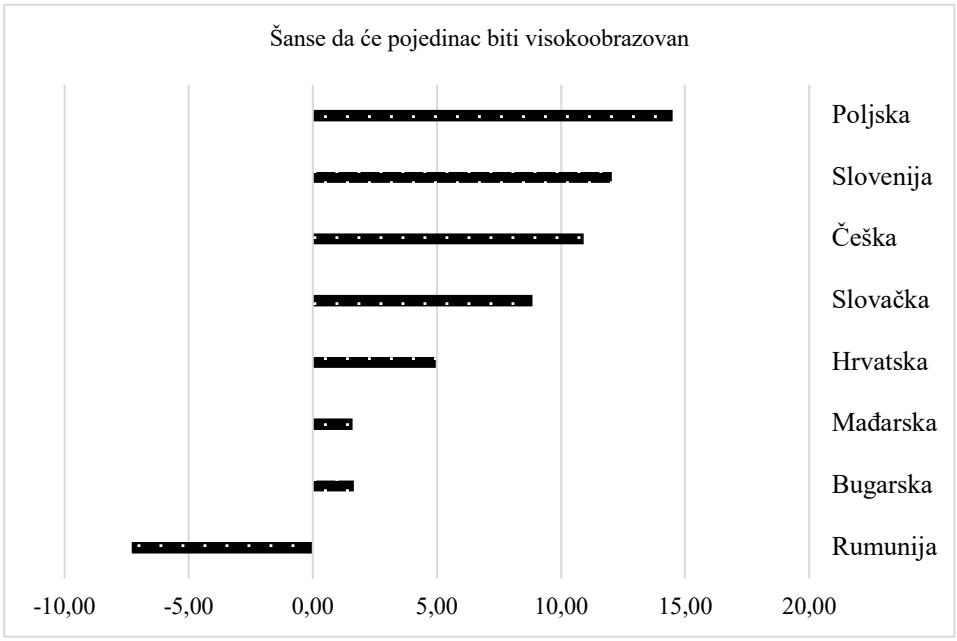
Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS i Eurostatovih podataka

Dobijeni rezultati su posebno važni ako se ima u vidu veza između obrazovne i dohodne distribucije. Postojanje nejednakih šansi u obrazovanju verovatno se preslikava u nejednake šanse u budućim dohocima. Milanović (2015) je, ispitujući nejednake šanse u ostvarenim dohocima, pokazao da povećanje bruto domaćeg proizvoda zemlje po stanovniku za 1% rezultira povećanjem dohotka pojedinca od 0,8% i da smanjenje dohodne nejednakosti za 1 Džini poen dovodi do povećanja dohotka pojedinca za 1,5%. Milanović je ukazao na to da se 66% globalnog varijabiliteta u dohocima može objasniti samo na osnovu ova dva makrofaktora okolnosti – bruto domaćeg proizvoda po glavi stanovnika i dohodne nejednakosti u zemlji. Time je sugerisano da makrofaktori okolnosti nad kojima taj pojedinac nema kontrolu značajno utiču na dohodak koji će pojedinac ostvariti, nezavisno od uloženog napora. Posebno je važan rezultat do kojeg je Milanović došao – da se oko 75% globalnog varijabliteta u dohocima objašnjava isključivo zemljom rođenja. Ocenjujući LSDV regresiju, u kojoj je dohodak pojedinca posmatran kao funkcija veštačkih promenljivih koje se odnose na zemlju u kojoj se pojedinac nalazi, Milanović je pokazao da postoje značajne lokacione premije, potvrđujući da je dohodak pojedinca umnogome opredeljen zemljom rođenja. Na primer, sama činjenica da se pojedinac nalazi u Švedskoj ili Brazilu a ne u Kongu povezana je sa lokacionom premijom u pogledu ostvarenog dohotka od, redom, 329% i 164%. Dakle, osoba koja je rođena u Švedskoj ostvaruje dohodak koji je za nešto

više od 300% veći od onog koji ostvaruje osoba rođena u Kongu, nezavisno od nivoa uloženog napora. Zbog toga ne iznenađuju dobijeni rezultati o postojanju značajne lokacione premije u pogledu broja godina školovanja među zemljama Centralne i Istočne Evrope. Ako je obrazovni ishod pojedinca, bez obzira na nivo napora koji ulaže, za nekoliko godina školovanja lošiji samo zato što se pojedinac nalazi u ekonomski manje razvijenoj zemlji, onda ne čudi to što je i zarada tog pojedinca znatno niža, jer nivo obrazovanja predstavlja jednu od najvažnijih determinanti zarade. Dakle, na osnovu nalaza tog istraživanja može se indikativno tvrditi da su nejednake obrazovne šanse jedan od potencijalnih uzroka dohodne nejednakosti, što je u skladu sa rezultatima ranijih studija (e.g. Park, 1996; Mayer, 2010; Manna and Regoli, 2012; Krstić and Žarković Rakić, 2017; Krstić, 2021) u kojima je istraživana veza između obrazovne i dohodne distribucije.

Park (1996) je ispitivao uticaj distribucije obrazovanja na dohodnu distribuciju na osnovu podataka koji se odnose na oko 60 zemalja sveta. Rezultati te studije pokazuju da su bolji obrazovni ishodi radne snage u pogledu broja godina školovanja povezani sa pravednijom distribucijom dohotka, tako da veća disperzija u obrazovnoj distribuciji vodi ka većoj dohodnoj nejednakosti u zemlji (Park, 1996). Mejr (2010) je testirala empirijski, za Sjedinjene Američke Države, teorijsko predviđanje da će, pod istim nepromenjenim okolnostima, porast nejednakosti u obrazovnih ishodima rezultirati porastom dohodne nejednakosti. Rezultati te studije potvrđuju teorijsko predviđanje sugerišući da nejednakim šansama u obrazovanju u velikoj meri mogu da se objasne varijacije u dohotku među pojedincima u zemlji, tako da se javnim politikama usmerenim ka poboljšanju obrazovne distribucije može redukovati disperzija dohotka (Mayer, 2010). Nedavna studija koju je sprovela Krstić (2021) na osnovu podataka Ankete o prihodima i uslovima života pokazuje da u slučaju Hrvatske, Slovenije i Srbije nivo obrazovanja pojedinca predstavlja važan faktor za objašnjenje razlika u ostvarenom dohotku. Rezultati te studije ukazuju na to da razlikama u obrazovnim ishodima može da se objasni između 15% i 25% varijacija u dohotku, u Hrvatskoj i Srbiji, respektivno. Pokazuje se da je jedno od potencijalnih objašnjenja niže dohodne nejednakosti u Sloveniji, u poređenju sa Hrvatskom i Srbijom, niži udeo niskoobrazovane populacije. Odnosno, povoljnija obrazovna struktura zemlje u smislu većeg udela visokoobrazovane populacija rezultira i povoljnijom distribucijom dohotka. U studiji je naglašeno da ograničen pristup obrazovanju usled faktora nad kojima pojedinac nema kontrolu vodi ka većim nejednakim šansama u obrazovanju i kao takav u značajnoj meri doprinosi porastu dohodne nejednakosti u zemlji (Krstić, 2021).

Rezultati ocenjivanja logističke jednačine koji ukazuju na to kako lokacija pojedinca utiče na verovatnoću da će taj pojedinac biti visokoobrazovan prikazani su u dodatku u tabeli A4.4. Kao što je pokazano u prethodnim empirijskim istraživanjima, visoko obrazovanje u velikoj meri opredeljuje relativno visoku zaradu pojedinca na tržištu rada. Grafički prikaz uticaja lokacije na šanse da će pojedinac dostići nivo visokog obrazovanja, pri čemu je Srbija referentna zemlja, ukazuju na značajan efekat same činjenice da se pojedinac nalazi u nekoj od zemalja Centralne i Istočne Evrope na posmatrani obrazovni ishod. Rezultati pokazuju da jedino pojedinac koji se nalazi u Rumuniji ima manje šansi da bude visokoobrazovan od pojedinca koji se nalazi u Srbiji. Pojedinci u svim ostalim zemljama Centralne i Istočne Evrope imaju veće šansi da dostignu nivo visokog obrazovanja nago pojedinac iz Srbije. Precizno, sama činjenica da je osoba rođena u Rumuniji smanjuje verovatnoću da će ta osoba dostići najviši nivo obrazovanja za oko 7% u poređenju sa osobom koja je rođena u Srbiji. Međutim, pojedinac koji se nalazi u Češkoj ili Sloveniji ima oko 12% veće šanse da bude visokoobrazovan u poređenju sa pojedincem koji se nalazi u Srbiji. U odnosu na osobu rođenu u Srbiji, osoba iz Poljske ima za oko 15% veću verovatnoću da će dostići nivo visokog obrazovanja. Ti rezultati nisu zanemarljivi ako se ima u vidu da je u pitanju uticaj isključivo same zemlje u kojoj se pojedinac nalazi. Dakle, nezavisno od nivoa uloženog napora, činjenica da je osoba rođena u Češkoj, Sloveniji ili Poljskoj a ne u Srbiji povećava verovatnoću da će steći visoko obrazovanje za više od 10%.



Grafikon 4.5.1. Ocena uticaja lokacije na šanse da će pojedinac biti visokoobrazovan za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20–64)
Izvor: proračun autora na osnovu podataka LFS

U tabeli 4.5.2 prikazani su rezultati ispitivanja uticaja seta makrofaktora okolnosti na ostvaren broj poena na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti učenika. Rezultati ocenjivanja prve specifikacije ukazuju na pozitivan uticaj izdvajanja za obrazovanje po učeniku i negativan uticaj dohodne nejednakosti i veličine odeljenja na rezultate učenika u oblasti čitalačke pismenosti na PISA testiranju u nekoj od zemalja Centralne i Istočne Evrope. Konkretno, rezultati ocenjivanja pokazuju da je povećanje izdvajanja za obrazovanje po učeniku za 100 evra u proseku povezano sa povećanjem od 1,5 PISA poena. Izdvajanja za obrazovanje po učeniku su 2018. godine u Srbiji iznosila 1.450 evra, dok su, na primer, u Češkoj iznosila 5.250 evra. To indikativno znači da bi učenik u Srbiji ostvario oko 50 poena više kada bi pomenuta izdvajanja u Srbiji bila uvećana do nivoa izdvajanja u Češkoj. Rezultati ocenjivanja ukazuju na to da smanjenje dohodne nejednakosti, mereno Džini koeficijentom, za 1 poen korelira u proseku povećanjem od 5 poena u domenu čitalačke pismenosti. Prosečna vrednost Džini koeficijenta u posmatranoj godini u Srbiji iznosila je 32, a u Sloveniji, kao zemlji Centralne i Istočne Evrope sa najnižom dohodnom nejednakošću, 24. Dakle, može se izvesti zaključak da bi učenik u Srbiji ostvario za 40 poena više ako bi vrednost Džini koeficijenta u Srbiji bila manja za 8 poena. Rezultati ocenjivanja prve specifikacije sugerišu i da je smanjenje veličine odeljenja za 1 povezano sa povećanjem od 6 PISA poena. Sumirano, te tri makropromenljive objašnjavaju nešto manje od 20% varijabiliteta u ostvarenim rezultatima učenika na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti među zemljama Centralne i Istočne Evrope, jer je vrednost koeficijenta determinacije blizu 0,20. Prema tome, petina varijacija u posmatranom obrazovnom ishodu učenika može se objasniti setom makrofaktora okolnosti kao što su izdvajanja za obrazovanje po učeniku, dohodna nejednakost ili veličina odeljenja, koji su izvan njihove kontrole.

Rezultati ocenjivanja druge specifikacije, u kojoj je umesto izdvajanja za obrazovanje po učeniku korišćena prosečna godišnja plata nastavnika, ukazuju na gotovo identičan uticaj izabranih makrofaktora okolnosti na broj poena učenika na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti. Dobijeni rezultati ocenjivanja sugerišu da povećanje godišnje plate nastavnika za 100 evra a smanjenje dohodne nejednakosti za 1 Džini poen i smanjenje veličine odeljenja za 1 koreliraju sa, redom, povećanjem broja poena na PISA testiranju u posmatranom domenu za 1,8, 4,8 i 5,2.

Ocenjivanje treće specifikacije ukazuje na to da se petina varijabiliteta u obrazovnim ishodima učenika u zemljama Centralne i Istočne Evrope može objasniti isključivo činjenicom da se pojedinac nalazi u nekoj od zemalja tog regiona – vrednost koeficijenta determinacije iznosi 0,21. Rezultat je važan jer sugeriše da zemlja u kojoj se učenik nalazi u velikoj meri određuje broj poena na PISA testiranju u oblasti čitalačke pismenosti, nezavisno od napora koji ulaže. U ocenjenoj LSDV regresiji Srbija predstavlja referentnu zemlju, pa se može izdvojiti sledeće. U odnosu na Srbiju, lokacioni penal za ostvareni broj poena na PISA testiranju može se uočiti u Bugarskoj i Rumuniji, dok se u svim ostalim zemljama Centralne i Istočne Evrope može zapaziti lokaciona premija. Sama činjenica da se učenik nalazi u Srbiji a ne u Bugarskoj ili Rumuniji povezana je sa tim da će on ostvariti 16 i 12 poena više, respektivno. Ali, i činjenica da je učenik rođen u Srbiji a ne u Češkoj ili Poljskoj, na primer, povezana je sa tim da će taj učenik ostvariti, redom, 67 ili 74 poena manje. Ako se ima u vidu da jednoj godini školovanja, prema standardnoj metodologiji OECD-a, odgovara 40 PISA poena, to sugeriše da učenik rođen u Srbiji, nezavisno od nivoa uloženog napora, zaostaje skoro 2 školske godine za učenikom rođenim u Češkoj ili Poljskoj. Kao i u slučaju broja godina školovanja, dobijeni rezultati ocenjivanja u pogledu broja poena na PISA testiranju pokazuju da postoje značajne nejednake obrazovne šanse među učenicima u zemljama Centralne i Istočne Evrope.

Tabela 4.5.2. Ocena uticaja makrofaktora okolnosti na ostvaren broj poena na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u 2018. godini

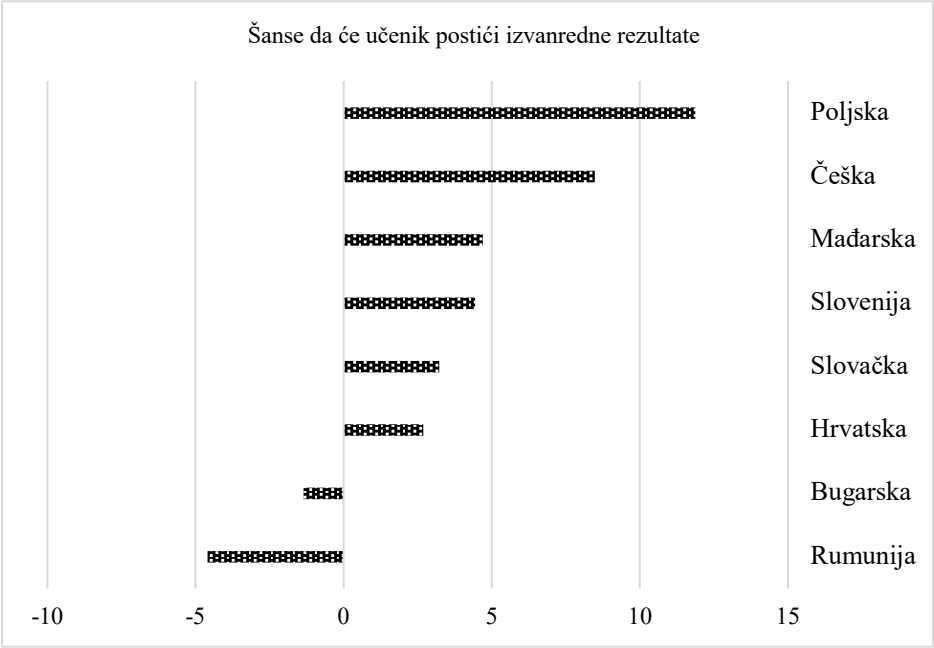
Zavisna promenljiva	Broj poena na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti		
Nezavisne promenljive	Prva specifikacija	Druga specifikacija	Treća specifikacija
Izdvajanja za obrazovanje po učeniku	0,015*	-	-
Prosečna godišnja plata nastavnika	-	0,018*	
Dohodna nejednakost	-5,196*	-4,895*	-
Veličina odeljenja	-6,295*	-5,204*	-
Lokaciona premija ili penal	-	-	
Bugarska			-16,33*
Češka			67,12*
Hrvatska			37,87*
Mađarska			43,39*
Poljska			73,47*
Rumunija			-12,09*
Slovenija			40,04*
Slovačka			20,65*
Konstanta	586,83	560,52	439,65
R^2	0,18	0,17	0,21
Broj opservacija	53.729	53.729	53.729

Napomene
(1) Ocene su statistički značajne na nivou značajnosti od 1% (*), 5% (**), i 10% (***).
(2) Referentna zemlja je Srbija.

Izvor: proračun autora na osnovu podataka OECD-a i Eurostatovih podataka

Rezultati ocenjivanja logističke jednačine koji ukazuju na to kako lokacija učenika utiče na verovatnoću da će taj učenik postići izuzetne rezultate na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti dati su u dodatku u tabeli A4.5. Polazeći od Srbije kao referentne zemlje, grafički prikaz uticaja lokacije na šanse da će učenik postići izvanredne rezultate sugeriše da same činjenica da je učenik rođen u nekoj od zemalja Centralne i Istočne Evrope ima značajan efekat na

analizirani obrazovni ishod. Rezultati ukazuju na to da učenik koji se nalazi u Rumuniji ili Bugarskoj ima manje šansi da dostigne najviše nivoe na PISA testiranju nego učenik koji se nalazi u Srbiji. Učenici u svim ostalim zemljama Centralne i Istočne Evrope imaju veću verovatnoću da dostignu najviše nivoe na PISA testiranju nego učenici iz Srbije. Konkretno, sama činjenica da je učenik rođen u Rumuniji smanjuje verovatnoću da će taj učenik postići izvanredne rezultate za nešto manje od 5% u odnosu na učenika koji je rođen u Srbiji. Međutim, učenik iz Mađarske ili Slovenije ima za oko 5% veće šanse da dostigne najviše nivoe na PISA testiranju od učenika iz Srbije. U poređenju sa učenikom koji se nalazi u Srbiji, učenik iz Poljske ima za blizu 12% veću verovatnoću da će postići izvanredne rezultate. To pokazuje da sama lokacija učenika u određenoj meri utiče na šanse da taj učenik dostigne najbolje rezultate u domenu čitalačke pismenosti. Nezavisno od nivoa uloženog napora, činjenica da je učenik rođen u Poljskoj a ne u Srbiji povećava verovatnoću postizanja izvanrednih rezultata za nešto više od 10%.



Grafikon 4.5.2. Ocena uticaja lokacije na šanse da će učenik postići izvanredne rezultate na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u 2018. godini
Izvor: proračun autora na osnovu podataka OECD-a

Prethodni rezultat je važan jer je u određenom broju međunarodnih longitudinalnih studija (e.g. OECD, 2010; Sims, 2013; LSAY, 2014) pokazano da obrazovna postignuća učenika na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti u značajnoj meri određuju buduće ishode pojedinca na tržištu rada. U tim studijama se od 2000. godine prate učesnici PISA testiranja kako bi se ispitalo na koji način dostignuti nivo čitalačke pismenosti utiče na status zaposlenosti pojedinca i zaradu koju će ostvariti. Pokazano je da obrazovna postignuća učenika u tom domenu predstavljaju bitnu determinantu budućeg ekonomsko-socijalnog statusa. Rezultati ukazuju na to da sa višim dostignutim nivoom čitalačke pismenosti raste verovatnoća da će taj pojedinac na tržištu rada biti zaposlen, a ne nezaposlen ili neaktivan. Utvrđeno je da učenici koji postižu izuzetne rezultate u domenu čitalačke pismenosti (peti ili šesti nivo) na PISA testiranju ostvaruju zaradu koja je i nekoliko puta veća od zarade koju ostvare učenici koji su dostigli tek nivo funkcionalne pismenosti (drugi nivo). Osim boljih izgleda zaposlenja na tržištu rada, rezultati tih longitudinalnih studija sugerišu da one pojedince koji ostvaruju bolja obrazovna postignuća u oblasti čitalačke pismenosti karakteriše i veći nivo političke i kulturne participacije.

4.6. Zaključak

Četvrti deo rada je bio posvećen analizi nejednakih šansi u obrazovanju. Predstavljen je Romerov teorijsko-metodološki okvir koji počiva na potrebi redukcije nejednakosti koje su povezane sa karakteristikama pojedinaca na koje on nema uticaja. Istaknuta je razlika između faktora napora i faktora okolnosti. Dok su faktori okolnosti ekonomski egzogeni – u smislu da pojedinac nema kontrolu nad njima, dopušta se mogućnost da faktori napora budu endogeni u odnosu na faktore okolnosti. Prema identičnim faktorima okolnosti sa kojima se suočavaju, svi pojedinci formiraju određeni tip, tako da je jednakost šansi ostvarena isključivo u situaciji u kojoj pojedinci različitog tipa ostvaruju različite ishode isključivo usled različito uloženog napora. Društvo karakterišu nejednake šanse u situaciji kada pojedinci sa lošijim setom okolnosti postižu lošije ishode, a ulažu isti napor kao pojedinci sa boljim setom okolnosti. Pokazano je da u situaciji kada u društvu perzistiraju nejednake šanse, izbor odgovarajuće socijalne politike predstavlja važan segment društvenog planiranja. Ključni izazov društvenog planiranja se svodi na traženje one politike koja će poništiti, u najvećoj mogućoj meri, efekte okolnosti na ishode, ne umanjujući pritom senzibilnost ishoda u odnosu na uloženi napor. U vezi sa definisanjem odgovarajuće socijalne politike, opisana je i Flojbajeva formulacija principa kompenzacije i afirmacije. Dodatno, prikazan Gelo–Zairov model preklapajućih generacija ukazuje na to da u slučaju kada finansijska tržišta siromašnijim pojedincima ne mogu da obezbede sredstva neophodna za dostizanje optimalnog nivoa obrazovanja, situaciju na tržištu obrazovanja karakteriše suboptimalnost efikasnosti. Ukoliko nema državne intervencije koja bi korigovala uočen tržišni neuspeh, različite šanse za pristup obrazovanju opstaju generacijski: siromašne porodice nisu u mogućnosti da finansiraju obrazovanje svoje dece, koja zbog lošijih obrazovnih ishoda ostvaruju nižu zaradu i koja kasnije kao odrasli nisu u mogućnosti da na odgovarajući način finansiraju obrazovanje svoje dece. Dakle, nesavršenost finansijskih tržišta i izostanak državne intervencije rezultiraju perzistentnom nejednakošću, kako u pogledu obrazovne distribucije tako i u pogledu dohodne distribucije.

U ovom delu predstavljeno je kretanje obrazovne nejednakosti, kao i veza između distribucije obrazovanja i distribucije dohotka. Pokazano je da je u posmatranim regionima sveta vrednost obrazovnog Džini koeficijenta 2010. u odnosu na 1960. godinu skoro prepolovljena. Tako je za 50 godina vrednost ovog indikatora obrazovne nejednakosti opala za 40–50% u regionima Supsaharske Afrike, Latinske Amerike i Kariba, Južne Azije, dok je u regionima Bliskog istoka i Evrope i Centralne Azije opala za 50–60%. Najveći napredak je zabeležen u regionu Istočne Azije i Pacifika, gde je vrednost obrazovnog Džini koeficijenta u posmatranom periodu opala za skoro 70%. Takođe, istaknuto je da u trendu kretanja obrazovne i dohodne nejednakosti na svetskom nivou u periodu od 1960. do 2010. godine postoje određene razlike. Od 1960. do 1990. godine pad obrazovne nejednakosti bio je praćen padom dohodne nejednakosti, da bi nakon toga obrazovna nejednakost nastavila da opada, a dohodna nejednakost da raste. Štaviše, do početka devedesetih godina prošlog veka vrednost obrazovnog Džini koeficijenta bila je veća od vrednosti dohodnog Džini koeficijenta, da bi se nakon toga dogodio preokret. Veći obuhvat populacije obrazovanjem tokom posmatranog perioda uticao je na smanjenje obrazovne nejednakosti, ali je efekat tog trenda kretanja imao pozitivne efekte na smanjenje dohodne nejednakosti samo do određenog vremenskog trenutka. To se može objasniti već istaknutom činjenicom da je rast tražnje za obrazovanjem tokom vremena bio propraćen napretkom tehnologije. Ukazano je i na postojanje pozitivne veze između distribucije obrazovanja i distribucije dohotka u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope. U periodu od 2010. do 2019. godine primetno je da je u zemljama u kojima je prosečan broj godina školovanja bio niži dohodna nejednakost bila manja.

U ovom delu rada naglašeno je da su rane studije posvećene izučavanju nejednakih obrazovnih šansi bile utemeljene na ispitivanju nejednakosti u obrazovanju među zemljama sa fokusom na godine školovanja kao ključnim obrazovnim ishodom. Godine školovanja su razmatrane polazeći

od postavki teorije ljudskog kapitala, koje ukazuju na značaj dostignutog obrazovnog nivoa za buduću zaradu pojedinca. U pojedinim studijama je ispitivan uticaj mikrofaktora okolnosti – poput pola, lokacije, rase, dok je u nekim studijama istraživano delovanje makrofaktora okolnosti – kao što su državni izdaci za obrazovanje, siromaštvo, nejednakost. Generalno, sve studije ukazuju na to se lošija obrazovna postignuća dece iz siromašnijih porodica, koja se odnose na broj godina školovanja i dostignuti nivo obrazovanja, preslikavaju u niže zarade tokom života. Poslednjih godina, kao što je istaknuto, istraživači koji se bavi izučavanjem nejednakih šansi u obrazovanju fokus stavljaju na rezultate ostvarene na standardizovanim međunarodnim testovima kao važnim obrazovnim ishodima. Odnosno, naglasak istraživača je na kvalitetu, a ne na kvantitetu obrazovanja. Polazi se od stava da broj godina školovanja kao obrazovni ishod koji se razmatra može biti neadekvatan jer jedna godina školovanja, prema setu znanja i veština koju obezbeđuje, nije ista za pojedince koji se nalaze u različitim zemljama, a ne mora biti ista ni za pojedince koji se nalaze u različitim mestima u istoj zemlji.

U ovom delu rada sprovedeno je empirijsko istraživanje čiji je cilj bio da omogući ispitivanje stepena nejednakih obrazovnih šansi u zemljama regiona Centralne i Istočne Evrope. Polazeći od Romerovog teorijsko-metodološkog okvira, istraženo je u kojoj meri se razlike u obrazovnim ishodima pojedinaca u zemljama ovog regiona mogu objasniti time da se pojedinac nalazi u nekoj od tih zemalja te je suočen sa setom okolnosti koji su izvan njegovog delovanja. Cilj istraživanja je bio da se utvrdi u kojoj meri je obrazovni ishod nekog pojedinca determinisan faktorima okolnosti tipičnim za neku od zemalja, nezavisno od faktora napora. Ocenjena je Romerova jednačina za Srbiju, Bugarsku, Mađarsku, Poljsku, Rumuniju, Slovačku, Sloveniju, Hrvatsku i Češku. Ocenjivanje je zasnovano na primeni standardnog metoda OLS, i omogućilo je istraživanje razlika u ostvarenim obrazovnim ishodima shodno delovanju makrofaktora okolnosti na koje pojedinac nema uticaj. Obrazovni ishod pojedinca se odnosio i na meru kvantiteta obrazovanja – broj godina školovanja, i na meru kvaliteta obrazovanja – rezultat na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti.

Ocenjivanje Romerove jednačine u kojoj se kao obrazovni ishod posmatra kvantitet obrazovanja je zasnovano na mikropodacima Ankete o radnoj snazi – podaci LFS, i Eurostatovim makropodacima u periodu od 2015. do 2019. godine. Romerova jednačina u kojoj je kao obrazovni ishod posmatran kvalitet obrazovanja je ocenjena na osnovu mikropodataka Međunarodnog programa procene učeničkih postignuća – PISA podaci, i Eurostatovih makropodataka za 2018. godinu, kao poslednju godinu za koju su raspoloživi podaci PISA testiranja. Individualne mikro i makro baze podataka za svaku od zemalja analiziranog regiona su sintetizovane u jednu bazu podataka, pri čemu su definisane i veštačke promenljive koje se odnose na zemlju u kojoj se pojedinac nalazi ili godinu anketiranja. Robusnost rezultata je ispitana i ocenom ovih jednačina isključivo u funkciji veštačkih promenljivih koje se odnose na zemlju u kojoj se pojedinac nalazi – LSDV regresija. Ocena LSDV regresije je značajna jer ukazuje na postojanje lokacione premije (ili penala) u ostvarenom obrazovnom ishodu. Polazeći od značaja lokacione premije, ocenjena je i verovatnoća da će pojedinac steći visoko obrazovanje i verovatnoća da će pojedinac postići izuzetne rezultate na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti. Ocenjene su tri specifikacije modela. U prvoj specifikaciji obrazovni ishod pojedinca bio je posmatran u funkciji izabranih makrofaktora okolnosti. Prema drugoj specifikaciji, obrazovni ishod pojedinca bio je razmatran kao funkcija makrofaktora okolnosti tako da je prosečna godišnja plata nastavnika proksi za izdvajanja za obrazovanje po učeniku. U trećoj specifikaciji obrazovni ishod pojedinca je bio posmatran isključivo kao funkcija veštačkih promenljivih koje se odnose na zemlju u kojoj se pojedinac nalazi.

U pogledu broja godina školovanja uočeno je sledeće. Rezultati prve ocenjene specifikacije ukazuju na pozitivan uticaj izdvajanja za obrazovanje po učeniku i negativan uticaj dohodne nejednakosti i stope odustanka od školovanja na broj godina školovanja koji će dostignuti određeni

pojedinac u nekoj od zemalja Centralne i Istočne Evrope. Rezultati ocenjivanja pokazuju da povećanje izdvajanja za obrazovanje po učeniku za 100 evra korelira u proseku sa povećanjem broja godina školovanja pojedinca za 0,029. Prema rezultatima ocenjivanja smanjenje dohodne nejednakosti, mereno Džini koeficijentom, 1 poen je povezan u proseku sa povećanjem broja godina školovanja pojedinca za 0,12. Rezultati ocenjivanja prve specifikacije ukazuju i na to da smanjenje stope odustanka od školovanja za 1 procentni poen u proseku korelira sa povećanjem broja godina školovanja pojedinca za 0,11. Prema dobijenim rezultatima prve specifikacije 20% razlika u broju godina školovanja pojedinaca određeno je izabranim makrofaktorima okolnosti, poput izdvajanja za obrazovanje po učeniku, dohodne nejednakosti ili stope odustanka od školovanja, na koje pojedinci nemaju uticaj. Rezultati ocenjivanja druge specifikacije, u kojoj je umesto izdvajanja za obrazovanje po učeniku korišćena prosečna godišnja plata nastavnika, ukazuju na sličan uticaj izabranih makropromenljivih na broj godina školovanja pojedinca. Prema dobijenim rezultatima druge specifikacije, povećanje godišnje plate nastavnika za 100 evra a smanjenje dohodne nejednakosti za 1 Džini poen ili smanjenje stope odustanka od školovanja za 1 procentni poen povezano je sa, respektivno, povećanjem broja godina školovanja pojedinca za 0,028, 0,11 i 0,13. Poslednja specifikacija sugeriše da se četvrtina varijabiliteta u dostignutom broju godina školovanja pojedinaca u zemljama Centralne i Istočne Evrope može objasniti zemljom rođenja pojedinca – vrednost koeficijenta determinacije iznosi 0,26. Taj rezultat je značajan jer upućuje na zaključak da zemlja u kojoj se pojedinac nalazi u značajnoj meri određuje broj godina školovanja koji će on dostići, nezavisno od napora koji ulaže. Činjenica da je osoba rođena u Srbiji a ne u Poljskoj ili Sloveniji, na primer, je povezana sa tim da će ona postići, redom, 2,35 ili 2,08 godina školovanja manje. Na osnovu nalaza istraživanja ukazano je na to da nejednake obrazovne šanse mogu biti jedan od potencijalnih uzroka dohodne nejednakosti.

U pogledu rezultata na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti zabeleženo je sledeće. Rezultati ocenjivanja prve specifikacije ukazuju na pozitivan uticaj izdvajanja za obrazovanje po učeniku i negativan uticaj dohodne nejednakosti i veličine odeljenja na rezultate učenika u oblasti čitalačke pismenosti na PISA testiranju u nekoj od zemalja Centralne i Istočne Evrope. Rezultati upućuju na to da je povećanje izdvajanja za obrazovanje po učeniku za 100 evra u proseku povezano sa povećanjem od 1,5 PISA poena. Rezultati ocenjivanja ukazuju na to da smanjenje dohodne nejednakosti, mereno Džini koeficijentom, za 1 poen korelira u proseku povećanjem od 5 poena u domenu čitalačke pismenosti. Rezultati ocenjivanja prve specifikacije sugerišu i da je smanjenje veličine odeljenja za 1 povezano sa povećanjem od 6 PISA poena. Dobijeni nalazi ukazuju na to da se petina varijacija u pogledu čitalačke pismenosti učenika može objasniti setom makrofaktora okolnosti kao što su izdvajanja za obrazovanje po učeniku, dohodna nejednakost ili veličina odeljenja, koji su izvan njihove kontrole. Rezultati ocenjivanja druge specifikacije, u kojoj je umesto izdvajanja za obrazovanje po učeniku korišćena prosečna godišnja plata nastavnika, ukazuju na gotovo identičan uticaj izabranih makrofaktora okolnosti na broj poena učenika na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti. Rezultati ocenjivanja sugerišu da povećanje godišnje plate nastavnika za 100 evra a smanjenje dohodne nejednakosti za 1 Džini poen i smanjenje veličine odeljenja za 1 koreliraju sa, redom, povećanjem broja poena na PISA testiranju u posmatranom domenu za 1,8, 4,8 i 5,2. Ocenjivanje treće specifikacije ukazuje na to da se petina varijabiliteta u obrazovnim ishodima učenika u zemljama Centralne i Istočne Evrope može objasniti isključivo činjenicom da se pojedinac nalazi u nekoj od zemalja tog regiona – vrednost koeficijenta determinacije iznosi 0,21. Rezultat sugeriše da zemlja u kojoj se učenik nalazi u velikoj meri određuje broj poena na PISA testiranju u oblasti čitalačke pismenosti, nezavisno od napora koji ulaže. Činjenica da je učenik rođen u Srbiji a ne u Češkoj ili Poljskoj, na primer, povezana je sa tim da će taj učenik ostvariti, redom, 67 ili 74 poena manje. Ovaj rezultat je važan jer je u određenom broju međunarodnih longitudinalnih studija pokazano da obrazovna postignuća učenika na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti u značajnoj meri određuju buduće ishode pojedinca na tržištu rada.

V Zaključak

5. Zaključne napomene: naučni doprinos i preporuke za javne politike

U vezi sa naučnim doprinosom doktorskog rada može se istaći nekoliko činjenica.

Prvo, značaj se manifestuje kroz doprinos razvoju naučne i stručne literature koja se odnosi na oblast ekonomije obrazovanja u Srbiji. Ovo se posebno ogleda u činjenici da doktorski rad predstavlja pionirsko istraživanje koje se bavi problematikom ekonomske uloge obrazovanja na tržištu rada i nejednakih obrazovnih šansi u Srbiji. Ocenjivanje premije na obrazovanje, efekata diploma i uticaja faktora ograničenja dostizanju određenog obrazovnog nivoa sa predloženim teorijsko-metodološkim okvirom do sada nije sprovedeno u Srbiji. Treba izdvojiti i to da je u doktorskom radu posebna pažnja posvećena komparativnoj analizi Srbije i izabranih zemalja Centralne i Istočne Evrope sa stanovišta ekonomske uloge obrazovanja i nejednakih šansi u obrazovanju. Ovo može doprineti boljem razumevanju tranzicionih putanja Srbije i odabranih zemalja Centralne i Istočne Evrope u segmentu koji se odnosi na obrazovni proces.

Drugo, u doktorskom radu dat je detaljan i sistematski pregled teorijskih modela razvijenih u cilju objašnjenja ekonomske uloge obrazovanja i nejednakih obrazovnih šansi, kroz istorijski razvoj ovih modela i prikaz najznačajnijih rezultata ranijih istraživanja. Takođe, poseban akcenat je dat opisu problema sa kojima se susreću istraživači prilikom ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje i efekata diploma u empirijskim studijama. Kao što je istaknuto, ocene stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje variraju značajno u zavisnosti od podataka koji su korišćeni, pretpostavki od kojih se pošlo i tehnika ocenjivanja koje su primenjene. Važno metodološko ograničenje predstavlja potencijalni problem endogenosti, koji često iziskuje pretpostavke koje ne mogu biti empirijski testirane ili su osetljive u pogledu empirijskih testova robusnosti. Poseban medološki izazov predstavlja i testiranje uloge obrazovanja kao signala na tržištu rada, jer ne postoji univerzalno prihvaćen metod za odvojeno identifikovanje uloge obrazovanja kao mehanizma unapređenja produktivnosti pojedinca od uloge obrazovanja kao mehanizma signaliziranja urođenih sposobnosti tog pojedinca. Značaj doktorskog rada može se, stoga, posmatrano u širem kontekstu zasnivati i na generalnom doprinosu razvoju naučne i stručne literature u oblasti ekonomije obrazovanja. Namera je bila da se kroz doktorski rad predstavi odgovarajući teorijsko-metodološki okvir za buduća istraživanja tema koje su u domenu ove ekonomske oblasti.

Sledeći naučni doprinos doktorskog rada ogleda se u rezultatima empirijskih istraživanja koji bi mogli da budu od koristi kreatorima javnih politika u Srbiji za stvaranje potpunije slike o obrazovnom sistemu, i na osnovu toga razvijanje smernica za unapređenje procesa obrazovanja. Imajući u vidu rezultate većeg broja studija o značaju investicija u obrazovanje na mikroekonomskom i makroekonomskom nivou, od posebne važnosti jesu monitoring i evaluacija efekata takvih investicija. Da bi proces monotoringa i evaluacije efekata bio sproveden na odgovarajući način, kreatori obrazovne politike moraju kontinuirano analizirati kretanje vrednosti investicija u obrazovanje i pokazatelja dostignutih obrazovnih nivoa kao rezultata tog investiranja. Takođe, nalazi doktorskog rada treba da učine vidljivijim problem nejednakosti u raspodeli dohotka koji nastaje kao posledica delovanja faktora okolnosti koji su izvan kontrole pojedinca. Tema izučavanja nejednakih šansi u obrazovanju dobija na značaju poslednjih godina kao posledica sve veće pažnje koju istraživači posvećuju problemu dohodne nejednakosti. Kao što je napomenuto, izučavanje faktora ograničenja pravednom pristupu obrazovanju je važno zato što omogućava razjašnjenje delovanja obrazovanja kao mehanizma za redukciju nejednakosti u raspodeli dohotka. S tim u vezi, rezultati sprovedenih empirijskih istraživanja u doktorskom radu mogu da omoguće bolje razumevanje segmenta tražnje za obrazovanjem i distribucije obrazovanja, te da budu od pomoći kreatorima obrazovne politike u Srbiji, što je značajno ako se ima u vidu da obrazovanje predstavlja važnu determinantu ekonomskog razvoja zemlje.

Shodno dobijenim rezultatima sprovedenih empirijskih istraživanja u doktorskom radu može se dati nekoliko smernica za kreatore javnih politika. Rezultati prvog empirijskog istraživanja u kojem je ocenjena stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje ukazuju da je u svim zemljama Centralne i Istočne Evrope premija na visoko obrazovanje veća od premije na prethodne nivoe obrazovanja. Naime, pozitivna stopa povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje je u zemljama posmatranog regiona veća od negativne stope povraćaja na ulaganje u osnovno obrazovanje.[39] Odnosno, veza između obrazovanja i zarade je konveksna, što sugeriše da se u zemljama Centralne i Istočne Evrope najveća stopa povraćaja vezuje za najviši nivo obrazovanja. Ovakva tendencija kretanja stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje, prema kojoj premija na obrazovanje ne opada sa obrazovnim nivoima tako da je najveća pri osnovnom a najmanja pri visokom obrazovanju, je kao što je već istaknuto uočena u većem broju drugih studija (e.g. Montenegro and Patrinos, 2014; Psacharopoulos and Patrinos, 2018). U svim zemljama Centralne i Istočne Evrope, sa izuzetkom Mađarske, pozitivna premija na visoko obrazovanje je od šest do devet procentnih poena veća u odnosu na negativnu premiju na osnovno obrazovanja. U prvom empirijskom istraživanju se ističe da relativno veća stopa povraćaja na visoko obrazovanje može biti rezultat delovanja sledećeg faktora. Stope povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje su veće u onim zemljama u kojima ponuda više obrazovanih pojedinaca raste sporije u odnosu na tražnju za takvim pojedincima. Ačemoglu (2008) dokazuje da jaz u ponudi i tražnji za visokoobrazovanim pojedincima može predstavljati odraz specifičnosti institucionalnog okvira zemlje ili razlika u promenama u otvorenosti ekonomije i promenama u domenu tehnološkog napretka. Posledično, prisutan jaz može imati negativne implikacije na ekonomski razvoj zemlje usled nedovoljno iskorišćenih ljudskih potencijala (Acemoglu, 2002). Ovo implicira da zemlju poput Srbije, u kojoj je stopa povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje među najvišima u regionu Centralne i Istočne Evrope, karakteriše značajan jaz u ponudi i tražnji za visokoobrazovanim pojedincima. Ovakvo stanje ukazuje na potrebu kreatora javnih politika u Srbiji za preduzimanjem odgovarajućih mera, kako bi se ponuda visokoobrazovane populacije povećala.

Veći obuhvat populacije visokim obrazovanjem će imati dva efekta. Prvo, povećanje obuhvata populacije visokim obrazovanjem će dovesti, kako je pokazano u empirijskom istraživanju, do smanjenja premije na visoko obrazovanje. Najniže premije na najviši nivo obrazovanja su uočene u onim zemljama Centralne i Istočne Evrope u kojima je obrazovna struktura populacije povoljnija, tj. u kojima je udeo visokoobrazovanih u odnosu na udeo niskoobrazovanih visok. Drugo, unapređenje obrazovne populacije će rezultirati, kako ističu zagovornici endogene teorije rasta, ekonomskim napredovanjem zemlje usled uvećanja stoka ljudskog kapitala. Zemlje Centralne i Istočne Evrope koje imaju relativno povoljniju obrazovnu strukturu populacije jesu ekonomski razvijenije zemlje. Premija na visoko obrazovanje je veća u Srbiji nego, na primer, u Sloveniji. Ovo znači da je pozicija visokoobrazovane osobe u terminu zarade relativno povoljnija u Srbiji, nego u Sloveniji, u odnosu na poziciju niskoobrazovane osobe. Ali, kako je Srbija manje ekonomski razvijena u poređenju sa Slovenijom, pa je prosečna zarada u Srbiji niža, sigurno je da visokoobrazovani pojedinac u Srbiji ostvaruje zaradu koja je značajno manja od one koju ostvaruje visokoobrazovani pojedinac u Sloveniji. Može se očekivati da će sa ekonomskim napretkom Srbije usled povećanja ponude visokoobrazovane populacije doći i do povećanja prosečne zarade svih pojedinaca nezavisno od obrazovnog nivoa, pa će i položaj osobe sa visokim obrazovanjem u pogledu ostvarene zarade apsolutno posmatrano biti bolji, iako će relativno posmatrano (u odnosu na položaj osobe sa niskim obrazovanjem) biti lošiji. Svakako, efekat povećanja obuhvata populacije visokim obrazovanjem će sa stanovišta celokupne zemlje biti pozitivan. Pritom, stopa povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje ne opada tako brzo tokom vremena i pored povećanja

[39] Na primer, u slučaju Srbije rezultati ocenjivanja metodom PSM ukazuju da je stopa povraćaja na ulaganje u osnovno obrazovanje -11,4%, dok je stopa povraćaja na ulaganje u visoko obrazovanje 18%. Ovaj rezultat se može tumačiti i tako da u Srbiji u proseku visokoobrazovana osoba ostvaruje zaradu koja je za 29,4% veća, a srednjeobrazovana osoba ostvaruje zaradu koja je za 11,4% veća, u odnosu na zaradu ostvarenu od strane niskoobrazovane osobe.

obuhvata populacije ovim nivoom obrazovanja, usled povećane tražnje za specifičnim znanjima i veštinama koja je povezana sa tehnološkim napretkom.

Uočen obrazac kretanja stopa povraćaja na ulaganje u obrazovanje u zemljama Centralne i Istočne Evrope za kreatore javnih politika može značiti i sledeće: značajno povećanje obuhvata populacije nižim nivoima obrazovanja neće u velikoj meri povećati zarade pojedinaca sa tim nivoima obrazovanja, pa samim tim ni ne može predstavljati efikasno sredstvo redukcije siromaštva i dohodne nejednakosti. Naime, obrazovne politike uglavnom počivaju na pretpostavci da premija na obrazovanje opada sa nivoima obrazovanja i da je najveća za oblast osnovnog obrazovanja, Stoga su mnoge međunarodne agende, poput Milenijumskih ciljeva razvoja, bile usmerene ka povećanju obuhvata populacije osnovnim obrazovanjem. Ali, u slučaju kada je veza između obrazovanja i zarade konveksna, tako da je premija na visoko obrazovanje najveća, javne investicije usmerene ka povećanju obuhvata populacije nižim nivoima obrazovanja neće značajno uvećati zarade niskoobrazovanih pojedinaca, pa samim tim takva javna politika neće biti uspešna u prevazilaženju problema siromaštva. Takođe, konveksna veza između obrazovanja i zarade sugeriše i na mogućnost da preterano subvencionisanje postosnovnog obrazovanja može pre da doprinese povećanju nego smanjenju dohodne nejednakosti. Šulc (2003) ukazuje na to da u zemljama u kojima su javne subvencije u više nivoe obrazovanja visoke, kao što je slučaj sa mnogim afričkim zemljama, konveksna veza između obrazovanja i zarade znači da visoki iznosi javnih transfera pojedincima u oblasti visokog obrazovanja, ako nisu targetirani, najviše koriste onima čije su porodice boljeg socioekonomskog statusa. U tom slučaju, ovakva javna politika neće biti u velikoj meri efikasna u smanjenju nejednakosti u distribuciji dohotka (Schultz, 2003). Oba ova stava ukazuju na to da u Srbiji uspešna javna politika mora biti usmerena ka efikasnijoj alokaciji obrazovnih investicija, odnosno da se posebno mora voditi računa kako o raspodeli ovih investicija po nivoima obrazovanja tako i o targetiranju odgovarajućih socioekonomskih grupa.

Stav o neophodnoj selekciji javnih investicija u obrazovanje u Srbiji potvrđuju i rezultati drugog empirijskog istraživanja. Rezultati tog istraživanja sugerišu da visoko obrazovanje može imati i ulogu signala na tržištu rada u zemljama Centralne i Istočne Evrope. Odnosno, visokosposobni pojedinci se služe diplomom fakulteta kako bi signalizirali poslodavcima svoje produktivne sposobnosti. Ovo indikativno može da ukazuje na to da su stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje heterogene među pojedincima. Odnosno, da pojedinci sa istim obrazovnim nivoom mogu imati različite premije na obrazovanje. Pokazano je da osoba koja je stekla diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja ostvaruje veću premiju na dodatnu godinu školovanja u odnosu na osobu koja je stekla diplomu trogodišnjeg visokog obrazovanja, pri čemu je u slučaju one osobe koja je stekla diplomu četvorogodišnjeg visokog obrazovanja kasnije efekat te dodatne godine negativan. Prema rezultatima ovog empirijskog istraživanja pokazuje se da svaka dodatna godina školovanja preko godina neophodnih za sticanje diplome fakulteta ima negativan efekat na zaradu. S tim u vezi, ovakav rezultat ima značajne implikacije po obrazovne politike. Ako neki pojedinci imaju više koristi od sticanja određenog obrazovnog nivoa onda kreatori javnih politika trebaju da raspoznaju takve različite uticaje. Ovo je od posebnog značaja u slučaju manje razvijenih zemalja Centralne i Istočne Evrope, poput Srbije, gde se deca iz porodica lošijeg socioekonomskog statusa suočavaju sa većim finansijskim ograničenjima. Naime, onda kada obrazovanje igra ulogu signala važno je da visokosposobni pojedinci budu u mogućnosti da dostignu najviše nivoe obrazovanja kako ne bi došlo do urušavanja kvaliteta signalizirajuće uloge obrazovanja na tržištu rada. Kaplan (2018) ističe da preterane javne investicije u obrazovanje koje nisu usmerene ka odgovarajućim grupama obezvređuju značaj uloge obrazovanja kao signala (Caplan, 2018). U slučaju izdašnih i netargetiranih javnih investicija u obrazovni sistem, značaj obrazovanja kao sredstva za prevazilaženje problema informacione asimetrije između radnika i poslodavaca može biti ugrožen. Neselektivna politika preteranog subvencionisanja visokog obrazovanja može dovesti do inflacije diploma, što bi u velikoj meri oslabilo ulogu obrazovanja kao signala. Ovo se posebno odnosi na Srbiju u kojoj je signalizirajuća uloga obrazovanja među

zemljama analiziranog regiona relativno slabija. Dakle, kreatori javnih politika u Srbiji moraju voditi računa o tome da finansijska sredstva budu prevashodno usmerena ka deci iz siromašnijih porodica, sa fokusom na onu talentovanu, kako bi i ona dostigla najviše nivoe obrazovanja.

Poboljšanje dostupnosti viših nivoa obrazovanja kroz povećane i dobro targetirane javne investicije je posebno značajno ako se imaju u vidu rezultati trećeg empirijskog istraživanja koji ukazuju na postojanje nejednakih šansi u obrazovanju među zemljama Centralne i Istočne Evrope. Veći obuhvat populacije visokim obrazovanjem može predstavljati odgovarajuću javnu politiku usmerenu ka smanjenju dohodne nejednakosti, shodno pokazanoj vezi između distribucije obrazovanja i distribucije zarada. Piketi i saradnici (2020) ističu da je ovo važno jer se u poslednje vreme u međunarodnoj agendi ističe značaj sprovođenja odgovarajućih predistributivnih mera. Naime, javne politike usmerene ka redukciji dohodne nejednakosti se tradicionalno mogu podeliti u dve kategorije. Prva kategorija podrazumeva da država može različitim porezima, transferima i drugim javnim izdacima da umanji dohodnu nejednakost u zemlji. Ovo je poznato kao redistribuciona politika. Međutim, u skorije vreme na značaju dobija druga kategorija, prema kojoj javne politike mogu da utiču na distribuciju dohotka pre nego što redistribucione mere – porezi i socijalni transferi, počnu da deluju. Ovakva politika je znana kao predistribuciona politika, i zasniva se na stavu da institucionalni okvir zemlje kroz pravni i socijalni sistem može da doprinese smanjenju dohodne nejednakosti. Naime, odgovarajuće obrazovne politike u značajnoj meri mogu da poboljšaju pristup znanju i veštinama različitim pojedincima sa lošijim socioekonomskim karakteristikama, unapređujući njihov položaj na tržištu rada, što rezultira nižom dohodnom nejednakošću. Piketi i saradnici (2020) ispitivali su važnost predistribucione politike u slučaju Francuske i Sjedinjenih Američkih Država. Rezultati ove studije ukazuju da je redistribucija u periodu od 1900. do 2018. godine u obe zemlje značajno povećana, pri čemu je predistribucija zauzimala bitnije mesto u javnim politikama u Francuskoj. Pokazano je da se veći dugoročni pad dohodne nejednakosti u Francuskoj, u odnosu na Sjedinjene Američke Države, može objasniti uglavnom padom nejednakosti dohotka pre oporezivanja – čak tri četvrtine tog pada može biti objašnjeno predistribucionom politikom. Dakle, jedan od glavnih razloga većeg pada ukupne dohodne nejednakosti u Francuskoj jeste u stvari razlika u stepenu sprovođenja predistribucionih mera između ovih zemalja. Zaključeno je da javni diskurs treba da bude usmeren više ka politikama koje tangiraju dohodnu nejednakost pre oporezivanja, i da fokus kreatora javnih politika ne treba da bude isključivo na redistribucionoj politici (Piketty *et al*., 2020). Polazeći od ovoga, kreatori javnih politika u Srbiji bi trebalo da pored povećanja redistributivnog potencijala poreske i socijalne politike, koji je trenutni niži nego u najvećem broju zemalja Evropske Unije, posvete pažnju i na javne investicije koje se tiču predistribucije. Kako rezultati trećeg empirijskog istraživanja pokazuju da je obrazovni ishod pojedinca u značajnoj meri određen makrofaktorima koji su izvan njegove kontrole uticaja, pažnju treba usmeriti na kreiranje institucionalnog okvira koji će obezbediti smanjivanje nejednakih obrazovnih šansi. Odgovarajuća javna politika u Srbiji treba da bude usmerena ka povećanju dostupnosti visokog obrazovanja, pri čemu se mora voditi računa o tome da tim obuhvatom budu zahvaćeni prevashodno pojedinci lošijeg socioekonomskog statusa. Dobro targetirana predistribuciona politika orijentisana ka kreiranju pravednijeg sistema obrazovanju i društva kojeg karakteriše jednakost šansi može doprineti ekonomskom razvoju zemlje, a posebno smanjenju siromaštva i dohodne nejednakosti.

Literatura

1. Acemoglu, D. (2002). Technical change, inequality, and the labor market. *Journal of economic literature*, *40*(1), 7-72.
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. Akerlof, G. (1970). The Market for "Lemons": Quality Uncertainity and the Market Mechanism. *The Quarterly Journal of Economics*, *84*(3), 488-500.
4. Aleksic, D., Anic, A., Arandarenko, M., Krstic, G., Ognjanov, G., Vuksanovic, N., & Zarkovic-Rakic, J. (2021). *Youth Situation in Serbia: Employment, Skills, and Social Inclusion*. European Training Foundation.
5. Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *The quarterly journal of economics*, *109*(2), 465-490.
6. Alstadsæter, A. (2003). Income tax, consumption value of education, and the choice of educational type. *CESifo Working Paper, No. 1055.*
7. Altonji, J. G., & Dunn, T. A. (1996). Using siblings to estimate the effect of school quality on wages. *The Review of Economics and Statistics*, 665-671.
8. Altonji, J. G., & Pierret, C. R. (2001). Employer learning and statistical discrimination. *The quarterly journal of economics*, *116*(1), 313-350.
9. Amin, V. (2011). Returns to education: evidence from UK twins: comment. *American Economic Review*, *101*(4), 1629-35.
10. Angrist, J. D., & Keueger, A. B. (1991). Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?. *The Quarterly Journal of Economics*, *106*(4), 979-1014.
11. Arandarenko, M., & Vukojevic, V. (2008). Labor costs and labor taxes in the Western Balkans. *Enhancing efficiency and equity: challenges and reform opportunities facing health and pension systems in the Western Balkans*, *119*.
12. Arandarenko, M., Kotzeva, M., & Pauna, B. (2006). Valuing human capital in Balkan transition countries. *Center for Economic Research/Graduate Education and the Economics Institute*.
13. Arandarenko, M., Krstić, G., & Žarkovic-Rakić, J. (2017). *Dohodna nejednakost u Srbiji*. Friedrich Ebert.
14. Arcidiacono, P., Bayer, P. and Hizmo, A. (2010). Beyond Signaling and Human Capital: Education and the Revelation of Ability. *American Economic Journal: Applied Economics*, *2*(4), 76-104.
15. Arrow, K. J. (1973). Higher education as a filter. *Journal of public economics*, *2*, 193-216.
16. Ashenfelter, O., & Krueger, A. (1994). Estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins. *The American economic review*, 1157-1173.
17. Atkinson, A. B. (1999). *The economic consequences of rolling back the welfare state*. MIT press.
18. Avlijaš, S. (2017). Žene i rad: ka političkoj ekonomiji tranzicije. *Akademska knjiga*.
19. Barany, Z. L. (2016). The minimum wage and inequality: the effects of education and technology. *Journal of Labor Economics*, *34*(1), 237-274.
20. Barro, R. J. (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of economic growth*, *5*(1), 5-32.
21. Barro, R. J., & Lee, J. W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of development economics*, *104*, 184-198.
22. Baucal, A., & Pavlović-Babić, D. (2009). *Kvalitet i pravednost obrazovanja u Srbiji: obrazovne šanse siromašnih*. Ministarstvo prosvete Republike Srbije i Institut za psihologiju.
23. Bauer, T., Dross, P. J., & Haisken-DeNew, J. P. (2005). Sheepskin Effects in Japan. *International Journal of Manpower*, *26*(4), 320-335.
24. Becker, G. (1955). *The Economics of Discrimination*. PhD thesis, University of Chicago.
25. Becker, G. (1964). *Human Capital*. The University of Chicago Press.
26. Becker, G. S. (1993). Nobel lecture: The economic way of looking at behavior. *Journal of political economy*, *101*(3), 385-409.
27. Bedard, K., & Ferrall, C. (2003). Wage and test score dispersion: some international evidence. *Economics of education review*, *22*, 31-43.
28. Behrman, J. R., & Taubman, P. (1986). Birth order, schooling, and earnings. *Journal of Labor Economics*, *4*(3, Part 2), 121-145.
29. Behrman, J., & Taubman, P. (1976). Intergenerational transmission of income and wealth. *The American Economic Review*, *66*, 436-440.
30. Belman, D., Heywood, J. S. (1997). Sheepskin effects by cohort: Implications of job matching in a signaling model. *Oxford Economic Papers*, *49*, 623-637.
31. Ben-Porath, Y. (1967). The production of human capital and the life cycle of earnings. *Journal of political economy*, *75*(4, Part 1), 352-365.
32. Benabou, R. (1996). Inequality and growth. *NBER macroeconomics annual*, *11*, 11-74.
33. Benabou, R. (2000). Unequal societies: Income distribution and the social contract. *American Economic Review*, *90*(1), 96-129.
34. Berg, I. (1970). *Education for Jobs; The Great Training Robbery*. Praeger Publishers.

35. Bevc, M. (1993). Rates of Return to Investment in Education in Former Yugoslavia in the 1970s and 1980s by Region. *Economics of Education Review*, *12*(4), 325-343.
36. Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2005). Do cognitive test scores explain higher US wage inequality?. *Review of Economics and statistics*, *87*, 184-193.
37. Blaug, M. (1976). The Empirical Status of Human Capital Theory: A Slightly Jaundiced Survey. *Journal of Economic Literature*, *14*, 827-855.
38. Blaug, M. (1985). Where are we now in the economics of education?. *Economics of education review*, *4*(1), 17-28.
39. Blaug, M. (1993). Education and the Employment Contract. *Education Economics*, *1*(1), pp. 21-33.
40. Blunch, N. H. (2018). Just like a woman. New comparative evidence on the gender income gap across Eastern Europe and Central Asia. *IZA Journal of Development and Migration*, *8*(1), 1-41.
41. Blundell, R., Dearden, L., Goodman, A., & Reed, H. (2000). The returns to higher education in Britain: evidence from a British cohort. *The Economic Journal*, *110*(461), 82-99.
42. Bonjour, D., Cherkas, L. F., Haskel, J. E., Hawkes, D. D., & Spector, T. D. (2003). Returns to education: Evidence from UK twins. *American Economic Review*, *93*(5), 1799-1812.
43. Borjas, G. (2015). *Labor Economics*. McGraw-Hill Press.
44. Breton, T. R. (2014). *A human capital theory of economic growth: New evidence for an old idea*. Universidad EAFIT.
45. Broecke, S. (2015). Experience and the returns to education and skill in OECD countries: Evidence of employer learning?. *OECD Journal: Economic Studies*, *2015/1.*
46. Brown, S., & Session G. (2004). Signalling and Screening. In Johnes, G., and Johnes. J. (eds.). *International Handbook on the Economics of Education*. Edward Elgar Publishing.
47. Brown, S., & Sessions, J. G. (1999). Education and employment status: a test of the strong screening hypothesis in Italy. *Economics of education Review*, *18*(4), 397-404.
48. Brunello, G., Checchi, D. (2007). Does school tracking affect equality of opportunity? New international evidence. *Economic policy*, *22*, 782-861.
49. Brunori, P., Hufe, P., & Mahler, D. G. (2018). The roots of inequality: estimating inequality of opportunity from regression trees. *World Bank Policy Research Working Paper 8349.*
50. Brzeziński, M., & Magda, I. (2016). Inequality of opportunity in Central and Eastern Europe: accounting for changes over time. *IBS Working Paper 5/2016*.
51. Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of economic surveys*, *22*(1), 31-72.
52. Caliendo, M., & Schmidl, R. (2016). Youth unemployment and active labor market policies in Europe. *IZA Journal of Labor Policy*, *5*(1), 1-30.
53. Campos, N., & Jolliffe, D. (2007). Earnings, schooling, and economic reform: econometric evidence from Hungary (1986–2004). *The World Bank Economic Review*, *21*(3), 509-526.
54. Caplan, B. (2018). *The Case against Education: Why the Education System Is a Waste of Time and Money*. Princeton University Press.
55. Card, D. (1995). Earnings, schooling, and ability revisited. In S. Polachek (ed.). *Research in Labor Economics.* Greenwich, CT.
56. Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. *Handbook of labor economics*, *3*, 1801-1863.
57. Card, D. (2001). Estimating the Return to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems. *Econometrica*, *69*, 1127-1160.
58. Card, D., & Krueger, A. B. (1992). Does school quality matter? Returns to education and the characteristics of public schools in the United States. *Journal of political Economy*, *100*(1), 1-40.
59. Castelló, A., & Doménech, R. (2002). Human capital inequality and economic growth: some new evidence. *The Economic Journal*, *112*(478), 187-200.
60. CEB (2017). *An introduction to inequality in Europe Tackling inequalities in Europe: the role of social investment*. Council of Europe Development Bank Publishing.
61. Chase, R. S. (1997). Markets for communist human capital: Returns to education and experience in the Czech Republic and Slovakia. *ILR Review*, *51*(3), 401-423.
62. Checchi, D. (2006). *The Economics of Education. Human Capital, Family Background, and Inequality*. Cambridge University Press.
63. Checchi, D., & Peragine, V. (2010). Inequality of opportunity in Italy. *The Journal of Economic Inequality*, *8*(4), 429-450.
64. Checchi, D., Peragine, V., & Serlenga, L. (2015). Income inequality and opportunity inequality in Europe: Recent trends and explaining factors. In *5th ECINEQ meeting, University of Luxembourg*.
65. Checchi, D., Visser, J., & Van De Werfhorst, H. G. (2010). Inequality and union membership: The influence of relative earnings and inequality attitudes. *British Journal of Industrial Relations*, *48*(1), 84-108.
66. Chevalier, A., & Conlon, G. (2003). Does it pay to attend a prestigious university?. *Available at SSRN 435300*.
67. Chevalier, A., Harmon, C., Walker, I., & Zhu, Y. (2004). Does education raise productivity, or just reflect it?. *The Economic Journal*, *114*(499), 499-517.

68. Chiswick, B. R. (1988). Differences in education and earnings across racial and ethnic groups: Tastes, discrimination, and investments in child quality. *The Quarterly Journal of Economics*, *103*(3), 571-597.
69. Chiswick, B. R. (1993). The skills and economic status of American Jewry: Trends over the Last Half-Century. *Journal of Labor Economics*, *11*(1, Part 1), 229-242.
70. Chiu, W. H. (1998). Income inequality, human capital accumulation and economic performance. *The Economic Journal*, *108*(446), 44-59.
71. Clougherty, J. A., Duso, T., & Muck, J. (2016). Correcting for self-selection-based endogeneity in management research: Review, recommendations, and simulations. *Organizational Research Methods*, *19*(2), 286-347.
72. Cohn, E., Kiker, B. F., & De Oliveira, M. M. (1987). Further evidence on the screening hypothesis. *Economics Letters*, *25*(3), 289-294.
73. Cornia, G. A. (Ed.). (2004). *Inequality, growth, and poverty in an era of liberalization and globalization*. OUP Oxford.
74. Crespo, A., Cortez, M. (2005). The Sheepskin Effects Evolution from 1982 to 2002 in Brazil: The roles of labor supply and demand changes. *Proceedings of the 33rd Brazilian Economics Meeting No. 167.*
75. Dearden, L. (1999). The effects of families and ability on men's education and earnings in Britain. *Labour Economics*, *6*(4), 551-567.
76. Dearden, L., Ferri, J., & Meghir, C. (2002). The effect of school quality on educational attainment and wages. *Review of economics and statistics*, *84*(1), 1-20.
77. Depalo, D., Giordano, R., & Papapetrou, E. (2015). Public–private wage differentials in euro-area countries: evidence from quantile decomposition analysis. *Empirical Economics*, *49*(3), 985-1015.
78. Dore, R. (1976). *The Diploma Disease. Education, Qualification and Development*. University of California Press.
79. Dougherty, C. (2005). Why are the returns to schooling higher for women than for men?. *Journal of Human Resources*, *40*(4), 969-988.
80. Dworkin, R. (1981). Part 1: Equality of Welfare. *Philosophy and Public Affairs*, *10*(3), 185-246.
81. Erikson, R. (2020). Inequality of Educational Opportunity–The Role of Performance and Choice. *European Review*, *28*(1), 44-55.
82. European Commission (2014). Government wages and labour market outcomes. *European Economy, Occasional Papers 190*.
83. Fasih, T. (2008). *Linking education policy to labor market outcomes*. World Bank Publications.
84. Feigenbaum, J. J., & Tan, H. R. (2019). *The return to education in the mid-20th century: evidence from twins*. National Bureau of Economic Research.
85. Ferreira, F. H., & Gignoux, J. (2011). The measurement of inequality of opportunity: Theory and an application to Latin America. *Review of income and wealth*, *57*(4), 622-657.
86. Ferreira, F. H., & Peragine, V. (2013). Equality of opportunity: Theory and evidence. *IZA Discussion Papers, No. 8994.*
87. Ferreira, F., & Schoch, M. (2020). Inequality and social unrest in Latin America: the Tocqueville paradox revisited. *World Bank Blogs.*
88. Ferreira, F., Gignoux, J. (2014). The measurement of educational inequality: Achievement and opportunity. *The World Bank Economic Review*, *28*, 210-246.
89. Ferreira, G., Gignoux, J. (2008). The Measurement of Inequality of Opportunity: Theory and an Application to Latin America. *Policy Research Working Paper No. 4659*.
90. Fine, B., & Milonakis, D. (2009). *From economics imperialism to freakonomics: The shifting boundaries between economics and other social sciences*. Routledge.
91. Finkel, E., & Gehlbach, S. (2020). *Reform and rebellion in weak states*. Cambridge University Press.
92. Fischer, L. (1946). *Great challenge*. Lucknowdigitallibrary.
93. Fleurbaey, M. (1995). Three solutions for the compensation problem. *Journal of Economic Theory*, *65*, 505–521.
94. Fleurbaey, M. (2008). Individual well-being and social welfare: Notes on the theory. *Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress.*
95. Fleurbaey, M., & Maniquet, F. (2011). *A theory of fairness and social welfare*. Cambridge University Press.
96. Freeman, R. (1986). Demand for education. *Handbook of labor economics*, *1*, 357-386.
97. Friedman, M. (1953). Choice, chance, and the personal distribution of income. *Journal of Political Economy*, *61*(4), 277-290.
98. Friedman, M. (1953). *Essays in positive economics*. University of Chicago Press.
99. Galindo-Rueda, F. (2003). Employer learning and schooling-related statistical discrimination in Britain. *Available at SSRN 412483*.
100. Galor, O., & Zeira, J. (1993). Income distribution and macroeconomics. *The review of economic studies*, *60*(1), 35-52.
101. Gamboa, L. F., & Waltenberg, F. D. (2012). Inequality of opportunity for educational achievement in Latin America: Evidence from PISA 2006–2009. *Economics of Education Review*, *31*(5), 694-708.
102. Glyn, A. (2001). Inequalities of Employment and Wages in OECD Countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *63.*

103. Goldin, C., & Katz, L. F. (2007). The race between education and technology: The evolution of US educational wage differentials, 1890 to 2005. *NBER Working Paper 13568*.
104. Goldin, C., & Katz, L. F. (2010). *The race between education and technology*. Harvard University Press.
105. Goldin, C., & Polachek, S. (1987). Residual differences by sex: Perspectives on the gender gap in earnings. *The American Economic Review*, *77*(2), 143-151.
106. Goux, D., & Maurin, E. (1994). Education, expérience et salaire. *Économie & prévision*, *116*(5), 155-178.
107. Gravelle, H., & Rees, R. (2004). *Microeconomics*. Pearson Education Limited.
108. Griliches, Z. (1977). Estimating the returns to schooling: Some econometric problems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-22.
109. Groot, W., Oosterbeek, H. (1994). Earnings effects of different components of schooling; Human capital versus screening. *The review of Economics and Statistics*, 317-321.
110. Hanushek, E. A., & Woessmann, L. (2006). Does educational tracking affect performance and inequality? Differences-in-differences evidence across countries. *The Economic Journal*, *116*(510), 63-76.
111. Harmon, C., Oosterbeek, H., & Walker, I. (2003). The returns to education: Microeconomics. *Journal of Economic Surveys*, *17*, 115-156.
112. Hartog, J. (1983). To graduate or not: does it matter?. *Economics Letters*, *12*(2), 193-199.
113. Heckman, J. et al. (1999). The economics and econometrics of active labor market programs. In *Handbook of labor economics*, *3*, 1865-2097.
114. Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153-161.
115. Heckman, J. J. (2011). The economics of inequality: The value of early childhood education. *American Educator*, *35*(1), 31
116. Heckman, J. J., Stixrud, J., & Urzua, S. (2006). The effects of cognitive and noncognitive abilities on labor market outcomes and social behavior. *Journal of Labor economics*, *24*(3), 411-482.
117. Herault, N., & Zakirova, R. (2015). Returns to education: accounting for enrolment and completion effects. *Education Economics*, *23*(1), 84-100.
118. Horn, G. A., Dröge, K., Sturn, S., van Treeck, T., & Zwiener, R. (2009). *From the financial crisis to the world economic crisis: The role of inequality*. IMK Policy Brief.
119. Hungerford, T., & Solon, G. (1987). Sheepskin effects in the returns to education. *The review of economics and statistics*, 175-177.
120. Jaeger, D. A., & Page, M. E. (1996). Degrees matter: New evidence on sheepskin effects in the returns to education. *The review of economics and statistics*, 733-740.
121. Jensen, R. (2010). The (perceived) returns to education and the demand for schooling. *The Quarterly Journal of Economics*, *125*(2), 515-548.
122. King, E. M., Montenegro, C. E., & Orazem, P. F. (2012). Economic freedom, human rights, and the returns to human capital: An evaluation of the Schultz hypothesis. *Economic Development and Cultural Change*, *61*(1), 39-72.
123. Kingsbury, I. (2018). Making sense of low private returns in MENA: A human capital approach. *International Journal of Educational Development*, *61*, 173-183.
124. Kiss, M., & Kun, A. (2014). Analysis of the Signaling Hypothesis in Higher Education Marketing via Classroom Experiment. *Annals of the University Oradea: Economic Science*, *23*(1), 1005-1012.
125. Knight, F. H. (1941). Professor Mises and the theory of capital. *Economica*, *8*(32), 409-427.
126. Kranich, L. (1996). Equitable opportunities: an axiomatic approach. *Journal of Economic Theory*, *71*(1), 131-147.
127. Krstic, G. (2021). Factors Contributing to Income and Wage Inequality: Comparative Evidence from Croatia, Serbia, and Slovenia. *Eastern European Economics*, *59*(5), 423-448.
128. Krstić, G., & Žarković-Rakić, J. (2017). Dohodovna nejednakost u Srbiji: uzroci i preporuke za politiku. U Arsić, M., & Šoškić, D. (red.), *Ekonomska politika Srbije u 2017.,* 141-157.
129. Krueger, A. B. (1993). How computers have changed the wage structure: evidence from microdata, 1984–1989. *The Quarterly Journal of Economics*, *108*(1), 33-60.
130. Krueger, A. B., & Lindahl, M. (2001). Education for growth: Why and for whom?. *Journal of economic literature*, *39*(4), 1101-1136.
131. Kuddo, A. (2009). *Labor laws in Eastern European and Central Asian countries: Minimum norms and practices*. World Bank.
132. Kugler, B., & Psacharopoulos, G. (1989). Earnings and education in Argentina: an analysis of the 1985 Buenos Aires Household Survey. *Economics of Education Review*, *8*(4), 353-365.
133. Lange, F., & Topel, R. (2006). The social value of education and human capital. *Handbook of the Economics of Education*, *1*, 459-509.
134. Laporsek, S., Orazem, P. F., Vodopivec, M., & Vodopivec, M. (2021). Winners and losers after 25 years of transition: Decreasing wage inequality in Slovenia. *Economic Systems*, *45*(2).
135. Lauer, C., & Steiner, V. (2000). Returns to education in West Germany: an empirical assessment. *ZEW Discussion Papers.*

136. Layard, R., & Psacharopoulos, G. (1974). The screening hypothesis and the returns to education. *Journal of political economy*, *82*(5), 985-998.
137. Lee, L. (1978). Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables. *International Economic Review*, *19*, 415–33.
138. Lemieux, T. (2006). Jacob Mincer A Pioneer of Modern Labor Economics. *Springer*, *551*, 127-145.
139. Li, H., Liu, P. W., & Zhang, J. (2012). Estimating returns to education using twins in urban China. *Journal of Development Economics*, *97*(2), 494-504.
140. Lokshin, M., & Sajaia, Z. (2004). Maximum likelihood estimation of endogenous switching regression models. *The Stata Journal*, *4*(3), 282-289.
141. LSAY (2014). *Longitudinal Surveys of Australian Youth annual report 2013*. LSAY Publishing.
142. Luongo, P. (2015). Inequality of opportunity in educational achievements: Cross-country and intertemporal comparisons. *WIDER Working Paper No. 2015/043*.
143. Maluccio, J. A. (1998). *Endogeneity of schooling in the wage function: Evidence from the rural Philippines*. No. 583-2016-39673, 1-58.
144. Mankiw, G., & Taylor, M. (2011). *Economics*. Cengage Learning Publishing.
145. Manna, R., & Regoli, A. (2012). Regression-based approaches for the decomposition of income inequality in Italy, 1998-2008. *Rivista di statistica ufficiale*, *14*(1), 5-18.
146. Marginson, S. (2019). Limitations of human capital theory. *Studies in Higher Education*, *44*(2), 287-301.
147. Marjanovic, D. (2016). Labour market transitions of young women and men in the Republic of Serbia. *Work4Youth Publication Series*, *36*.
148. Marrero, G. A., & Rodríguez, J. G. (2012). Inequality of opportunity in Europe. *Review of Income and Wealth*, *58*(4), 597-621.
149. Mas-Colell, A., Whinston, M., & Green, J. (1995). *Microeconomic Theory*. Oxford University Press.
150. Mayer, S. E. (2010). The relationship between income inequality and inequality in schooling. *Theory and Research in Education*, *8*(1), 5-20.
151. Melly, B. (2005). Public-private sector wage differentials in Germany: Evidence from quantile regression. *Empirical Economics*, *30*(2), 505-520.
152. Milanovic, B. (2015). Global inequality of opportunity: How much of our income is determined by where we live?. *Review of Economics and Statistics*, *97*, 452-460.
153. Milanovic, B., Lindert, P. H., & Williamson, J. G. (2007). Measuring ancient inequality. *NBER Working Paper 13550.*
154. Miller, P., & Volker, P. A. (1984). The screening hypothesis: an application of the Wiles test. *Economic Inquiry*, *22*(1), 121-127.
155. Mincer, J. (1958). *A Study of Personal Income Distribution*. PhD thesis. University of Columbia.
156. Mincer, J. (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of Economic Research.
157. Mitch, D. (2004). School finance. In Jones, G., & Jones, J. (eds). *International Handbook on the Economics of Education*, 260-297.
158. Montenegro, C., & Patrinos, H. A. (2014). Comparable Estimates of Returns to Schooling Around the World. *World Bank Policy Research Working Paper No. 7020.*
159. Mulvey, C., Miller, P., & Martin, N. (1997). Family characteristics and the returns to schooling: Evidence on gender differences from a sample of Australian twins. *Economica*, *64*(253), 119-136.
160. Murnane, R. J., Willett, J. B., Braatz, M. J., & Duhaldeborde, Y. (2001). Do different dimensions of male high school students' skills predict labor market success a decade later? Evidence from the NLSY. *Economics of Education Review*, *20*(4), 311-320.
161. Neal, D. (2018). *Information, Incentives, and Education policy*. Harvard University Press.
162. Ning, G. (2010). Can educational expansion improve income inequality? Evidence from the CHNS 1997 and 2006 data. *Economic Systems*, *34*(4), 397-412.
163. OECD (2010). *Introduction: The Case for Linking PISA with Longitudinal Studies. In Pathways to Success: How Knowledge and Skills at Age 15 Shape Future Lives in Canada*. OECD Publishing.
164. Ognjenovic, K. (2007). The Use Of Propensity Score Matching Methods in Evaluation of Active Labour Market Programs in Serbia. *Economic Annals*, *52*, 21-54.
165. Oreopoulos, P. (2006). Estimating average and local average treatment effects of education when compulsory schooling laws really matter. *American Economic Review*, *96*(1), 152-175.
166. Page, M. E. (2010). Signaling in the labor market. *Economics of Education*, 33-36.
167. Park, K. H. (1996). Educational expansion and educational inequality on income distribution. *Economics of education review*, *15*(1), 51-58.
168. Patrinos, H. A. (1996). Non-linearities in the returns to education: sheepskin effects or threshold levels of human capital?. *Applied Economics Letters*, *3*(3), 171-173.
169. Patrinos, H. A. (2016). Estimating the return to schooling using the Mincer equation. *IZA Working Paper No. 278.*
170. Perotti, R. (1993). Political equilibrium, income distribution, and growth. *The Review of Economic Studies*, *60*(4), 755-776.

171. Persson, T., & Tabellini, G. (1994). Representative democracy and capital taxation. *Journal of Public Economics*, *55*(1), 53-70.
172. Perugini, C., & Pompei, F. (2017). Temporary jobs, institutions, and wage inequality within education groups in Central-Eastern Europe. *World Development*, *92*, 40-59.
173. Piketty, T. (2014). Capital in the Twenty-First Century: a multidimensional approach to the history of capital and social classes. *The British journal of sociology*, *65*(4), 736-747.
174. Piketty, T., Bozio, A., Garbinti, B., Goupille-Lebret, J., & Guillot, M., & (2020). Predistribution vs. Redistribution: Evidence from France and the U.S. *WID. world Working Paper*, *10*.
175. Pons, E., & Blanco, J. M. (2005). Sheepskin effects in the Spanish labour market: A public–private sector analysis. *Education economics*, *13*(3), 331-347.
176. Popescu, M. E., Militaru, E., Stanila, L., Vasilescu, M. D., & Cristescu, A. (2019). Flat-rate versus progressive taxation? An impact evaluation study for the case of Romania. *Sustainability*, *11*(22), 6405.
177. Psacharopoulos, G. (1981). Returns to education: an updated international comparison. *Comparative education*, *17*, 321-341.
178. Psacharopoulos, G., Patrinos, H. A. (2018). Returns to investment in education: a decennial review of the global literature. *Education Economics*, *26*, 445-458.
179. Rao, M. M., & Datta, R. C. (1989). The screening hypothesis and the marginal productivity theory. *Economics Letters*, *30*(4), 379-384.
180. Ratkovic, M. (1987). *Efficiency of Investment in Education*. Institute for Economic Sciences.
181. Rawls, J. (1971). *A Theory of Justice*. Harvard University Press.
182. Reynolds, C. L., & DesJardins, S. L. (2009). The use of matching methods in higher education research: Answering whether attendance at a 2-year institution results in differences in educational attainment. In *Higher education: Handbook of theory and research*, 47-97.
183. Riboud, M. (1977). An analysis of earnings distribution in France, Ph.D. dissertation, University of Chicago.
184. Riley, J. (2001). Silver Signals: Twenty-Five Years of Screening and Signaling. *Journal of Economic Literature*, *39*(2), 432-478.
185. Riley, J. G. (1979). Testing the educational screening hypothesis. *Journal of Political Economy*, *87*(5, Part 2), 227-252.
186. Rodríguez, J. J. M., & Muro, J. (2015). On the size of sheepskin effects: A meta-analysis. *Economics*, *9*(1).
187. Rodrik, D. (2014). Good and bad inequality. *Project Syndicate*, *11*.
188. Roemer, J. (1998). *Equality of Opportunity*. Harvard University Press.
189. Roemer, J. E. (1993). A pragmatic theory of responsibility for the egalitarian planner. *Philosophy & Public Affairs*, 146-166.
190. Roemer, J. E., & Trannoy, A. (2016). Equality of opportunity: Theory and measurement. *Journal of Economic Literature*, *54*(4), 1288-1332.
191. Romer, A., Montenbruck, J. M., & Allgöwer, F. (2017). Determining dissipation inequalities from input-output samples. *IFAC-PapersOnLine*, *50*(1), 7789-7794.
192. Rosen, D. M. (1977). Multicultural education: An anthropological perspective. *Anthropology & Education Quarterly*, *8*(4), 221-226.
193. Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, *70*(1), 41-55.
194. Rouse, C. E. (1999). Further estimates of the economic return to schooling from a new sample of twins. *Economics of Education Review*, *18*(2), 149-157.
195. Rubinstein, Y., & Tsiddon, D. (1999). *Born to be unemployed: Unemployment and wages over the business cycle*. Foerder Institute for Economic Research.
196. Rutkowski, J. (1996). High skills payoff: the changing wage structure during economic transition in Poland. *Economics of transition*, *4*(1), 89-112.
197. Sayer, A. (2000). Moral economy and political economy. *Studies in political economy*, *61*(1), 79-103.
198. Schultz, T. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review 51*(1), 1–17.
199. Schultz, T. P. (2003). Higher education in Africa: Monitoring efficiency and improving equity. *African Higher Education: Implications for Development*, *93*.
200. Sen, A. (1985). *Commodities and Capabilities*. Oxford University Press.
201. Sen, A. (1985). The moral standing of the market. *Social philosophy and policy*, *2*, 1-19.
202. Sims, P. C. (2013). *PISA and Labor Productivity: Is PISA an Accurate Measure of the Future Economic Capacity of Students?*. Georgetown University.
203. Sorensen, A. (2006). Welfare states, family inequality, and equality of opportunity. *Research in social stratification and mobility*, *24*(4), 367-375.
204. Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, *87*(3), pp. 355-374.
205. Spence, M. (2002). Signaling in Retrospect and the Informational Structure of Markets. *American Economic Review, 92*, 434-459.
206. Staneva, A. V., & Abdel-Latif, H. (2016). From Soviet to Europe: Returns to education puzzle in Bulgaria. *Labour*, *30*(3), 347-367.
207. Stigler, G. (1962). Information in the Labor Market. *Journal of Political Economy*, *70*(5), pp. 94-105.

208. Stiglitz, J. E. (1975). The theory of" screening," education, and the distribution of income. *The American economic review*, *65*, 283-300.
209. Strawinski, P. (2008). Changes in return to higher education in Poland 1998-2005. *Available at SSRN 1159044*.
210. Svejnar, J. (1991). Microeconomic issues in the transition to a market economy. *Journal of Economic Perspectives*, *5*(4), 123-138.
211. Svejnar, J. (1999). Labor markets in the transitional Central and East European economies. *Handbook of labor economics*, *3*, 2809-2857.
212. Svejnar, J., Münich, D., & Terrell, K. (2005). Returns to human capital under the communist wage grid and during the transition to a market economy. *Review of Economics and Statistics*, *87*(1), 100-123.
213. Tamura, R. (1991). Income convergence in an endogeneous growth model. *Journal of Political Economy*, *99*(3), 522-540.
214. Teixeira, P. N. (2014). Gary Becker's early work on human capital–collaborations and distinctiveness. *IZA Journal of Labor Economics*, *3*(1), 1-20.
215. Thomas, V., Wang, Y., & Fan, X. (2001). *Measuring education inequality: Gini coefficients of education*. World Bank Publications.
216. Tinbergen, J. (1975). *Income distribution: Analysis and policies*. American Elsevier.
217. Titus, M. A. (2007). Detecting selection bias, using propensity score matching, and estimating treatment effects: An application to the private returns to a master's degree. *Research in Higher Education*, *48*(4), 487-521.
218. Torvik, R. (1993). Talent, growth, and income distribution. *The Scandinavian Journal of Economics*, 581-596.
219. UNESCO (2015). *Education for all 2000-2015: Achievements and Challenges. EFA Global Monitoring Report 2015*. UNESCO Publishing.
220. UNESCO (2020). *Global education monitoring report 2020: Inclusion and education-All means all*. UNESCO Publishing
221. Urban, I. (2006). Progressivity of personal income tax in Croatia: decomposition of tax base and rate effects. *Financial Theory and Practice*, *30*(3), 207-231.
222. Vladisavljevic, M. (2019). *Ekonometrijska analiza premije zarada javnog sektora u Srbiji u uslovima fiskalne konsolidacije.* Doktorska disertacija, Univerzitet u Beogradu.
223. Vujčić, B., & Šošić, V. (2009). Return to education and the changing role of credentials in the Croatian labor market. *Transition Studies Review*, *16*(1), 189-205.
224. Vuksanovic, N., & Aleksic, D. (2017). Investment in Education as a Way of Overcoming the Problem of Information Asymmetry in the Labor Market. *Economic Themes*, *55*(3), 377-397.
225. Weiss, A. (1983). A sorting-cum-learning model of education. *Journal of Political Economy*, *91*(3), 420-442.
226. Weiss, A. (1995). Human Capital vs. Signalling Explanations of Wages. *The Journal of Economic Perspectives*, *9*(4), 133-154.
227. Weymark, J. A. (2003). Generalized Gini indices of equality of opportunity. *The Journal of Economic Inequality*, *1*(1), 5-24.
228. Wiles, P. (1974). The correlation between education and earnings: the external-test-not-content hypothesis (ETNC). *Higher Education*, *3*(1), 43-58.
229. Wolpin K. (1977). Education and screening. *American Economic Review*, *67*, 949-958.
230. World Bank (2011). *Learning for all: investing in people's knowledge and skills to promote development – World Bank Group education strategy 2020*. World Bank Publishing.
231. Zarkovic-Rakic, J. (2015). Employment effects of tax cuts in a transition country: evidence from Serbia. *Post-Communist Economies*, *27*(3), 395-410.
232. Ziderman, A. (1992). Evidence on screening: P-tests for Israel. *Economics of Education Review*, *11*, 67-9.
233. Žarković, J. (2021). *Država blagostanja: nastanak, kriza i pogledi u budućnost*. Centar za izdavačku delatnost Ekonomskog fakulteta u Beogradu.
234. https://clio-infra.eu/Indicators/EducationalInequalityGiniCoefficient.html
235. https://datatopics.worldbank.org/education/
236. https://eacea.ec.europa.eu/national-policies/eurydice/publications_en
237. https://ec.europa.eu/eurostat/data/database
238. https://www.cedefop.europa.eu/en

Dodatak

Tabela A2.1: Deskriptivna statistika za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u modelu (2.4.1)

Srbija

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	93,895	5.179529	.4536735	3.008901	7.87417
LowEducation	93,895	.1177698	.3223371	0	1
MediumEduc~n	93,895	.6378614	.4806211	0	1
HighEducat~n	93,895	.2443687	.4297146	0	1
Experience	93,895	18.13874	10.89245	1	45
Experience2	93,895	447.6582	432.3671	1	2025
Training	93,895	.0288833	.1674795	0	1
NoTraining	93,895	.9711167	.1674795	0	1
Male	93,895	.5047979	.4999796	0	1
Female	93,895	.4952021	.4999796	0	1
Urban	93,895	.6286277	.4831743	0	1
Rural	93,895	.3713723	.4831743	0	1
Married	93,895	.6512913	.4765641	0	1
Single	93,895	.3487087	.4765641	0	1
Household	93,895	2.924224	1.506943	1	11
y1	93,895	.1661856	.3722492	0	1
y2	93,895	.2086799	.4063673	0	1
y3	93,895	.2075723	.4055709	0	1
y4	93,895	.2219714	.4155742	0	1
y5	93,895	.1955908	.3966569	0	1

Bugarska

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	61,954	1.291831	.5782798	.06093	3.172979
LowEducation	61,954	.1033186	.304377	0	1
MediumEduc~n	61,954	.6039481	.4890794	0	1
HighEducat~n	61,954	.2927333	.4550207	0	1
Experience	61,954	25.18191	11.49825	1	45
Experience2	61,954	766.3362	564.2826	1	2025
Training	61,954	.0044388	.0664767	0	1
NoTraining	61,954	.9955612	.0664767	0	1
Male	61,954	.5032121	.4999937	0	1
Female	61,954	.4967879	.4999937	0	1
Urban	61,954	.711544	.4530479	0	1
Rural	61,954	.288456	.4530479	0	1
Married	61,954	.610001	.4877537	0	1
Single	61,954	.389999	.4877537	0	1
Household	61,954	3.118862	1.37626	1	19
y1	61,954	.1427188	.3497887	0	1
y2	61,954	.1658004	.3719044	0	1
y3	61,954	.1584886	.3652014	0	1
y4	61,954	.1721438	.3775085	0	1
y5	61,954	.3608484	.4802505	0	1

nastavlja se

Češka

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	87,432	4.820722	.3637124	3.851411	7.891442
LowEducation	87,432	.0403285	.1967296	0	1
MediumEduc~n	87,432	.7388256	.4392773	0	1
HighEducat~n	87,432	.2208459	.4148192	0	1
Experience	87,432	24.45768	11.76573	2	45
Experience2	87,432	736.609	574.242	4	2025
Training	87,432	.1112179	.3144035	0	1
NoTraining	87,432	.8887821	.3144035	0	1
Male	87,432	.5116891	.4998662	0	1
Female	87,432	.4883109	.4998662	0	1
Urban	87,432	.5892808	.4919672	0	1
Rural	87,432	.4107192	.4919672	0	1
Married	87,432	.5733141	.4945987	0	1
Single	87,432	.4266859	.4945987	0	1
Household	87,432	2.936156	1.188714	1	11
y1	87,432	.1672614	.3732112	0	1
y2	87,432	.1646651	.3708801	0	1
y3	87,432	.1666438	.3726597	0	1
y4	87,432	.1672042	.3731602	0	1
y5	87,432	.3342255	.4717217	0	1

Hrvatska

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	47,189	3.217786	.4794889	1.541779	6.172617
LowEducation	47,189	.0897243	.2857894	0	1
MediumEduc~n	47,189	.6575685	.4745281	0	1
HighEducat~n	47,189	.2527072	.4345691	0	1
Experience	47,189	22.77151	12.1237	1	45
Experience2	47,189	665.523	554.4101	1	2025
Training	47,189	.0110407	.1044942	0	1
NoTraining	47,189	.9889593	.1044942	0	1
Male	47,189	.5166882	.4997267	0	1
Female	47,189	.4833118	.4997267	0	1
Urban	47,189	.5618682	.4961628	0	1
Rural	47,189	.4381318	.4961628	0	1
Married	47,189	.6697324	.4703144	0	1
Single	47,189	.3302676	.4703144	0	1
Household	47,189	3.668397	1.450499	1	13
y1	47,189	.1722011	.3775592	0	1
y2	47,189	.1475132	.3546205	0	1
y3	47,189	.1519846	.3590097	0	1
y4	47,189	.1811863	.3851765	0	1
y5	47,189	.3471148	.4760577	0	1

nastavlja se

Mađarska

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	453,668	6.653076	.4267429	5.177703	10.9071
LowEducation	453,668	.1452406	.3523436	0	1
MediumEduc~n	453,668	.643098	.4790861	0	1
HighEducat~n	453,668	.2116614	.4084865	0	1
Experience	453,668	22.81375	12.06281	1	45
Experience2	453,668	665.9784	562.8928	1	2025
Training	453,668	.0624443	.2419611	0	1
NoTraining	453,668	.9375557	.2419611	0	1
Male	453,668	.5247516	.4993875	0	1
Female	453,668	.4752484	.4993875	0	1
Urban	453,668	.5106708	.4998867	0	1
Rural	453,668	.4893292	.4998867	0	1
Married	453,668	.5101969	.4998966	0	1
Single	453,668	.4898031	.4998966	0	1
Household	453,668	3.164612	1.380419	1	15
y1	453,668	.1773213	.3819408	0	1
y2	453,668	.1747115	.3797205	0	1
y3	453,668	.1741869	.3792705	0	1
y4	453,668	.163386	.3697179	0	1
y5	453,668	.3103944	.4626556	0	1

Poljska

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	192,814	2.595481	.4601659	1.00777	5.886017
LowEducation	192,814	.0474706	.2126438	0	1
MediumEduc~n	192,814	.6093541	.4878964	0	1
HighEducat~n	192,814	.3431753	.4747707	0	1
Experience	192,814	20.03421	12.60955	1	45
Experience2	192,814	560.3698	563.1135	1	2025
Training	192,814	.0492392	.2163675	0	1
NoTraining	192,814	.9507608	.2163675	0	1
Male	192,814	.4913181	.4999259	0	1
Female	192,814	.5086819	.4999259	0	1
Urban	192,814	.6531217	.4759779	0	1
Rural	192,814	.3468783	.4759779	0	1
Married	192,814	.6887985	.4629862	0	1
Single	192,814	.3112015	.4629862	0	1
Household	192,814	3.211219	1.390183	1	15
y1	192,814	.208963	.406569	0	1
y2	192,814	.1865165	.3895239	0	1
y3	192,814	.1756045	.3804843	0	1
y4	192,814	.1593608	.3660132	0	1
y5	192,814	.2695551	.4437298	0	1

nastavlja se

Rumunija

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	414,006	1.91081	.6109319	.0211369	3.779559
LowEducation	414,006	.073854	.2615335	0	1
MediumEduc~n	414,006	.6840263	.464903	0	1
HighEducat~n	414,006	.2421197	.4283669	0	1
Experience	414,006	22.78114	10.93039	1	45
Experience2	414,006	638.4534	505.1908	1	2025
Training	414,006	.011111	.1048214	0	1
NoTraining	414,006	.988889	.1048214	0	1
Male	414,006	.5475573	.4977338	0	1
Female	414,006	.4524427	.4977338	0	1
Urban	414,006	.6924199	.4614922	0	1
Rural	414,006	.3075801	.4614922	0	1
Married	414,006	.6932846	.4611307	0	1
Single	414,006	.3067154	.4611307	0	1
Household	414,006	3.251434	1.421609	1	17
y1	414,006	.1652875	.3714402	0	1
y2	414,006	.1637851	.3700809	0	1
y3	414,006	.1538818	.3608359	0	1
y4	414,006	.1751037	.3800563	0	1
y5	414,006	.3419419	.4743608	0	1

Slovačka

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	147,456	1.329907	.2993275	.0243995	4.022511
LowEducation	147,456	.0541653	.2263444	0	1
MediumEduc~n	147,456	.7453681	.4356556	0	1
HighEducat~n	147,456	.2004666	.4003509	0	1
Experience	147,456	23.40014	12.10651	1	45
Experience2	147,456	694.1331	559.4926	1	2025
Training	147,456	.0306329	.1723215	0	1
NoTraining	147,456	.9693671	.1723215	0	1
Male	147,456	.5024278	.4999958	0	1
Female	147,456	.4975722	.4999958	0	1
Urban	147,456	.5621406	.4961252	0	1
Rural	147,456	.4378594	.4961252	0	1
Married	147,456	.6011353	.4896665	0	1
Single	147,456	.3988647	.4896665	0	1
Household	147,456	3.399306	1.429374	1	19
y1	147,456	.3925374	.4883169	0	1
y2	147,456	.1530151	.3600033	0	1
y3	147,456	.1508111	.3578659	0	1
y4	147,456	.152927	.3599183	0	1
y5	147,456	.1507094	.3577666	0	1

nastavlja se

Slovenija

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	139,966	1.92899	.3718982	.4611297	5.568023
LowEducation	139,966	.0763471	.2655536	0	1
MediumEduc~n	139,966	.5646228	.4958081	0	1
HighEducat~n	139,966	.3590301	.4797177	0	1
Experience	139,966	20.71947	12.02199	1	45
Experience2	139,966	573.8236	531.7287	1	2025
Training	139,966	.0925225	.2897631	0	1
NoTraining	139,966	.9074775	.2897631	0	1
Male	139,966	.5067731	.4999559	0	1
Female	139,966	.4932269	.4999559	0	1
Urban	139,966	.5355515	.4987363	0	1
Rural	139,966	.4644485	.4987363	0	1
Married	139,966	.5274781	.4992462	0	1
Single	139,966	.4725219	.4992462	0	1
Household	139,966	3.452303	1.251022	1	14
y1	139,966	.1572025	.3639929	0	1
y2	139,966	.1570238	.3638246	0	1
y3	139,966	.1636183	.3699302	0	1
y4	139,966	.1717989	.3772069	0	1
y5	139,966	.3503565	.4770833	0	1

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Tabela A2.2: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena OLS metodom (ukupna populacija 20-64)

Srbija

Linear regression — Number of obs = 93,895; F(13, 93881) = 2240.02; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.3294; Root MSE = .16822

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
LowEducation	-.0976021	.0021557	-45.28	0.000	-.1018273	-.0933769
HighEducation	.2078906	.0017188	120.95	0.000	.2045218	.2112595
Experience	.0071361	.0002598	27.46	0.000	.0066268	.0076454
Experience2	-.0001008	6.42e-06	-15.71	0.000	-.0001134	-.0000882
Training	.0584381	.0041807	13.98	0.000	.0502439	.0666322
Male	.0546809	.0013652	40.05	0.000	.0520052	.0573567
Urban	.0354696	.0013765	25.77	0.000	.0327716	.0381676
Married	.0055825	.0015482	3.61	0.000	.0025479	.008617
Household	-.0003104	.0004545	-0.68	0.495	-.0012012	.0005804
y2	.0075009	.0023272	3.22	0.001	.0029397	.0120622
y3	.0221769	.0022694	9.77	0.000	.0177289	.0266249
y4	.0494404	.0022668	21.81	0.000	.0449975	.0538834
y5	.085701	.0023439	36.56	0.000	.0811069	.090295
_cons	2.062822	.0032691	631.01	0.000	2.056414	2.069229

Bugarska

Linear regression — Number of obs = 61,954; F(13, 61940) = 1930.56; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2896; Root MSE = .21238

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
LowEducation	-.1039038	.0032238	-29.13	0.000	-.1102223	-.0875852
HighEducation	.181945	.0021588	81.96	0.000	.1727137	.1911762
Experience	.0041955	.0003493	12.01	0.000	.0035108	.0048802
Experience2	-.0001175	6.96e-06	-16.89	0.000	-.0001312	-.0001039
Training	.1649633	.0122249	13.49	0.000	.1410025	.1889242
Male	.1296641	.0018337	70.71	0.000	.12607	.1332582
Urban	.0889019	.0021285	41.77	0.000	.0847301	.0930738
Married	.0172491	.0021404	8.06	0.000	.0130539	.0214442
Household	-.008575	.0007689	-11.15	0.000	-.010082	-.007068
y2	-.0312272	.0031891	-9.79	0.000	-.0374779	-.0249765
y3	.0352612	.0032605	10.81	0.000	.0288706	.0416517
y4	.0391909	.0031805	12.32	0.000	.0329572	.0454246
y5	.1141938	.0028519	40.04	0.000	.1086041	.1197835
_cons	.3539794	.0055646	63.61	0.000	.3430728	.364886

nastavlja se

Češka

Linear regression — Number of obs = 87,432; F(13, 87418) = 1534.88; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2090; Root MSE = .14097

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
LowEducation	-.0671341	.0024332	-25.95	0.000	-.0779031	-.0583651
HighEducation	.1317143	.0013346	96.45	0.000	.1260986	.1413301
Experience	.004279	.0002016	21.23	0.000	.0038839	.004674
Experience2	-.0000762	4.07e-06	-18.69	0.000	-.0000841	-.0000682
Training	.0099903	.0016183	6.17	0.000	.0068184	.0131622
Male	.0462302	.0010151	45.54	0.000	.0442405	.0482199
Urban	.0122377	.0010298	11.88	0.000	.0102192	.0142561
Married	.0135639	.0012143	11.17	0.000	.011184	.0159438
Household	-.0024923	.0004839	-5.15	0.000	-.0034408	-.0015438
y2	.0175989	.0017898	9.83	0.000	.0140909	.0211069
y3	.039352	.0017675	22.26	0.000	.0358877	.0428164
y4	.0660442	.0017608	37.51	0.000	.062593	.0694955
y5	.0954566	.001535	62.19	0.000	.092448	.0984652
_cons	1.936569	.0029446	657.68	0.000	1.930797	1.94234

Hrvatska

Linear regression — Number of obs = 47,189; F(13, 47175) = 1580.68; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.3242; Root MSE = .17218

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
LowEducation	-.0981004	.0032498	-30.19	0.000	-.1044702	-.0917307
HighEducation	.1948503	.0021368	98.21	0.000	.1656621	.2040385
Experience	.0065838	.0003359	19.60	0.000	.0059254	.0072422
Experience2	-.0001055	7.23e-06	-14.60	0.000	-.0001197	-.0000914
Training	.0626385	.0075997	8.24	0.000	.047743	.077534
Male	.0934218	.0018134	51.52	0.000	.0898675	.096976
Urban	.0320351	.0018301	17.50	0.000	.0284481	.035622
Married	.0362283	.0022625	16.01	0.000	.0317937	.0406629
Household	-.0088095	.0006979	-12.62	0.000	-.0101774	-.0074415
y2	.0159521	.0031543	5.06	0.000	.0097697	.0221345
y3	.037991	.0031121	12.21	0.000	.0318913	.0440907
y4	.0685251	.0029743	23.04	0.000	.0626955	.0743547
y5	.1110709	.0025587	43.41	0.000	.1060558	.116086
_cons	1.166853	.0050224	232.33	0.000	1.157009	1.176697

nastavlja se

Mađarska

Linear regression — Number of obs = 453,668; F(13, 453654) = 8750.01; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.3014; Root MSE = .15536

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
LowEducation	-.1234874	.000964	-130.17	0.000	-.1173769	-.123598
HighEducation	.1538097	.0007963	193.15	0.000	.1522489	.1553704
Experience	.0026246	.000107	24.52	0.000	.0024148	.0028343
Experience2	-.0000538	2.29e-06	-23.47	0.000	-.0000583	-.0000493
Training	.0109256	.0012276	8.90	0.000	.0085196	.0133317
Male	.0437766	.0006136	71.35	0.000	.042574	.0449791
Urban	.0349213	.0006094	57.30	0.000	.0337269	.0361158
Married	.017119	.0006975	24.54	0.000	.0157519	.0184861
Household	-.0045748	.0002493	-18.35	0.000	-.0050634	-.0040863
y2	.0227012	.0010108	22.46	0.000	.0207201	.0246824
y3	.0451118	.0010084	44.73	0.000	.0431353	.0470883
y4	.0633397	.001085	58.38	0.000	.0612131	.0654663
y5	.1070269	.000891	120.12	0.000	.1052806	.1087732
_cons	2.776515	.0015608	1778.88	0.000	2.773455	2.779574

Poljska

Linear regression — Number of obs = 192,814; F(13, 192800) = 5015.97; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2968; Root MSE = .16905

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
LowEducation	-.0705194	.0021477	-32.84	0.000	-.0747288	-.06631
HighEducation	.1707997	.0011262	151.66	0.000	.1685924	.1730071
Experience	.0081852	.0001543	53.06	0.000	.0078829	.0084876
Experience2	-.000172	3.43e-06	-50.13	0.000	-.0001788	-.0001653
Training	.0665248	.0021133	31.48	0.000	.0623828	.0706668
Male	.0953708	.000911	104.68	0.000	.0935852	.0971564
Urban	.0411789	.0009952	41.38	0.000	.0392282	.0431295
Married	.0318037	.0011022	28.85	0.000	.0296434	.033964
Household	-.0117386	.0003608	-32.53	0.000	-.0124458	-.0110315
y2	.0129891	.001465	8.87	0.000	.0101177	.0158605
y3	.0568976	.0014621	38.92	0.000	.0540319	.0597632
y4	.0666002	.0015041	44.28	0.000	.0636522	.0695482
y5	.0940237	.0013614	69.06	0.000	.0913553	.0966921
_cons	.9086221	.0023067	393.91	0.000	.9041011	.9131432

nastavlja se

Rumunija

```
Linear regression                               Number of obs     =    414,006
                                                F(13, 413992)     =    5502.83
                                                Prob > F          =     0.0000
                                                R-squared         =     0.2196
                                                Root MSE          =     .23646

------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
       LnWage | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
 LowEducation |  -.1094548    .001829   -37.97   0.000    -.1273039     -.06587
HighEducation |   .1960972   .0011772   115.61   0.000       .13379    .2284044
   Experience |   .0037135   .0001765    21.04   0.000     .0033676    .0040593
  Experience2 |  -.0000736   3.71e-06   -19.86   0.000    -.0000809   -.0000663
     Training |   .0540896   .0039457    13.71   0.000     .0463561    .0618232
         Male |    .063068   .0009199    68.56   0.000      .061265    .0648711
        Urban |   .0214472   .0010298    20.83   0.000     .0194289    .0234655
      Married |   .0165789   .0011063    14.99   0.000     .0144106    .0187472
    Household |  -.0047976   .0003773   -12.72   0.000    -.0055371   -.0040581
           y2 |   .0304926   .0015545    19.62   0.000     .0274459    .0335393
           y3 |   .1410249    .001429    98.68   0.000     .1382241    .1438258
           y4 |    .185964   .0015881   117.10   0.000     .1828514    .1890767
           y5 |   .2560245   .0013779   185.80   0.000     .2533238    .2587251
        _cons |   .5768453   .0026292   219.40   0.000     .5716922    .5819984
------------------------------------------------------------------------------
```

Slovačka

```
Linear regression                               Number of obs     =    147,456
                                                F(13, 147442)     =    4107.50
                                                Prob > F          =     0.0000
                                                R-squared         =     0.2665
                                                Root MSE          =     .11203

------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
       LnWage | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
 LowEducation |  -.0505371   .0019608     2.58   0.010    -.0801210    .0088967
HighEducation |   .1093547   .0007863   139.07   0.000     .1078135    .1108959
   Experience |   .0035385   .0001109    31.90   0.000     .0033211    .0037559
  Experience2 |  -.0000783   2.36e-06   -33.20   0.000    -.0000829   -.0000737
     Training |   .0227498   .0015717    14.47   0.000     .0196693    .0258303
         Male |    .061277   .0006048   101.31   0.000     .0600915    .0624625
        Urban |   .0159647   .0006339    25.18   0.000     .0147222    .0172072
      Married |   .0066801   .0007379     9.05   0.000     .0052338    .0081264
    Household |  -.0029637   .0002579   -11.49   0.000    -.0034691   -.0024582
           y2 |   .0197063   .0009306    21.18   0.000     .0178823    .0215303
           y3 |   .0390769   .0009038    43.24   0.000     .0373056    .0408483
           y4 |   .0643643    .000873    73.73   0.000     .0626533    .0660753
           y5 |   .1044068   .0009072   115.09   0.000     .1026287    .1061849
        _cons |   .4613674   .0015969   288.91   0.000     .4582375    .4644974
------------------------------------------------------------------------------
```

nastavlja se

Slovenija

Linear regression — Number of obs = 139,966; F(13, 139952) = 2360.54; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2308; Root MSE = .14298

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
LowEducation	-.0626629	.0016053	-41.53	0.000	-.0698092	-.0605166
HighEducation	.1400626	.0011316	126.07	0.000	.1324446	.1498806
Experience	.0058486	.0001837	31.85	0.000	.0054886	.0062086
Experience2	-.0000691	4.01e-06	-17.23	0.000	-.0000769	-.0000612
Training	.0423365	.0014736	28.73	0.000	.0394482	.0452248
Male	.0448552	.0009195	48.78	0.000	.043053	.0466575
Urban	.0121495	.0009184	13.23	0.000	.0103495	.0139494
Married	.008879	.0009982	8.89	0.000	.0069225	.0108356
Household	.0002554	.0004156	0.61	0.539	-.0005592	.00107
y2	-.0005481	.0017018	-0.32	0.747	-.0038836	.0027875
y3	.0097801	.0016628	5.88	0.000	.0065211	.0130391
y4	.0312634	.0016403	19.06	0.000	.0280485	.0344784
y5	.0604858	.0014407	41.98	0.000	.0576621	.0633095
_cons	.6531524	.0028779	226.95	0.000	.6475117	.6587931

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Tabela A2.3: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena PSM metodom (ukupna populacija 20-64)

(1) Niskoobrazovani u odnosu na srednjeobrazovane

Srbija

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	2.13784512	2.22949297	-.09164785	.001801089	-50.88
	ATT	2.11584512	2.23491217	-.119067046	.003875006	-25.05

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Bugarska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.412040031	.524008199	-.111968169	.003177922	-35.23
	ATT	.412040031	.502910647	-.090870616	.006050178	-15.02

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Češka

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	2.00408634	2.06893924	-.064852898	.002543887	-25.49
	ATT	2.00408634	2.06631069	-.062224348	.004487547	-13.87

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Hrvatska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	1.27094807	1.36746199	-.096513913	.003127511	-30.86
	ATT	1.27094807	1.37274801	-.10179994	.006820172	-14.93

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Mađarska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	2.74899766	2.88667165	-.137673984	.000708885	-194.21
	ATT	2.74899766	2.87549743	-.126499769	.002706802	-46.73

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Poljska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	1.00284793	1.08253232	-.07968439	.001968098	-40.49
	ATT	1.00284793	1.08000356	-.077155628	.004314774	-17.88

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

nastavlja se

Rumunija

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.719964521	.809192299	-.089227778	.001561594	-57.14
	ATT	.719964520	.843900980	-.123936460	.004505566	-16.19

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Slovačka

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.549071543	.558060173	-.00898863	.001443638	-6.23
	ATT	.549071543	.605171183	-.05609964	.004361592	1.40

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Slovenija

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.755601591	.809101788	-.053500197	.001492204	-35.85
	ATT	.755601591	.825762803	-.070161211	.003906301	-17.96

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

(2)Visokoobrazovani u odnosu na srednjeobrazovane

Srbija

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	2.43671178	2.22949297	.207218807	.00137639	150.55
	ATT	2.43671178	2.25088565	.18582613	.003840551	50.99

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Bugarska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.702490518	.524008199	.178482319	.002094195	85.23
	ATT	.702490518	.52824266	.174247858	.005847104	29.80

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Hrvatska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	1.55801581	1.36746199	.190553823	.002029175	93.91
	ATT	1.55801581	1.37499607	.183019740	.005162527	40.30

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Češka

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	2.19226545	2.06893924	.123326216	.00121615	101.41
	ATT	2.19226545	2.06684587	.12541958	.003160949	39.68

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Hrvatska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	1.55801581	1.36746199	.190553823	.002029175	93.91
	ATT	1.55801581	1.37499607	.183019740	.005162527	40.30

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Mađarska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	3.04607472	2.88667165	.159403076	.000602705	264.48
	ATT	3.04607472	2.90061588	.145458831	.002785636	55.81

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Poljska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	1.24376504	1.08253232	.161232721	.000897719	179.60
	ATT	1.24376504	1.07613905	.167625989	.004029354	41.60

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

nastavlja se

Rumunija

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.948368508	.809192299	.139176209	.000941959	147.75
	ATT	.948368508	.761084879	.187283629	.005501732	26.77

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Slovačka

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.669598946	.558060173	.111538774	.000787155	141.70
	ATT	.669598946	.557520893	.112078054	.002888459	38.80

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Slovenija

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.931572333	.809101788	.122470545	.000873751	140.17
	ATT	.931572333	.785815074	.145757259	.002931686	49.72

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

(3) Visokoobrazovani u odnosu na niskoobrazovane

Srbija

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	2.43671178	2.13784512	.298866657	.002114642	141.33
	ATT	2.43671178	2.13125448	.305457304	.007898645	38.67

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Bugarska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.702490518	.412040031	.290450488	.00327716	88.63
	ATT	.702490518	.411230836	.291259682	.019405807	15.01

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Češka

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	2.19226545	2.00408634	.188179114	.002711776	69.39
	ATT	2.19226545	2.00426514	.188000315	.00749917	25.07

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Hrvatska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	1.55801581	1.27094807	.287067736	.003236893	88.69
	ATT	1.55801581	1.27389276	.284123051	.014374287	21.85

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Mađarska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	3.04607472	2.74899766	.29707706	.000820954	361.87
	ATT	3.04607472	2.79236721	.253707506	.005415979	54.23

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Poljska

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	1.24376504	1.00284793	.240917111	.002082721	115.67
	ATT	1.24376504	1.01467294	.229092101	.011306819	20.26

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

nastavlja se

Rumunija

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.948368508	.719964521	.228403987	.001669229	136.83
	ATT	.948368508	.627303690	.321064818	.009717644	22.71

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Slovačka

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.669598946	.549071543	.120527404	.001608545	74.93
	ATT	.669598946	.511670324	.157928622	.010619359	10.16

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Slovenija

Variable	Sample	Treated	Controls	Difference	S.E.	T-stat
LnWage	Unmatched	.931572333	.755601591	.175970741	.001664728	105.71
	ATT	.931572333	.724586003	.206986330	.007186286	25.14

Note: S.E. does not take into account that the propensity score is estimated.

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Tabela A2.4: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prema polu u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena PSM metodom (20-64)

Harvard Dataverse digitalni repozitorijum
(https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/9GJZAO).

Tabela A2.5: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope prema starosnim grupama u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena PSM metodom

Harvard Dataverse digitalni repozitorijum
(https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/9GJZAO).

Tabela A3.1: Deskriptivna statistika za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u modelu (3.4.1)

Srbija					
Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	104,194	5.179529	.4536735	3.008901	7.87417
S	104,194	12.20246	3.391755	0	24
Experience	104,194	17.99846	10.91452	1	45
Experience2	104,194	443.0703	434.4236	1	2025
Training	104,194	.022842	.1494003	0	1
NoTraining	104,194	.977158	.1494003	0	1
PublicFirm	104,194	.4005989	.4900222	0	1
PrivateFirm	104,194	.5994011	.4900222	0	1
Male	104,194	.526777	.4992849	0	1
Female	104,194	.473223	.4992849	0	1
Urban	104,194	.6038639	.4890957	0	1
Rural	104,194	.3961361	.4890957	0	1
Married	104,194	.6494808	.4771349	0	1
Single	104,194	.3505192	.4771349	0	1
Household	104,194	2.929276	1.513211	1	11
y1	104,194	.168263	.3741015	0	1
y2	104,194	.2095226	.4069699	0	1
y3	104,194	.2068641	.4050592	0	1
y4	104,194	.2197919	.4141076	0	1
y5	104,194	.1955583	.3966318	0	1
Bugarska					
Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	55,957	1.291831	.5782798	.06093	3.172979
S	55,957	12.39227	3.610266	0	24
Experience	55,957	25.37003	11.46228	1	45
Experience2	55,957	775.0202	566.0226	1	2025
PublicFirm	55,957	.3792912	.485215	0	1
PrivateFirm	55,957	.6207088	.485215	0	1
Training	55,957	.004146	.0642567	0	1
NoTraining	55,957	.995854	.0642567	0	1
Male	55,957	.518273	.4996705	0	1
Female	55,957	.481727	.4996705	0	1
Urban	55,957	.7043801	.456325	0	1
Rural	55,957	.2956199	.456325	0	1
Married	55,957	.6084493	.4881014	0	1
Single	55,957	.3915507	.4881014	0	1
Household	55,957	3.136194	1.384399	1	19
y1	55,957	.1410547	.3480811	0	1
y2	55,957	.1652698	.3714272	0	1
y3	55,957	.1581214	.3648581	0	1
y4	55,957	.1711671	.3766583	0	1
y5	55,957	.3643869	.4812621	0	1

nastavlja se

Češka

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	53,338	4.820722	.3637124	3.851411	7.891442
S	53,338	11.26206	3.302337	0	24
Experience	53,338	24.19511	11.95271	2	45
Experience2	53,338	728.2681	580.8434	4	2025
PublicFirm	53,338	.5427838	.4981709	0	1
PrivateFirm	53,338	.4572162	.4981709	0	1
Training	53,338	.111684	.3149802	0	1
NoTraining	53,338	.888316	.3149802	0	1
Male	53,338	.5152049	.4997734	0	1
Female	53,338	.4847951	.4997734	0	1
Urban	53,338	.5895234	.4919249	0	1
Rural	53,338	.4104766	.4919249	0	1
Married	53,338	.5567513	.4967735	0	1
Single	53,338	.4432487	.4967735	0	1
Household	53,338	2.932581	1.194176	1	11
y1	53,338	.1655855	.3717116	0	1
y2	53,338	.1640669	.3703397	0	1
y3	53,338	.166073	.3721496	0	1
y4	53,338	.1683415	.3741728	0	1
y5	53,338	.3359331	.4723201	0	1

Hrvatska

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	41,719	3.217786	.4794889	1.541779	6.172617
S	41,719	12.2665	3.51154	1	24
Experience	41,719	23.25928	12.03655	1	45
Experience2	41,719	685.8693	555.1572	1	2025
PublicFirm	41,719	.492797	.4999541	0	1
PrivateFirm	41,719	.507203	.4999541	0	1
Training	41,719	.0103071	.1010003	0	1
NoTraining	41,719	.9896929	.1010003	0	1
Male	41,719	.5216089	.4995388	0	1
Female	41,719	.4783911	.4995388	0	1
Urban	41,719	.5545435	.4970221	0	1
Rural	41,719	.4454565	.4970221	0	1
Married	41,719	.6647331	.4720893	0	1
Single	41,719	.3352669	.4720893	0	1
Household	41,719	3.683693	1.458932	1	13
y1	41,719	.1708574	.3763888	0	1
y2	41,719	.1461205	.3532312	0	1
y3	41,719	.1517534	.358786	0	1
y4	41,719	.1829862	.3866598	0	1
y5	41,719	.3482826	.4764318	0	1

nastavlja se

Mađarska

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	370,048	6.653076	.4267429	5.177703	10.9071
S	370,048	11.59617	3.587078	0	24
Experience	370,048	23.32068	12.01495	1	45
Experience2	370,048	688.2126	567.1244	1	2025
PublicFirm	370,048	.5266965	.4992875	0	1
PrivateFirm	370,048	.4733035	.4992875	0	1
Training	370,048	.0608435	.2390433	0	1
NoTraining	370,048	.9391565	.2390433	0	1
Male	370,048	.5372925	.498608	0	1
Female	370,048	.4627075	.498608	0	1
Urban	370,048	.4998054	.5000006	0	1
Rural	370,048	.5001946	.5000006	0	1
Married	370,048	.4934441	.4999577	0	1
Single	370,048	.5065559	.4999577	0	1
Household	370,048	3.186014	1.399448	1	15
y1	370,048	.1765068	.3812513	0	1
y2	370,048	.1754016	.3803107	0	1
y3	370,048	.1746476	.3796659	0	1
y4	370,048	.1637598	.370058	0	1
y5	370,048	.3096841	.462364	0	1

Poljska

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	162,954	2.595481	.4601659	1.00777	5.886017
S	162,954	13.5513	3.648941	1	24
Experience	162,954	20.89658	12.60476	1	45
Experience2	162,954	595.546	570.2913	1	2025
PublicFirm	162,954	.546326	.4978508	0	1
PrivateFirm	162,954	.453674	.4978508	0	1
Training	162,954	.0465898	.2107593	0	1
NoTraining	162,954	.9534102	.2107593	0	1
Male	162,954	.5048787	.4999777	0	1
Female	162,954	.4951213	.4999777	0	1
Urban	162,954	.644507	.4786639	0	1
Rural	162,954	.355493	.4786639	0	1
Married	162,954	.6851381	.4644623	0	1
Single	162,954	.3148619	.4644623	0	1
Household	162,954	3.24143	1.397964	1	15
y1	162,954	.2110902	.4080835	0	1
y2	162,954	.1857211	.3888827	0	1
y3	162,954	.1746137	.3796375	0	1
y4	162,954	.1586215	.3653238	0	1
y5	162,954	.2699535	.4439367	0	1

nastavlja se

Rumunija

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	354,745	1.91081	.6109319	.0211369	3.779559
S	354,745	12.15509	3.148068	0	24
Experience	354,745	23.31995	10.74308	1	45
Experience2	354,745	659.2335	502.9293	1	2025
PublicFirm	354,745	.506578	.4999574	0	1
PrivateFirm	354,745	.493422	.4999574	0	1
Training	354,745	.0106978	.1028757	0	1
NoTraining	354,745	.9893022	.1028757	0	1
Male	354,745	.556535	.4967942	0	1
Female	354,745	.443465	.4967942	0	1
Urban	354,745	.6878518	.4633706	0	1
Rural	354,745	.3121482	.4633706	0	1
Married	354,745	.6917983	.461751	0	1
Single	354,745	.3082017	.461751	0	1
Household	354,745	3.270236	1.431114	1	17
y1	354,745	.1654033	.3715447	0	1
y2	354,745	.1642476	.3705006	0	1
y3	354,745	.1528365	.3598304	0	1
y4	354,745	.1751145	.3800656	0	1
y5	354,745	.3423981	.4745127	0	1

Slovačka

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	135,017	1.329907	.2993275	.0243995	4.022511
S	135,017	12.34647	3.113653	4	24
Experience	135,017	23.84731	11.98712	1	45
Experience2	135,017	712.3842	559.5812	1	2025
PublicFirm	135,017	.4893088	.4998875	0	1
PrivateFirm	135,017	.5106912	.4998875	0	1
Training	135,017	.0291297	.1681706	0	1
NoTraining	135,017	.9708703	.1681706	0	1
Male	135,017	.5107653	.4998859	0	1
Female	135,017	.4892347	.4998859	0	1
Urban	135,017	.558026	.4966234	0	1
Rural	135,017	.441974	.4966234	0	1
Married	135,017	.5974137	.4904206	0	1
Single	135,017	.4025863	.4904206	0	1
Household	135,017	3.414318	1.433639	1	19
y1	135,017	.3939282	.4886211	0	1
y2	135,017	.1540621	.3610096	0	1
y3	135,017	.1507144	.3577716	0	1
y4	135,017	.152092	.3591113	0	1
y5	135,017	.1492034	.3562902	0	1

nastavlja se

Slovenija

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
LnWage	108,742	1.92899	.3718982	.4611297	5.568023
S	108,742	12.6399	4.10247	0	24
Experience	108,742	21.47364	12.01658	1	45
Experience2	108,742	605.5143	538.3912	1	2025
PublicFirm	108,742	.265454	.4415767	0	1
PrivateFirm	108,742	.734546	.4415767	0	1
Training	108,742	.0853028	.2793331	0	1
NoTraining	108,742	.9146972	.2793331	0	1
Male	108,742	.5185393	.4996585	0	1
Female	108,742	.4814607	.4996585	0	1
Urban	108,742	.5353129	.4987537	0	1
Rural	108,742	.4646871	.4987537	0	1
Married	108,742	.5069338	.4999542	0	1
Single	108,742	.4930662	.4999542	0	1
Household	108,742	3.467713	1.248382	1	14
y1	108,742	.1577495	.3645077	0	1
y2	108,742	.1573173	.3641014	0	1
y3	108,742	.1634051	.3697366	0	1
y4	108,742	.1706792	.3762302	0	1
y5	108,742	.3508488	.4772379	0	1

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Tabela A3.2: Ocena stope povraćaja na ulaganje u obrazovanje po godini školovanja za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena OLS metodom (ukupna populacija 20-64)

Srbija

Linear regression				Number of obs	=	104,194
				F(13, 104180)	=	2344.50
				Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.3056
				Root MSE	=	.38307

	Robust				
LnWage	Coefficient	std. err.	t	P>|t|	[95% conf. interval]
S	.0540514	.0005233	103.29	0.000	.0530257 .0550771
Experience	.0103885	.0005613	18.51	0.000	.0092883 .0114886
Experience2	-.0001546	.0000137	-11.27	0.000	-.0001815 -.0001277
PublicFirm	.1620555	.0031795	50.97	0.000	.1558238 .1682873
Training	.1382651	.0109283	12.65	0.000	.1168458 .1596845
Male	.1381635	.0029754	46.44	0.000	.1323318 .1439952
Urban	.0776309	.0029156	26.63	0.000	.0719164 .0833454
Married	.011053	.0033564	3.29	0.001	.0044745 .0176314
Household	7.22e-06	.0009801	0.01	0.994	-.0019138 .0019283
y2	.0303574	.0050254	6.04	0.000	.0205076 .0402071
y3	.0644563	.0049094	13.13	0.000	.054834 .0740786
y4	.1331753	.0049168	27.09	0.000	.1235384 .1428122
y5	.2228642	.0050695	43.96	0.000	.2129281 .2328003
_cons	4.127855	.0092003	448.67	0.000	4.109823 4.145887

Bugarska

Linear regression				Number of obs	=	55,957
				F(13, 55943)	=	1694.53
				Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.2818
				Root MSE	=	.49422

	Robust				
LnWage	Coefficient	std. err.	t	P>|t|	[95% conf. interval]
S	.0495249	.0006844	72.36	0.000	.0481834 .0508663
Experience	.0085579	.0008739	9.79	0.000	.006845 .0102707
Experience2	-.0002676	.0000172	-15.54	0.000	-.0003013 -.0002338
PublicFirm	.1067674	.0046738	22.84	0.000	.0976067 .115928
Training	.3859586	.033128	11.65	0.000	.3210275 .4508898
Male	.2800219	.0044721	62.62	0.000	.2712566 .2887872
Urban	.2212881	.0050926	43.45	0.000	.2113066 .2312696
Married	.0455201	.0052857	8.61	0.000	.0351601 .0558801
Household	-.0219887	.0018938	-11.61	0.000	-.0257005 -.0182769
y2	-.0703151	.007859	-8.95	0.000	-.0857188 -.0549114
y3	.0841244	.0080316	10.47	0.000	.0683825 .0998663
y4	.0969305	.0078594	12.33	0.000	.0815261 .1123349
y5	.2704618	.0070377	38.43	0.000	.2566679 .2842556
_cons	.2708082	.0168843	16.04	0.000	.2377149 .3039015

nastavlja se

Češka

Linear regression — Number of obs = 53,338; F(13, 53324) = 887.07; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2029; Root MSE = .32721

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
S	.0366777	.0005042	72.75	0.000	.0356896	.0376658
Experience	.0103339	.0005973	17.30	0.000	.0091631	.0115047
Experience2	-.0001812	.0000121	-15.00	0.000	-.0002049	-.0001575
PublicFirm	.0446076	.0030794	14.49	0.000	.0385719	.0506434
Training	.0213008	.0047626	4.47	0.000	.011966	.0306356
Male	.1041298	.0030303	34.36	0.000	.0981903	.1100693
Urban	.0318908	.0030498	10.46	0.000	.0259131	.0378684
Married	.0288407	.0036373	7.93	0.000	.0217115	.03597
Household	-.0072258	.0014274	-5.06	0.000	-.0100234	-.0044281
y2	.0375373	.005383	6.97	0.000	.0269867	.048088
y3	.0908733	.0053201	17.08	0.000	.0804459	.1013007
y4	.1498508	.0052582	28.50	0.000	.1395448	.1601569
y5	.2205277	.0046021	47.92	0.000	.2115075	.2295479
_cons	4.081851	.011019	370.44	0.000	4.060254	4.103449

Hrvatska

Linear regression — Number of obs = 41,719; F(13, 41705) = 1123.29; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2810; Root MSE = .40798

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
S	.053349	.000694	76.87	0.000	.0519888	.0547092
Experience	.0171138	.0008572	19.96	0.000	.0154336	.0187939
Experience2	-.0003001	.0000181	-16.58	0.000	-.0003355	-.0002646
PublicFirm	.0836661	.0045944	18.21	0.000	.0746609	.0926713
Training	.174174	.0192107	9.07	0.000	.1365207	.2118274
Male	.2030846	.0045236	44.89	0.000	.1942182	.211951
Urban	.0825261	.004576	18.03	0.000	.0735569	.0914952
Married	.0727431	.0058033	12.53	0.000	.0613686	.0841176
Household	-.0203926	.0017517	-11.64	0.000	-.0238259	-.0169593
y2	.0379921	.007987	4.76	0.000	.0223374	.0536468
y3	.0895757	.0078895	11.35	0.000	.0741121	.1050392
y4	.1671441	.0074678	22.38	0.000	.1525071	.1817812
y5	.2624193	.0065023	40.36	0.000	.2496746	.2751641
_cons	2.068696	.016108	128.43	0.000	2.037124	2.100268

nastavlja se

Mađarska

Linear regression — Number of obs = 370,048; F(13, 370034) = 5591.62; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2603; Root MSE = .36877

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
S	.0459808	.0002607	176.37	0.000	.0454698	.0464918
Experience	.0078175	.0002884	27.11	0.000	.0072522	.0083827
Experience2	-.0001599	6.04e-06	-26.48	0.000	-.0001717	-.000148
PublicFirm	.01162	.0016326	7.12	0.000	.0084202	.0148199
Training	.028887	.0033148	8.71	0.000	.0223901	.035384
Male	.0977219	.0016179	60.40	0.000	.0945509	.100893
Urban	.1004949	.0015861	63.36	0.000	.0973862	.1036035
Married	.0544728	.0018739	29.07	0.000	.0508001	.0581456
Household	-.01513	.0006453	-23.45	0.000	-.0163947	-.0138652
y2	.050939	.0026808	19.00	0.000	.0456848	.0561933
y3	.1047763	.0026786	39.12	0.000	.0995264	.1100263
y4	.148523	.0028665	51.81	0.000	.1429047	.1541413
y5	.2545187	.0023652	107.61	0.000	.249883	.2591545
_cons	5.843363	.0056315	1037.62	0.000	5.832326	5.854401

Poljska

Linear regression — Number of obs = 162,954; F(13, 162940) = 4230.25; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2902; Root MSE = .38932

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
S	.0433985	.0003733	116.26	0.000	.0426669	.0441302
Experience	.0173206	.0003943	43.93	0.000	.0165478	.0180934
Experience2	-.0003818	8.61e-06	-44.32	0.000	-.0003987	-.000365
PublicFirm	.1329936	.0023779	55.93	0.000	.1283329	.1376542
Training	.1728223	.0055084	31.37	0.000	.1620259	.1836186
Male	.2093914	.0022738	92.09	0.000	.2049349	.213848
Urban	.0983547	.0024455	40.22	0.000	.0935616	.1031477
Married	.0732222	.0027719	26.42	0.000	.0677893	.078655
Household	-.0279145	.0008966	-31.13	0.000	-.0296718	-.0261572
y2	.031501	.0036594	8.61	0.000	.0243285	.0386734
y3	.1359587	.0036509	37.24	0.000	.128803	.1431144
y4	.1581785	.0037749	41.90	0.000	.1507798	.1655771
y5	.2217704	.0033917	65.39	0.000	.2151226	.2284181
_cons	1.566304	.0080861	193.70	0.000	1.550455	1.582152

nastavlja se

Rumunija

Linear regression — Number of obs = 354,745; F(13, 354731) = 4723.97; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2186; Root MSE = .54431

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
S	.0486619	.0003997	96.73	0.000	.0378786	.0594453
Experience	.0076146	.0004541	16.77	0.000	.0067247	.0085045
Experience2	-.0001602	9.43e-06	-17.00	0.000	-.0001787	-.0001418
PublicFirm	.1100046	.0022774	48.30	0.000	.1055409	.1144683
Training	.1193648	.0100955	11.82	0.000	.0995779	.1391516
Male	.1551884	.0022934	67.67	0.000	.1506934	.1596834
Urban	.0639927	.002545	25.14	0.000	.0590047	.0689808
Married	.0344292	.0027819	12.38	0.000	.0289767	.0398816
Household	-.0115119	.0009301	-12.38	0.000	-.0133349	-.009689
y2	.0713754	.0038826	18.38	0.000	.0637657	.0789851
y3	.3309739	.0035718	92.66	0.000	.3239733	.3379746
y4	.4341037	.0039607	109.60	0.000	.4263408	.4418666
y5	.5946055	.0034362	173.04	0.000	.5878707	.6013403
_cons	.8539483	.0087648	97.43	0.000	.8367695	.871127

Slovačka

Linear regression — Number of obs = 135,017; F(13, 135003) = 3107.37; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2410; Root MSE = .26108

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
S	.0251235	.0002699	93.10	0.000	.0245946	.0256525
Experience	.0073678	.000273	26.99	0.000	.0068327	.0079028
Experience2	-.000169	5.72e-06	-29.53	0.000	-.0001802	-.0001578
PublicFirm	.0535966	.0014929	35.90	0.000	.0506706	.0565226
Training	.0527716	.0039567	13.34	0.000	.0450167	.0605266
Male	.1394988	.0014885	93.72	0.000	.1365814	.1424162
Urban	.0425386	.0015363	27.69	0.000	.0395276	.0455496
Married	.0175508	.0018235	9.62	0.000	.0139767	.0211249
Household	-.0059412	.0006371	-9.33	0.000	-.0071899	-.0046925
y2	.0459294	.0022777	20.17	0.000	.0414652	.0503936
y3	.092888	.0022046	42.13	0.000	.0885671	.0972089
y4	.1533123	.0021171	72.42	0.000	.1491629	.1574617
y5	.245624	.0022018	111.56	0.000	.2413085	.2499395
_cons	.7738648	.0056322	137.40	0.000	.7628259	.7849038

nastavlja se

Slovenija

Linear regression — Number of obs = 108,742; F(13, 108728) = 1513.70; Prob > F = 0.0000; R-squared = 0.2001; Root MSE = .33084

LnWage	Coefficient	Robust std. err.	t	P>|t|	[95% conf.	interval]
S	.0347906	.0003467	100.35	0.000	.0341111	.0354701
Experience	.0155255	.0004842	32.06	0.000	.0145765	.0164745
Experience2	-.0001993	.0000102	-19.50	0.000	-.0002193	-.0001792
PublicFirm	.0467409	.0028257	16.54	0.000	.0412025	.0522793
Training	.1038505	.0040539	25.62	0.000	.0959048	.1117962
Male	.1001956	.0024669	40.62	0.000	.0953605	.1050306
Urban	.0292601	.0024032	12.18	0.000	.0245499	.0339704
Married	.0059826	.0026954	2.22	0.026	.0006997	.0112656
Household	.001977	.0011062	1.79	0.074	-.0001912	.0041451
y2	.0007518	.0044527	0.17	0.866	-.0079754	.009479
y3	.0185795	.004348	4.27	0.000	.0100573	.0271016
y4	.0710803	.0042929	16.56	0.000	.0626663	.0794943
y5	.1408003	.0038018	37.03	0.000	.1333487	.1482519
_cons	1.111979	.0093819	118.52	0.000	1.09359	1.130367

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Tabela A3.3: Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (ukupna populacija 20-64)

Srbija

Endogenous switching regression model — Number of obs = 104194; Wald chi2(17) = 13773.10; Log likelihood = -107115.11; Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
LnWage_1						
S	.0471147	.0085537	5.51	0.000	.0303498	.0638796
D8	-.0230057	.0152323	-1.51	0.000	-.0528605	.0068492
D8S8	.0355729	.0089821	3.96	0.000	.0179682	.0531775
D12	-.0431884	.0062119	-6.95	0.000	-.0553635	-.0310134
D12S12	-.0011761	.0039402	-0.30	0.000	-.0088987	.0065464
D16	.0754338	.0106071	7.11	0.000	.0546441	.0962234
D16S16	-.0698197	.0032017	-21.81	0.000	-.0760949	-.0635444
D20	.0119062	.0110118	1.08	0.280	-.0096765	.0334889
Experience	.0142319	.0008513	16.72	0.000	.0125634	.0159003
Experience2	-.0001819	.0000164	-11.10	0.000	-.0002141	-.0001498
Training	.0662146	.0090197	7.34	0.000	.0485364	.0838929
Male	.1322535	.0034834	37.97	0.000	.1254262	.1390808
Urban	.0646986	.0034909	18.53	0.000	.0578566	.0715406
y2	.0149126	.0051508	2.90	0.004	.0048172	.0250079
y3	.0431424	.005249	8.22	0.000	.0328545	.0534304
y4	.0894027	.0053063	16.85	0.000	.0790026	.0998027
y5	.1693036	.0055568	30.47	0.000	.1584125	.1801947
_cons	4.202752	.0624697	67.28	0.000	4.080314	4.325191
LnWage_0						
S	.039972	.0070579	5.66	0.000	.0261387	.0538053
D8	-.0310434	.0129022	-2.41	0.016	-.0563313	-.0057555
D8S8	.0030984	.0074413	0.42	0.000	-.0114864	.0176832
D12	-.0228883	.005586	-4.10	0.000	-.0338367	-.0119399
D12S12	.0097417	.0041143	2.37	0.018	.0016779	.0178055
D16	.1607113	.0140376	11.45	0.000	.1331981	.1882244
D16S16	-.0417318	.0041528	-10.05	0.000	-.0498711	-.0335924
D20	-.0307548	.0186488	-1.65	0.099	-.0673059	.0057962
Experience	.0104887	.0006581	15.94	0.000	.009199	.0117785
Experience2	-.0001844	.000015	-12.26	0.000	-.0002139	-.000155
Training	.233191	.0141255	16.51	0.000	.2055054	.2608766
Male	.1491203	.0033731	44.21	0.000	.1425092	.1557314
Urban	.0667305	.0033393	19.98	0.000	.0601856	.0732754
y2	.0428131	.0053745	7.97	0.000	.0322794	.0533469
y3	.0814793	.0053878	15.12	0.000	.0709195	.0920392
y4	.1610155	.0053343	30.19	0.000	.1505605	.1714705
y5	.255582	.0054993	46.48	0.000	.2448035	.2663605
_cons	4.266681	.0480668	88.77	0.000	4.172471	4.36089
/lns1	-1.108538	.0052106	-212.74	0.000	-1.118751	-1.098325
/lns2	-.9111083	.0029933	-304.38	0.000	-.916975	-.9052415
/r1	.1519576	.0406941	3.73	0.000	.0721987	.2317165
/r2	-.0635317	.0290034	-2.19	0.028	-.1203772	-.0066861
sigma_1	.3300411	.0017197			.3266876	.333429
sigma_2	.4020784	.0012035			.3997264	.4044442
rho_1	.1507987	.0397687			.0720735	.2276565
rho_2	-.0634463	.0288866			-.1197991	-.006686

LR test of indep. eqns. : chi2(1) = 16.92 Prob > chi2 = 0.0000

nastavlja se

Bugarska

Endogenous switching regression model — Number of obs = 55957
Wald chi2(17) = 7871.26
Log likelihood = -74786.629 — Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
LnWage_1						
S	.0449668	.0147713	3.04	0.002	.0160155	.0739181
D7	-.0246048	.0373279	1.23	0.000	-.1271128	-.0092098
D7S7	.0480058	.0157144	-0.37	0.000	.0366003	.0949992
D12	-.0741398	.015423	-4.81	0.000	-.1043684	-.0439113
D12S12	.0550474	.008117	6.78	0.000	.0391384	.0709565
D16	.0304361	.0183424	0.19	0.000	.01393865	.0425144
D16S16	-.0772905	.0072754	-10.62	0.000	-.0915499	-.063031
D20	-.0176599	.0237396	-0.74	0.457	-.0641886	.0288687
Experience	.0144642	.0015127	9.56	0.000	.0114994	.0174289
Experience2	-.0003624	.0000268	-13.52	0.000	-.0004149	-.0003098
Training	.207253	.047667	4.35	0.000	.1138273	.3006786
Male	.3356678	.0075022	44.74	0.000	.3209638	.3503719
Urban	.1905373	.0077119	24.71	0.000	.1754222	.2056523
y2	-.073648	.011954	-6.16	0.000	-.0970775	-.0502185
y3	.0902196	.0121486	7.43	0.000	.0664088	.1140303
y4	.0894831	.011905	7.52	0.000	.0661497	.1128165
y5	.2401001	.0103898	23.11	0.000	.2197365	.2604637
_cons	.3143695	.1001682	3.14	0.002	.1180434	.5106956
LnWage_0						
S	.045616	.0111262	4.10	0.000	.0238091	.0674229
D7	-.0268171	.028025	-2.38	0.000	-.1117452	-.0018891
D7S7	.0318501	.0118513	-0.97	0.000	.0147398	.0997263
D12	-.0691809	.0120325	-5.75	0.000	-.0927641	-.0455977
D12S12	.0132259	.0066024	2.00	0.045	.0002855	.0261663
D16	.0753295	.0197035	3.82	0.000	.0367113	.1139477
D16S16	-.0345338	.0068453	-5.04	0.000	-.0479503	-.0211172
D20	-.0072111	.0295574	-0.24	0.807	-.0651425	.0507203
Experience	.0018276	.0010923	1.67	0.000	-.0003132	.0039684
Experience2	-.0001461	.0000219	-6.67	0.000	-.0001891	-.0001032
Training	.5284403	.0477868	11.06	0.000	.4347798	.6221008
Male	.2871642	.0059407	48.34	0.000	.2755206	.2988078
Urban	.2208236	.0066161	33.38	0.000	.2078562	.2337909
y2	-.0831713	.0106138	-7.84	0.000	-.103974	-.0623685
y3	.0658488	.0106894	6.16	0.000	.044898	.0867996
y4	.082449	.0105148	7.84	0.000	.0618403	.1030577
y5	.2583552	.0091771	28.15	0.000	.2403684	.276342
_cons	.2270347	.060821	3.73	0.000	.1078277	.3462416
/lns1	-.7309246	.0065426	-111.72	0.000	-.7437479	-.7181013
/lns2	-.5416467	.0092726	-58.41	0.000	-.5598208	-.5234727
/r1	-.0785242	.082591	-0.95	0.342	-.2403995	.0833511
/r2	-.9029733	.0303827	-29.72	0.000	-.9625223	-.8434242
sigma_1	.4814636	.00315			.4753291	.4876773
sigma_2	.5817894	.0053947			.5713114	.5924595
rho_1	-.0783632	.0820838			-.2358731	.0831586
rho_2	-.7177425	.0147309			-.7453998	-.6876185

LR test of indep. eqns. : chi2(1) = 163.42 Prob > chi2 = 0.0000

nastavlja se

Češka

Endogenous switching regression model — Number of obs = 53338
Wald chi2(17) = 5848.42
Log likelihood = -51167.494 — Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
LnWage_1						
S	.0054038	.0049198	1.10	0.000	.0005046	.0102389
D9	.1699493	.018604	9.14	0.000	.1334861	.2064126
D9S9	.0270002	.00544	4.96	0.000	.016338	.0376624
D13	.0293673	.0141245	2.08	0.038	.0016837	.0570509
D13S13	.0421423	.0057512	7.33	0.000	.0308702	.0534145
D17	.0638688	.0128511	4.97	0.000	.0290566	.0908681
D17S17	-.0560958	.0059763	-9.39	0.000	-.0678091	-.0443825
D20	-.0509013	.0230925	-2.20	0.028	-.0961617	-.0056409
Experience	.0113844	.0007051	16.15	0.000	.0100025	.0127663
Experience2	-.000181	.000014	-12.93	0.000	-.0002084	-.0001535
Training	.0179015	.006235	2.87	0.004	.005681	.0301219
Male	.1118698	.0040611	27.55	0.000	.1039101	.1198295
Urban	.0233921	.0038312	6.11	0.000	.015883	.0309012
y2	.0460743	.0065972	6.98	0.000	.033144	.0590046
y3	.0857724	.0064852	13.23	0.000	.0730617	.0984831
y4	.1246853	.0064625	19.29	0.000	.112019	.1373516
y5	.1905595	.0056198	33.91	0.000	.1795448	.2015742
_cons	4.351523	.0352449	123.47	0.000	4.282444	4.420601
LnWage_0						
S	.0103482	.0065841	1.57	0.000	.0032527	.0225564
D9	.1297865	.0245755	5.28	0.000	.0816193	.1779537
D9S9	.0250149	.0072651	3.44	0.001	.0107756	.0392541
D13	.0243222	.019296	1.26	0.000	-.0134973	.0621416
D13S13	.0404904	.0080053	5.06	0.000	.0248002	.0561806
D17	.0908933	.0201327	4.51	0.000	.0303527	.1514338
D17S17	-.0726244	.009172	-7.92	0.000	-.0906011	-.0546477
D20	.021904	.0414501	0.53	0.597	-.0593366	.1031447
Experience	.0067674	.000932	7.26	0.000	.0049406	.0085941
Experience2	-.0001527	.0000191	-8.00	0.000	-.0001901	-.0001153
Training	-.054521	.008936	-6.10	0.000	-.0720352	-.0370067
Male	.1320571	.0051619	25.58	0.000	.1219399	.1421743
Urban	.0212145	.0052415	4.05	0.000	.0109414	.0314876
y2	.0510256	.008798	5.80	0.000	.0337819	.0682694
y3	.0973966	.0088566	11.00	0.000	.0800379	.1147552
y4	.1753629	.0088383	19.84	0.000	.1580402	.1926855
y5	.2448983	.0076686	31.94	0.000	.2298682	.2599284
_cons	4.091233	.0407403	100.42	0.000	4.011384	4.171082
/lns1	-1.148943	.0057196	-200.88	0.000	-1.160154	-1.137733
/lns2	-.7622775	.0091311	-83.48	0.000	-.7801741	-.744381
/r1	-.1037109	.0630004	-1.65	0.100	-.2271895	.0197676
/r2	-1.340114	.0242959	-55.16	0.000	-1.387733	-1.292495
sigma_1	.3169715	.0018129			.313438	.3205448
sigma_2	.4666025	.0042606			.4583262	.4750283
rho_1	-.1033407	.0623276			-.2233597	.019765
rho_2	-.8716997	.0058344			-.8826712	-.8597786

LR test of indep. eqns. : chi2(1) = 732.88 Prob > chi2 = 0.0000

nastavlja se

Hrvatska

Endogenous switching regression model — Number of obs = 41719
Wald chi2(17) = 4596.54
Log likelihood = -48997.911 — Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
LnWage_1						
S	.0201652	.0180101	-1.12	0.000	.0054644	.055134
D8	.1002706	.0385533	4.68	0.000	.1047076	.2558336
D8S8	.0611747	.0189082	3.24	0.001	.0241153	.0982341
D12	-.0384746	.014941	-2.58	0.010	-.0677584	-.0091908
D12S12	.0184565	.0079447	2.32	0.020	.0028852	.0340279
D16	.0797208	.0200881	3.97	0.000	.0403489	.1190928
D16S16	-.06446	.0064403	-10.01	0.000	-.0770827	-.0518373
D20	.0361415	.0261654	1.38	0.167	-.0151418	.0874247
Experience	.0147814	.0011683	12.65	0.000	.0124915	.0170713
Experience2	-.0002803	.0000249	-11.26	0.000	-.0003291	-.0002315
Training	.0746058	.0297335	2.51	0.012	.0163292	.1328824
Male	.2659202	.0066492	39.99	0.000	.2528881	.2789523
Urban	.0815781	.006726	12.13	0.000	.0683954	.0947608
y2	.042002	.0115731	3.63	0.000	.019319	.0646849
y3	.1107171	.0114882	9.64	0.000	.0882006	.1332336
y4	.1772356	.0109469	16.19	0.000	.15578	.1986912
y5	.2572982	.0095887	26.83	0.000	.2385047	.2760917
_cons	2.970453	.1131901	26.24	0.000	2.748605	3.192302
LnWage_0						
S	.0101043	.0161463	0.01	0.000	-.0315419	.0317504
D8	.0761041	.034766	2.19	0.029	.007964	.1442442
D8S8	.0263173	.0169103	1.56	0.000	-.0068263	.0594609
D12	-.0398451	.0131307	-3.03	0.002	-.0655808	-.0141094
D12S12	.0266705	.0076406	3.49	0.000	.0116952	.0416457
D16	.1524186	.022303	8.63	0.000	.1187056	.2361316
D16S16	-.0481946	.0071134	-6.78	0.000	-.0621365	-.0342527
D20	-.0070482	.0334199	-0.21	0.833	-.07255	.0584536
Experience	.0152632	.0010326	14.78	0.000	.0132392	.0172871
Experience2	-.0002591	.0000222	-11.69	0.000	-.0003026	-.0002156
Training	.1217234	.0353439	3.44	0.001	.0524507	.1909962
Male	.2302953	.0064848	35.51	0.000	.2175854	.2430053
Urban	.0725151	.0061494	11.79	0.000	.0604625	.0845676
y2	.0505801	.0107515	4.70	0.000	.0295075	.0716528
y3	.1064817	.0106304	10.02	0.000	.0856465	.1273169
y4	.1824817	.0101654	17.95	0.000	.162558	.2024055
y5	.2902592	.008973	32.35	0.000	.2726725	.3078459
_cons	2.25576	.1009079	22.35	0.000	2.057984	2.453535
/lns1	-.6195514	.0092243	-67.16	0.000	-.6376308	-.601472
/lns2	-.7760265	.0151218	-51.32	0.000	-.8056646	-.7463884
/r1	-1.308816	.0249653	-52.43	0.000	-1.357748	-1.259885
/r2	-.6381888	.0476497	-13.39	0.000	-.7315806	-.5447971
sigma_1	.5381858	.0049644			.5285432	.5480044
sigma_2	.4602311	.0069595			.4467909	.4740757
rho_1	-.8639756	.0063299			-.8758696	-.8510325
rho_2	-.5636651	.0325105			-.6240314	-.4966106

LR test of indep. eqns. : chi2(1) = 571.24 Prob > chi2 = 0.0000

nastavlja se

Mađarska

Endogenous switching regression model — Number of obs = 370048
Wald chi2(17) = 89713.27
Log likelihood = -398190.21 — Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
LnWage_1						
S	-.000637	.0025822	-0.25	0.805	-.0056981	.0044241
D8	.1185183	.0067157	17.65	0.000	.1053557	.1316809
D8S8	.0720581	.002916	24.71	0.000	.0663429	.0777733
D12	-.1018272	.0038713	-26.30	0.000	-.1094148	-.0942395
D12S12	.0270524	.0019705	13.73	0.000	.0231903	.0309145
D16	.0356565	.0049464	7.21	0.000	.0259618	.0453512
D16S16	-.0836327	.0016428	-50.91	0.000	-.0868525	-.080413
D20	-.0092991	.0089809	-1.04	0.300	-.0269014	.0083032
Experience	.0130558	.0003013	43.34	0.000	.0124653	.0136463
Experience2	-.0002133	6.21e-06	-34.37	0.000	-.0002255	-.0002012
Training	.0543354	.0034779	15.62	0.000	.0475189	.061152
Male	.0831982	.0020438	40.71	0.000	.0791924	.0872041
Urban	.0799582	.0018003	44.41	0.000	.0764297	.0834868
y2	.059008	.002859	20.64	0.000	.0534044	.0646116
y3	.1177451	.0028632	41.12	0.000	.1121334	.1233568
y4	.1727349	.0029035	59.49	0.000	.1670441	.1784257
y5	.283012	.0025379	111.51	0.000	.2780378	.2879862
_cons	5.77069	.0165658	348.35	0.000	5.738221	5.803158
LnWage_0						
S	-.0045404	.0029543	-1.54	0.124	-.0103308	.00125
D8	.1182443	.0074244	15.93	0.000	.1036928	.1327958
D8S8	.0590861	.0032543	18.16	0.000	.0527079	.0654644
D12	-.0823429	.0038099	-21.61	0.000	-.0898102	-.0748756
D12S12	.00413	.0021183	1.95	0.051	-.0000219	.0082818
D16	.0861155	.0060583	14.21	0.000	.0742414	.0979896
D16S16	-.0420243	.0020764	-20.24	0.000	-.0460939	-.0379547
D20	-.0116809	.0133207	-0.88	0.381	-.037789	.0144272
Experience	.0068225	.0003094	22.05	0.000	.0062162	.0074288
Experience2	-.0001064	6.43e-06	-16.54	0.000	-.000119	-.0000938
Training	.020494	.004819	4.25	0.000	.0110489	.0299391
Male	.0773474	.0021908	35.31	0.000	.0730535	.0816413
Urban	.0656348	.0019101	34.36	0.000	.0618911	.0693785
y2	.0506449	.0029836	16.97	0.000	.0447972	.0564925
y3	.1073236	.0030026	35.74	0.000	.1014386	.1132086
y4	.1474796	.0030645	48.13	0.000	.1414733	.1534859
y5	.2686312	.0026489	101.41	0.000	.2634394	.273823
_cons	6.151976	.0191695	320.92	0.000	6.114404	6.189547
/lns1	-.9498266	.0055051	-172.54	0.000	-.9606164	-.9390368
/lns2	-.9843889	.0024659	-399.21	0.000	-.9892218	-.9795559
/r1	.5584357	.0192454	29.02	0.000	.5207154	.5961559
/r2	.1417064	.0199661	7.10	0.000	.1025736	.1808393
sigma_1	.3868081	.0021294			.3826569	.3910043
sigma_2	.3736675	.0009214			.371866	.3754778
rho_1	.5068159	.014302			.478252	.5343086
rho_2	.1407655	.0195705			.1022153	.1788934

LR test of indep. eqns. : chi2(1) = 223.33 Prob > chi2 = 0.0000

nastavlja se

Poljska

Endogenous switching regression model — Number of obs = 162954
Wald chi2(17) = 23672.25
Log likelihood = -183683.78 — Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
LnWage_1						
S	.0426919	.0120326	-3.55	0.000	.0662754	.0101085
D8	.0192252	.0247407	4.82	0.000	.0707343	.1677161
D8S8	.0761917	.0123843	6.15	0.000	.051919	.1004645
D12	-.0533308	.0069019	-7.73	0.000	-.0668584	-.0398033
D12S12	.032108	.0034935	9.19	0.000	.0252608	.0389552
D16	.0635705	.0063922	9.94	0.000	.051042	.0760991
D16S16	-.0525484	.0021905	-23.99	0.000	-.0568417	-.0482552
D20	.0113266	.0083392	1.36	0.174	-.0050178	.0276711
Experience	.0209728	.000486	43.16	0.000	.0200204	.0219253
Experience2	-.0004206	9.94e-06	-42.33	0.000	-.0004401	-.0004011
Training	.1193202	.0058527	20.39	0.000	.1078492	.1307913
Male	.2583294	.0027354	94.44	0.000	.252968	.2636908
Urban	.0807147	.0028377	28.44	0.000	.0751529	.0862764
y2	.0146385	.0041798	3.50	0.000	.0064462	.0228308
y3	.1023382	.0042455	24.10	0.000	.0940171	.1106593
y4	.1189551	.0043541	27.32	0.000	.1104211	.1274891
y5	.1764886	.0038297	46.08	0.000	.1689826	.1839946
_cons	2.326763	.0764537	30.43	0.000	2.176916	2.476609
LnWage_0						
S	.0080901	.0115126	0.70	0.000	-.0144741	.0306543
D8	.0016732	.0244918	0.07	0.000	-.04633	.0496763
D8S8	.0518630	.011974	0.43	0.000	.0182824	.0786550
D12	-.0185138	.007953	-2.33	0.020	-.0341013	-.0029262
D12S12	.0079988	.0040929	1.95	0.051	-.0000231	.0160207
D16	.1141357	.0089798	12.71	0.000	.0965356	.1317358
D16S16	-.0188866	.0030902	-6.11	0.000	-.0249432	-.01283
D20	.0390016	.0139887	2.79	0.005	.0115842	.066419
Experience	.0042021	.0005723	7.34	0.000	.0030804	.0053238
Experience2	-.0001366	.0000122	-11.16	0.000	-.0001606	-.0001126
Training	.1392735	.0091059	15.29	0.000	.1214263	.1571206
Male	.2023748	.0034074	59.39	0.000	.1956965	.2090531
Urban	.0865037	.0035866	24.12	0.000	.0794741	.0935333
y2	.0539447	.0052833	10.21	0.000	.0435895	.0642998
y3	.1747704	.005412	32.29	0.000	.164163	.1853778
y4	.2074624	.005578	37.19	0.000	.1965297	.218395
y5	.2633089	.0048839	53.91	0.000	.2537367	.2728811
_cons	1.680299	.0719541	23.35	0.000	1.539272	1.821327
/lns1	-.922773	.006828	-135.15	0.000	-.9361556	-.9093904
/lns2	-.6664359	.0065764	-101.34	0.000	-.6793255	-.6535463
/r1	-.4394848	.0281966	-15.59	0.000	-.4947492	-.3842205
/r2	-1.067646	.0174294	-61.26	0.000	-1.101807	-1.033485
sigma_1	.3974155	.0027135			.3921325	.4027697
sigma_2	.5135356	.0033772			.5069588	.5201977
rho_1	-.4132173	.0233821			-.4579777	-.3663671
rho_2	-.7885726	.006591			-.801147	-.7753021

LR test of indep. eqns. : chi2(1) = 889.97 Prob > chi2 = 0.0000

nastavlja se

Rumunija

Endogenous switching regression model — Number of obs = 354745
Wald chi2(17) = 25883.86
Log likelihood = -521364.59 — Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
LnWage_1						
S	.0210353	.0064934	3.24	0.001	.0083084	.0337622
D8	.1368006	.0174422	4.40	0.000	.0426146	.1509867
D8S8	-.0053817	.0070839	-0.76	0.000	-.0192659	.0085025
D12	-.036718	.0071555	-5.13	0.000	-.0507424	-.0226936
D12S12	.0302967	.0037282	8.13	0.000	.0229896	.0376038
D16	.1126113	.0090365	1.40	0.000	.1015099	.1303224
D16S16	-.0615429	.0033218	-18.53	0.000	-.0680535	-.0550324
D20	.0240371	.0195659	1.23	0.219	-.0143114	.0623855
Experience	1.57e-07	.0006326	0.00	1.000	-.0012397	.00124
Experience2	-.0000681	.0000133	-5.14	0.000	-.0000941	-.0000422
Training	-.010727	.0146358	-0.73	0.464	-.0394126	.0179586
Male	.1692149	.0031994	52.89	0.000	.1629441	.1754857
Urban	.0830696	.0035257	23.56	0.000	.0761594	.0899798
y2	.0739702	.0055356	13.36	0.000	.0631207	.0848198
y3	.2640244	.0056337	46.87	0.000	.2529826	.2750662
y4	.4201164	.0054368	77.27	0.000	.4094606	.4307723
y5	.5632803	.0047383	118.88	0.000	.5539933	.5725672
_cons	1.813503	.0398589	45.50	0.000	1.735381	1.891625
LnWage_0						
S	.0487479	.0046574	10.47	0.000	.0396195	.0578763
D8	.0941647	.0127725	-1.89	0.059	.0491976	.1108697
D8S8	-.0307756	.0051541	-5.97	0.000	-.0408775	-.0206738
D12	-.0471768	.005686	-8.30	0.000	-.0583211	-.0360325
D12S12	.0600658	.0030554	19.66	0.000	.0540773	.0660544
D16	.1614278	.0080897	7.59	0.000	.1455724	.1772833
D16S16	-.0803438	.0030946	-25.96	0.000	-.0864091	-.0742784
D20	.0049352	.0195316	0.25	0.801	-.0333461	.0432165
Experience	.0071545	.0005441	13.15	0.000	.0060881	.0082208
Experience2	-.000129	.000011	-11.72	0.000	-.0001506	-.0001074
Training	.0756663	.0142563	5.31	0.000	.0477244	.1036082
Male	.1731628	.0026793	64.63	0.000	.1679116	.178414
Urban	.0599172	.0029001	20.66	0.000	.054233	.0656013
y2	.0704411	.004475	15.74	0.000	.0616703	.0792119
y3	.3486197	.0046141	75.56	0.000	.3395763	.357663
y4	.4274676	.0044253	96.60	0.000	.4187941	.436141
y5	.5952784	.0039197	151.87	0.000	.587596	.6029608
_cons	.7450418	.0293277	25.40	0.000	.6875606	.802523
/lns1	-.2311244	.0030709	-75.26	0.000	-.2371433	-.2251054
/lns2	-.6093148	.0030586	-199.22	0.000	-.6153095	-.6033201
/r1	-1.66411	.0104542	-159.18	0.000	-1.6846	-1.64362
/r2	-.1461377	.0277186	-5.27	0.000	-.2004651	-.0918103
sigma_1	.7936408	.0024372			.7888782	.798432
sigma_2	.5437233	.001663			.5404736	.5469926
rho_1	-.9307687	.0013974			-.933456	-.927977
rho_2	-.1451062	.0271349			-.1978223	-.0915532

LR test of indep. eqns. : chi2(1) = 6910.27 Prob > chi2 = 0.0000

nastavlja se

Slovačka

Endogenous switching regression model — Number of obs = 135017
Wald chi2(17) = 20263.91
Log likelihood = -97101.866 — Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
LnWage_1						
S	.024204	.0054687	4.43	0.000	.0149224	.0534856
D9	.0725048	.0136403	0.18	0.000	.0292392	.0942297
D9S9	.0250489	.0056562	4.43	0.000	.0139629	.0361348
D13	-.0133558	.0047546	-2.81	0.245	-.0226745	-.004037
D13S13	.0993047	.0025107	39.55	0.000	.0943838	.1042256
D17	.0480083	.007877	11.17	0.000	.0034478	.0825697
D17S17	-.0864138	.0027492	-31.43	0.000	-.091802	-.0810255
D21	.065629	.013751	4.77	0.000	.0386775	.0925805
Experience	.0132341	.0004126	32.07	0.000	.0124254	.0140428
Experience2	-.0002542	8.63e-06	-29.47	0.000	-.0002711	-.0002373
Training	.0718174	.0065287	11.00	0.000	.0590215	.0846134
Male	.119677	.0023603	50.70	0.000	.1150509	.1243031
Urban	.0186166	.0023495	7.92	0.000	.0140117	.0232216
y2	.0440065	.0034513	12.75	0.000	.0372421	.0507709
y3	.0842807	.0034805	24.22	0.000	.0774591	.0911023
y4	.1516312	.0034576	43.85	0.000	.1448545	.1584079
y5	.2500926	.0034664	72.15	0.000	.2432986	.2568865
_cons	1.006155	.0378082	26.61	0.000	.9320524	1.080258
LnWage_0						
S	.0157971	.006606	2.39	0.017	.0028496	.0287445
D9	.0817476	.0160339	5.10	0.000	.0503217	.1131734
D9S9	.0166564	.0067484	0.99	0.000	.0098829	.0265702
D13	-.0183214	.0045118	-4.06	0.342	-.0271643	-.0094785
D13S13	.038484	.0026513	14.52	0.000	.0332875	.0436804
D17	.0844668	.0091495	0.05	0.000	.0683793	.1174861
D17S17	-.0464383	.0032479	-14.30	0.000	-.0528042	-.0400725
D21	-.0297765	.0185887	-1.60	0.109	-.0662097	.0066567
Experience	.0035748	.0003954	9.04	0.000	.0027998	.0043499
Experience2	-.0000958	8.44e-06	-11.36	0.000	-.0001124	-.0000793
Training	.0371798	.0071592	5.19	0.000	.023148	.0512116
Male	.173731	.0023292	74.59	0.000	.1691657	.1782962
Urban	.0540589	.0023333	23.17	0.000	.0494858	.0586321
y2	.0480469	.0034161	14.06	0.000	.0413514	.0547424
y3	.1065583	.0034476	30.91	0.000	.0998011	.1133154
y4	.1677778	.0034526	48.59	0.000	.1610108	.1745448
y5	.2464321	.003496	70.49	0.000	.2395799	.2532842
_cons	.591367	.0457119	12.94	0.000	.5017733	.6809607
/lns1	-1.101464	.0049827	-221.06	0.000	-1.11123	-1.091698
/lns2	-1.073081	.0045383	-236.45	0.000	-1.081976	-1.064186
/r1	1.105251	.0119072	92.82	0.000	1.081913	1.128589
/r2	-1.255762	.0112332	-111.79	0.000	-1.277778	-1.233745
sigma_1	.3323842	.0016562			.3291539	.3356462
sigma_2	.3419533	.0015519			.3389251	.3450084
rho_1	.8023772	.0042412			.7939075	.8105356
rho_2	-.8498914	.0031193			-.8558919	-.8436622

LR test of indep. eqns. : chi2(1) = 4675.30 Prob > chi2 = 0.0000

nastavlja se

Slovenija

Endogenous switching regression model — Number of obs = 108742
Wald chi2(17) = 14409.10
Log likelihood = -87284.119 — Prob > chi2 = 0.0000

	Coefficient	Std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
LnWage_1						
S	.0121844	.006966	1.75	0.080	-.0014686	.0258375
D9	.0963614	.020913	9.39	0.000	.0553728	.123735
D9S9	.0134988	.0075176	1.80	0.073	-.0012354	.0282331
D13	.0302194	.0106589	2.84	0.005	.0093283	.0511104
D13S13	.0913557	.0044945	26.51	0.000	.0703264	.1279446
D17	.0369716	.010305	15.23	0.000	.01771691	.0677428
D17S17	-.123462	.0039001	-31.66	0.000	-.131106	-.115818
D21	-.0347747	.0144297	-2.41	0.016	-.0630564	-.0064929
Experience	.0314894	.0007551	41.70	0.000	.0300094	.0329694
Experience2	-.0003962	.0000165	-23.98	0.000	-.0004285	-.0003638
Training	.1293909	.0062821	20.60	0.000	.1170783	.1417036
Male	-.0082102	.0047611	-1.72	0.085	-.0175418	.0011213
Urban	.0120687	.0040778	2.96	0.003	.0040764	.0200609
y2	.0076364	.0075326	1.01	0.311	-.0071271	.0224
y3	.0424364	.0073628	5.76	0.000	.0280055	.0568672
y4	.1239715	.0071686	17.29	0.000	.1099213	.1380216
y5	.1842798	.0063137	29.19	0.000	.1719052	.1966545
_cons	.5035514	.0471001	10.69	0.000	.4112368	.595866
LnWage_0						
S	.0012667	.0034147	-0.37	0.000	.0079594	.005426
D9	.0998397	.0103246	9.67	0.000	.0796039	.1200756
D9S9	.0095064	.0037436	2.54	0.011	.002169	.0168438
D13	-.0160818	.0061172	-2.63	0.009	-.0280712	-.0040923
D13S13	.049039	.0028763	17.05	0.000	.0434016	.0546763
D17	.0550261	.0084828	6.49	0.000	.0071652	.0840029
D17S17	-.0454705	.0028883	-15.74	0.000	-.0511315	-.0398096
D21	-.0024358	.012451	-0.20	0.845	-.0268392	.0219677
Experience	.0118402	.0004548	26.03	0.000	.0109488	.0127316
Experience2	-.0001561	.0000101	-15.43	0.000	-.0001759	-.0001363
Training	.0749374	.0050525	14.83	0.000	.0650347	.0848401
Male	.1761318	.0027775	63.41	0.000	.1706879	.1815757
Urban	.028073	.002576	10.90	0.000	.0230243	.0331218
y2	.003217	.0044852	0.72	0.473	-.0055738	.0120078
y3	.0146531	.0044638	3.28	0.001	.0059043	.023402
y4	.0536692	.0044528	12.05	0.000	.044942	.0623965
y5	.1253938	.0038583	32.50	0.000	.1178316	.132956
_cons	1.317548	.0229703	57.36	0.000	1.272527	1.362568
/lns1	-.906449	.0082916	-109.32	0.000	-.9227002	-.8901977
/lns2	-.9729201	.0038045	-255.73	0.000	-.9803767	-.9654634
/r1	1.073614	.0169977	63.16	0.000	1.0403	1.106929
/r2	-.9200463	.0135274	-68.01	0.000	-.9465595	-.8935331
sigma_1	.4039561	.0033494			.3974444	.4105746
sigma_2	.3779777	.001438			.3751698	.3808067
rho_1	.7908191	.0063674			.7780063	.8029743
rho_2	-.7259193	.006399			-.7382215	-.7131344

LR test of indep. eqns. : chi2(1) = 1987.56 Prob > chi2 = 0.0000

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Tabela A3.4: Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu prema polu od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom (20-64)

Harvard Dataverse digitalni repozitorijum (https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/9GJZAO).

Tabela A3.5: Ocena efekata diploma po sektorima za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu prema starosnim grupama od 2015. do 2019. godine dobijena ESR metodom

Harvard Dataverse digitalni repozitorijum (https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DVN/9GJZAO).

Tabela A4.1: Deskriptivna statistika za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u modelima (4.4.2) i (4.4.3)

(1) Model (4.4.2)

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
S	2,261,138	12.21091	3.727235	0	24
Expenditure	2,261,138	2838.663	1206.237	1077	6361.932
Gini	2,261,138	30.53222	5.038191	20.9	40.8
EarlyLeavers	2,261,138	9.469066	4.610417	2.8	19.1
TeacherSalary	2,261,138	12110.03	4415.931	5123	26349
c1	2,261,138	.0314492	.1745284	0	1
c2	2,261,138	.0395164	.1948201	0	1
c3	2,261,138	.0267856	.1614564	0	1
c4	2,261,138	.2045545	.4033758	0	1
c5	2,261,138	.2127911	.4092812	0	1
c6	2,261,138	.1830322	.386693	0	1
c7	2,261,138	.0572968	.2324089	0	1
c8	2,261,138	.0959632	.2945408	0	1
c9	2,261,138	.148611	.3557047	0	1
y1	2,261,138	.2007799	.4005838	0	1
y2	2,261,138	.1755112	.3804038	0	1
y3	2,261,138	.1703647	.3759529	0	1
y4	2,261,138	.1704018	.3759855	0	1
y5	2,261,138	.2829425	.4504288	0	1

c1-Bugarska, c2-Češka, c3-Hrvatska, c4-Mađarska, c5-Poljska, c6-Rumunija, c7-Slovenija, c8-Slovačka, c9-Srbija; y1-2015, y2-2016, y3-2017, y4-2018, y5-2019.

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka i podataka Eurostata

(2) Model (4.4.3)

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
ReadingScore	53,729	469.2293	101.3418	47.645	812.482
Expenditure	53,729	3287.311	1427.683	1376	5968.925
ClassSize	53,729	12.06691	1.803221	9.5	14.5
Gini	53,729	29.14467	5.867641	20.9	39.6
TeacherSalary	53,729	13791.46	5226.663	7078	25380
c1	53,729	.0985315	.2980347	0	1
c2	53,729	.1306371	.3370062	0	1
c3	53,729	.1230062	.3284474	0	1
c4	53,729	.0955164	.2939296	0	1
c5	53,729	.1046921	.3061591	0	1
c6	53,729	.0944555	.2924641	0	1
c7	53,729	.1230062	.3284474	0	1
c8	53,729	.1110201	.31416	0	1
c9	53,729	.1191349	.3239502	0	1

c1-Bugarska, c2-Češka, c3-Hrvatska, c4-Mađarska, c5-Poljska, c6-Rumunija, c7-Srbija, c8-Slovačka, c9-Slovenija.

Izvor: proračun autora na osnovu OECD podataka i podataka Eurostata

Tabela A4.2: Ocena uticaja makrofaktora okolnosti na dostignut broj godina školovanja za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20-64)

Prva specifikacija

```
Linear regression                               Number of obs     =  2,261,138
                                                F(7, 2261121)     =  18,788.83
                                                Prob > F          =     0.0000
                                                R-squared         =     0.2000
                                                Root MSE          =     3.6137
                    |               Robust
                  S | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
--------------------+------------------------------------------------------------------
        Expenditure |   .0002850   .0000181     1.57   0.106     7.04e-06    .0004641
               Gini |  -.1201959   .0024434    -4.92   0.000    -.168084    -.0723064
       EarlyLeavers |  -.1118869    .003332   -12.57   0.000    -.1475356   -.0784175
                 y2 |    .002133   .0081027     0.26   0.000    -.0137479     .018014
                 y3 |    .003699   .0097889     0.38   0.000     -.015487     .022885
                 y4 |   .0126327   .0132625     0.95   0.000    -.0133612    .0386267
                 y5 |  -.0018282   .0180041    -0.10   0.000    -.0371156    .0334593
              _cons |   11.03963   .0974196   113.32   0.000     10.84869    11.23057
```

Druga specifikacija

```
Linear regression                               Number of obs     =  2,261,138
                                                F(7, 2261121)     =  18,789.29
                                                Prob > F          =     0.0000
                                                R-squared         =     0.1960
                                                Root MSE          =     3.6137
                    |               Robust
                  S | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
--------------------+------------------------------------------------------------------
     TeacherSalary |   .0002812   3.89e-06     7.22   0.000     .0000357    .0003204
               Gini |  -.1186223   .0023297    -3.70   0.000    -.1318613   -.1040539
       EarlyLeavers |  -.1330494   .0035105    -9.41   0.000    -.1561689   -.1099299
                 y2 |   .0021381   .0085152     0.51   0.012     .0004691    .0038078
                 y3 |   .0046598    .010141     0.60   0.000     .0002672    .0066474
                 y4 |   .0087207    .012644     0.90   0.000     .0062421    .0111984
                 y5 |    .009095   .0137629     0.61   0.000     .0063981    .0117930
              _cons |   11.19515   .0999055   112.06   0.000     10.99934    11.39096
```

Treća specifikacja

```
Linear regression                               Number of obs     =  2,261,138
                                                F(8, 2261129)     =  17,510.53
                                                Prob > F          =     0.0000
                                                R-squared         =     0.2598
                                                Root MSE          =     3.6141
                    |               Robust
                  S | Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
--------------------+------------------------------------------------------------------
                 c1 |   .9360036   .0150683    62.12   0.000     .9064701     .965537
                 c2 |   1.072449   .0129618    82.74   0.000     1.017854    1.070452
                 c3 |   .9480235   .0157958    60.02   0.000     .9170642    .9789828
                 c4 |   .2117468   .0083706    25.30   0.000     .1953408    .2281527
                 c5 |   2.347929   .0083052   282.70   0.000     2.331651    2.364207
                 c6 |  -.7097712   .0081024   -87.60   0.000    -.8938908   -.6256516
                 c7 |   2.078677   .0130775    82.48   0.000     2.053046    2.104309
                 c8 |   1.168088   .0094609   123.47   0.000     1.149545     1.18663
              _cons |   11.35172   .0062951  1803.25   0.000     11.33938    11.36405
```

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka i podataka Eurostata

Tabela A4.3: Ocena uticaja makrofaktora okolnosti na ostvaren broj poena na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u 2018. godini

Prva specifikacija

```
Linear regression                               Number of obs     =     53,729
                                                F(3, 53720)       =   1,639.20
                                                Prob > F          =     0.0000
                                                R-squared         =     0.1790
                                                Root MSE          =     96.736
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
ReadingScore |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
 Expenditure |   .0154731   .0007859     3.15   0.002     .0113276    .0170135
        Gini |  -5.196316   .1967645   -11.16   0.000    - 7.581976  -3.810656
   ClassSize |  -6.294727   .7661106    -8.22   0.000     -7.79631   -4.793144
       _cons |   586.8293   16.35978    35.87   0.000      554.764    618.8946
```

Druga specifikacija

```
Linear regression                               Number of obs     =     53,729
                                                F(3, 53720)       =   1,639.20
                                                Prob > F          =     0.0000
                                                R-squared         =     0.1990
                                                Root MSE          =     96.736
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
 ReadingScore |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
--------------+----------------------------------------------------------------
TeacherSalary |   .0184592   .0001715     5.01   0.000     .0152318    .0219538
   Inequality |  -4.894738   .1733993   -10.93   0.000     -6.234602  -3.554874
    ClassSize |  -5.204407   .5025655   -10.36   0.000     -6.18944   -4.219375
        _cons |    560.516    11.9405    46.94   0.000     537.1125    583.9194
------------------------------------------------------------------------------
Linear regression                               Number of obs     =     53,729
                                                F(8, 53720)       =     639.20
                                                Prob > F          =     0.0000
                                                R-squared         =     0.2099
                                                Root MSE          =     96.736
```

Treća specifikacija

```
             |               Robust
ReadingScore |  Coefficient  std. err.      t    P>|t|     [95% conf. interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
          c1 |  -16.32828   1.826991    -8.94   0.000     -19.9092   -12.74736
          c2 |   67.11627   1.680415    39.94   0.000     63.82264     70.4099
          c3 |   37.87132   1.616836    23.42   0.000     34.70231    41.04034
          c4 |   43.38934   1.796893    24.15   0.000     39.86741    46.91126
          c5 |   73.47187   1.755123    41.86   0.000     70.03181    76.91192
          c6 |  -12.08909   1.791734    -6.75   0.000     -15.6009   -8.577274
          c8 |   20.65293   1.763365    11.71   0.000     17.19672    24.10914
          c9 |   40.04234   1.675119    23.90   0.000     36.75909    43.32559
       _cons |   439.6541   1.187203   370.33   0.000     437.3272     441.981
```

Izvor: proračun autora na osnovu OECD podataka i podataka Eurostata

Tabela A4.4: Ocena uticaja lokacije na šanse da će pojedinac biti visokoobrazovan za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u periodu od 2015. do 2019. godine (ukupna populacija 20-64)

Logistic regression — Number of obs = 2,261,138
Wald chi2(8) = 62798.27
Prob > chi2 = 0.0000
Log pseudolikelihood = -1064494.8 — Pseudo R2 = 0.1840

HighEducation	Odds ratio	Robust std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
c1	1.118202	.0239262	5.22	0.000	1.072277	1.166093
c2	.479746	.0121667	28.96	0.000	.4564826	.504195
c3	1.396571	.0256022	18.22	0.000	1.347283	1.447663
c4	.6394139	.0161255	17.73	0.000	.608577	.6718134
c5	2.486748	.0356511	63.54	0.000	2.417845	2.557613
c6	-.6111802	.0175626	-17.13	0.000	.5777095	.6465902
c7	1.404043	.0424045	11.24	0.000	1.323344	1.489664
c8	.9421794	.0217701	2.58	0.010	.9004626	.9858289
_cons	.1314004	.0084732	31.47	0.000	.1157999	.1491027

Average marginal effects — Number of obs = 2,261,138
Model VCE: Robust

	dy/dx	Delta-method std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
c1	.0166163	.0031823	5.22	0.000	.0103791	.0228536
c2	.1092415	.0037707	28.97	0.000	.0966319	.1118511
c3	.0496786	.0027266	18.22	0.000	.0443347	.0550226
c4	.0166512	.0037502	17.74	0.000	.0073862	.0291621
c5	.1454889	.0021293	63.63	0.000	.1213156	.1596622
c6	-.0732289	.0042733	-17.14	0.000	-.0816045	-.0648533
c7	.1204722	.004492	11.24	0.000	.0916682	.1592763
c8	.0885837	.0034365	2.58	0.010	.0555936	.1021229

Izvor: proračun autora na osnovu LFS podataka

Tabela A4.5: Ocena uticaja lokacije na šanse da će učenik postići izvanredne rezultate na PISA testiranju u domenu čitalačke pismenosti za Srbiju i izabrane zemlje Centralne i Istočne Evrope u 2018. godini

Logistic regression					Number of obs =	53,729
					Wald chi2(8) =	1146.37
					Prob > chi2 =	0.0000
Log pseudolikelihood = -11407.564					Pseudo R2 =	0.1554
		Robust				
TopScore	Odds ratio	std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
c1	.7771628	.0939543	-2.09	0.037	.6132067	.9849567
c2	4.781161	.400213	18.69	0.000	4.057724	5.633577
c3	1.644034	.1577758	5.18	0.000	1.362141	1.984264
c4	2.371836	.2244387	9.13	0.000	1.970327	2.855163
c5	4.961889	.4238277	18.75	0.000	4.197013	5.866159
c6	.4296179	.0640742	-5.66	0.000	.3207247	.575483
c8	1.811092	.1743071	6.17	0.000	1.499745	2.187075
c9	2.26615	.2077848	8.92	0.000	1.893395	2.712288
_cons	.028318	.0021286	-47.42	0.000	.0244388	.032813
Average marginal effects					Number of obs =	53,729
Model VCE: Robust						
		Delta-method				
	dy/dx	std. err.	z	P>|z|	[95% conf.	interval]
c1	-.0136858	.0065658	-2.08	0.037	-.0265546	-.000817
c2	.0849404	.0046708	18.19	0.000	.0757858	.0940949
c3	.0269884	.0052234	5.17	0.000	.0167508	.0372261
c4	.0468849	.0051765	9.06	0.000	.036739	.0570307
c5	.1186954	.0047658	18.25	0.000	.0876137	.1496295
c6	-.045864	.0081245	-5.65	0.000	-.0617877	-.0299403
c8	.0322421	.0052439	6.15	0.000	.0219642	.0425199
c9	.0444104	.0050145	8.86	0.000	.0345822	.0542386

.

Izvor: proračun autora na osnovu OECD podataka

Biografija autora

Nemanja Vuksanović je rođen u Beogradu 1990. godine. Diplomirao je jula 2013. godine na Ekonomskom fakultetu u Beogradu sa prosečnom ocenom 9,85, kao najbolji student smera Ekonomska analiza i politika. Stipendista je Fonda za mlade talente i Grada Beograda za talentovane studente za 2012. i 2013.godinu. Oktobra 2013. godine upisao je master studije na istom fakultetu na modulu Ekonomska analiza i politika, na kojem je ostvario prosečnu ocenu 10,00. Jula 2015. godine odbranio je master rad pod naslovom *Analiza i ocena efekata vršnjačkog uticaja na obrazovna postignuća: empirijska analiza za Srbiju*. Doktorske studije upisao je, na istom fakultetu, 2016. godine – studijski program Ekonomija, na kojima je položio ispite sa ostvarenom prosečnom ocenom 9,90. Dobitnik je *Sasakawa Young Leaders Fellowhip Fund* stipendije Tokio fondacije za 2020. godinu za najbolje studente doktorskih studija, kao i nagrade *Sylff Research Abroad without Overseas Travel for FY2021* za 2021. godinu koja se dodeljuje u svrhe izrade doktorske disertacije. Tokom doktorskih studija dodatno se usavršavao tokom boravka u Barseloni 2018. godine na kursu *Labour Economics – Economics of Education*, organizovanom od strane *Barcelona Graduate School of Economics (BGSE) i Harvard University*, i Lisabonu 2017. godine na kursu *Policy Evaluation and Structural Equation Models using Stata*, organizovanom od strane *Lisbon School of Economics and Management (ISEG) Timberlake Consultants.* Od aprila 2014. godine zaposlen je na Ekonomskom fakultetu u Beogradu, gde na osnovnom programu predaje na predmetima Osnovi ekonomije i Savremeni ekonomski sistemi, a na međunarodnom programu *Economics and Finance* koji se organizuje u saradnji sa *London School of Economics (LSE)* izvodi nastavu na predmetu *Introduction to Economics*. Od 2016. godine radi kao istraživač pri Fondaciji za razvoj ekonomske nauke. Glavne oblasti interesovanja i istraživanja su ekonomija obrazovanja i ekonomija rada, u okviru kojih je objavio značajan broj naučnih radova u učestovao u većem broju naučnih konferencija. Učestovao je u nemalom broju istraživačkih projekata finansiranih od strane domaćih i međunarodnih institucija i organizacija. Mnogi od ovih projekata pokrivaju područja istraživanja koja se odnose na vezu obrazovanja i zaposlenosti, tržišta rada i procesa kreiranja obrazovnih politika, kao i pitanja koja se tiču socijalne inkluzije mladih. Poseduje naučno i primenjeno istraživačko iskustvo u analizi podata i kreiranju javnih politika zasnovanih na ovim podacima, a koje se tiču reforme obrazovnog sistema. Najrelevantniji projekti na kojima je učestvovao ili učestvuje su: *Development of policy recommendations in the area of education based on open data and research findings (Social Inclusion and Poverty Reduction Unit of the Government of the Republic of Serbia and MoESTD, Junior expert), (2) Study on the youth situation in the SEET countries (European Training Foundation, Junior Expert), (3) Interdisciplinary short cycle programs in public policy making and analysis (Erasmus + KA 2, Junior Expert).*

Prilog 1

Izjava o autorstvu

Ime i prezime autora Nemanja Vuksanović
Broj indeksa 153006

Izjavljujem da je doktorska disertacija pod naslovom

Uloga obrazovanja na tržištu rada i nejednake obrazovne šanse: empirijska analiza za Srbiju i zemlje Centralne i Istočne Evrope

1. rezultat sopstvenog istraživačkog rada,
2. da predložena disertacija u celini ni u delovima nije bila predložena za dobijanje bilo koje diplome prema studijskim programima drugih visokoškolskih ustanova,
3. da su rezultati korektno navedeni i
4. da nisam kršio autorska prava i koristio intelektualnu svojinu drugih lica.

Beograd, 2022

Nemanja Vuksanović

Prilog 2.

Izjava o istovetnosti štampane i elektronske verzije doktorskog rada

Ime i prezime autora	Nemanja Vuksanović
Broj indeksa	153006
Studijski program	Ekonomija
Naslov rada	*Uloga obrazovanja na tržištu rada i nejednake obrazovne šanse: empirijska analiza za Srbiju i zemlje Centralne i Istočne Evrope*
Mentor	Jelena Žarković-Rakić

Izjavljujem da je štampana verzija moje doktorske disertacije istovetna elektronskoj verziji koju sam predao 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.

Beograd, 2022

Nemanja Vuksanović

Prilog 3.

Izjava o korišćenju

Ovlašćujem Univerzitetsku biblioteku „Svetozar Marković“ da u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu unese moju doktorsku disertaciju pod naslovom:

Uloga obrazovanja na tržištu rada i nejednake obrazovne šanse: empirijska analiza za Srbiju i zemlje Centralne i Istočne Evrope

koja je moje autorsko delo.

Disertaciju sa svim prilozima predao sam u elektronskom formatu pogodnom za trajno arhiviranje. Moju doktorsku disertaciju pohranjenu u Digitalni repozitorijum Univerziteta u Beogradu mogu da koriste svi koji poštuju odredbe sadržane u odabranom tipu licence Kreativne zajednice (*Creative Commons*) za koju sam se odlučio.

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

Beograd, 2022

Nemanja Vuksanović