



Net international migration: A panel analysis of economic determinants

Ivana Ostojić¹ | Predrag Petrović¹ | Goran Nikolić²

¹Institute of Social Sciences, Centre for Economic Research, Republic of Serbia

²Institute of European Studies, Republic of Serbia

Correspondence:

Predrag Petrović, Senior Research Associate, Institute of Social Sciences, Centre for Economic Research, Republic of Serbia.

E-mail:

ppetrovic@idn.org.rs

Extended abstract

Various factors can motivate and encourage individuals to leave their country of origin and engage in the process of international migration. Large migration flows over the past few years, which are a consequence of the so-called refugee crisis in 2015, have resulted in a significant increase in academic interest in international migration. Although many factors can encourage international migration, people's desire to increase their standard of living is undoubtedly one of the most important causes.

This empirical study analyses the economic determinants of net international migration. It was conducted using techniques of econometric analysis of panel data on an extensive balanced panel data sample covering 136 countries over a period of 30 years (1990–2019). Although this study focuses on the analysis of the economic determinants of net international migration, it is necessary to point out that in this case it is not a one-way impact. Apart from the fact that economic indicators affect international migration, it is indisputable that there is an effect in the opposite direction, i.e. that migration flows significantly affect the economic performance of the origin and destination country. This influence can be realised through different mechanisms. The potential presence of reverse causality generates a problem of potentially endogenous regressors, which must be considered when selecting model estimation techniques.

The estimation of the models was performed using the following two techniques that allow cross-section dependence: (i) *standard common correlated effects pooled estimator* (CCEP), which is based on the application of the ordinary least squares method; and (ii) *modified common correlated effects pooled estimator*, which is based on the application of the two-stage least squares method, allowing the presence of endogenous regressors.

The obtained findings suggest that the impact of the unemployment rate on net international migration is negative. Estimates generated by the standard CCEP technique (as well as by the modified CCEP technique) show that an increase in the unemployment rate of 1% results in a decrease in net international migration by about 0.03 migrants (0.06 migrants) per 1,000 inhabitants. Education has a positive impact on net international migration. The standard CCEP technique (modified CCEP technique) points to the fact that a 1% increase in education results in an increase in net international migration of about 0.01–0.02 migrants (0.003 migrants) per 1,000 inhabitants. The level of development of the migrant network has a positive effect on net international migration. The standard and modified CCEP technique show that increasing the stock of migrants by 1% increases net international migration by about 0.04–0.05 migrants, i.e. by about 0.01 migrants per 1,000 inhabitants. Finally, estimates obtained using the standard CCEP technique suggest that a 1% increase in *per capita* gross domestic product (*GDPpc*) results in an increase in net international migration of about 0.01 migrants per 1,000 inhabitants, while the results of the modified and more credible CCEP technique show that growth in *GDPpc* by 1% implies a decrease in net international migration by about 0.02 migrants per 1,000 inhabitants. The negative effect of *GDPpc* could be rationalised by the existence of an inverted-*U* relationship between *GDPpc* and emigration (*mobility transition curve*). Acceptance of such an explanation requires that the following conditions be met: (i) there is an inverted-*U* relationship between emigration and *GDPpc*; (ii) the countries in the sample fit within the growing part of this relationship; and (iii) when *GDPpc* grows, emigration increases absolutely more than immigration.

Keywords:

net international migration, emigration, immigration, per capita gross domestic product, migrant networks

Neto međunarodne migracije: panel analiza ekonomskih determinanti

Sažetak

Ovo empirijsko istraživanje bavi se analizom ekonomskih determinanti neto međunarodnih migracija i sprovedeno je upotrebom ekonometrijskih tehnika na panel uzorku koji obuhvata 136 zemalja i vremenski period od 30 godina (1990–2019). Dobijeni nalazi upućuju na zaključak da je uticaj stope nezaposlenosti na neto međunarodne migracije negativan, odnosno da rast stope nezaposlenosti za 1% rezultuje smanjenjem neto međunarodnih migracija za oko 0,03 migranta, odnosno za oko 0,06 migranata na 1.000 stanovnika u zavisnosti od toga da li se koristi manje pouzdana ili kredibilnija metoda ocenjivanja, respektivno. Obrazovanje vrši pozitivan uticaj na neto međunarodne migracije. Primena standardne i pouzdanije metode ocenjivanja pokazuje da povećanje obrazovanja za 1% rezultuje porastom neto međunarodnih migracija za oko 0,01–0,02 migranta, odnosno za 0,003 migranta na 1.000 stanovnika, respektivno. Takođe, stepen razvijenosti migrantske mreže ima pozitivan efekat na neto međunarodne migracije. Standardna i kredibilnija tehnika ocenjivanja pokazuju da uvećanje brojnog stanja migranata za 1% povećava neto međunarodne migracije za oko 0,04–0,05 migranata, odnosno za oko 0,01 migranta na 1.000 stanovnika, respektivno. Konačno, ocene dobijene upotrebom manje kredibilne tehnike ocenjivanja sugerišu da porast *per capita* bruto domaćeg proizvoda za 1% rezultuje povećanjem neto međunarodnih migracija za oko 0,01 migranta na 1.000 stanovnika. Ipak, primena metoda ocenjivanja koji nudi verodostojnije nalaze pokazuje da rast *per capita* bruto domaćeg proizvoda za 1% implicira smanjenje neto međunarodnih migracija za oko 0,02 migranta na 1.000 stanovnika. Ovakav uticaj bi se mogao objasniti postojanjem relacije između bruto domaćeg proizvoda i emigracija koja ima oblik invertovanog latiničnog slova *U*.

Ključne reči:

neto međunarodne migracije, emigracije, imigracije, *per capita* bruto domaći proizvod, migrantska mreža

1 UVOD

Različite determinante mogu motivisati i podstaći pojedince da napuste zemlju porekla i da se uključe u proces međunarodnih migracija. Brojna su istraživanja koja analiziraju odrednice međunarodnih migracija. Faktori koji utiču na međunarodne migracije odlikavaju društveno–ekonomske karakteristike zemalja porekla i zemalja destinacija (Winter 2020: 208–210). Neke od karakteristika zemalja porekla koje utiču na veće emigracije jesu: visoka nezaposlenost, nizak dohodak, nezadovoljavajući politički uslovi, korupcija, terorizam, nepovoljni klimatski uslovi itd. Među karakteristike zemalja destinacija koje utiču na imigracije možemo svrstati: ekonomsku razvijenost (visinu dohotka) i blagostanje, razvijenost migrantskih mreža, kvalitet obrazovanja, stavove stanovništva prema imigrantima, imigracionu politiku itd. Takođe na migracione tokove mogu uticati i faktori poput kulturne različitosti, rodne nejednakosti, jezičke bliskosti, verskih ubeđenja itd. Svi faktori koji podstiču međunarodne migracije mogu biti svrstani u dve grupe: (i) odbojne faktore (*push factors*) i (ii) privlačne faktore (*pull factors*). Drugim rečima, međunarodne migracije mogu biti podstaknute: (i) pogoršanjem ekonomskih, političkih, demografskih, socijalnih i drugih uslova u zemlji porekla (delovanje odbojnih faktora) i (ii) poboljšanjem navedenih faktora (uslova) u zemlji potencijalnoj destinaciji (uticaj privlačnih faktora).

Veliki migracioni tokovi u poslednjih nekoliko godina rezultovali su porastom interesovanja za međunarodne migracije. U 2017. godini ukupan broj migranata na globalnom nivou iznosio je 258 miliona lica, od kojih je 78 miliona živelo u Evropi (Winter 2020: 208). Imigracioni tokovi u Evropsku uniju (EU) dostigli su svoj vrhunac pojavom takozvane izbegličke krize

2015. godine, čime je značajno podignut stepen akademskog interesovanja za ovu temu. Novonastali talas migracija nametnuo je dilemu da li je zaista reč o izbeglicama ili je ovaj fenomen prouzrokovan ekonomskim faktorima. Debata o uzrocima međunarodnih migracija nužno zahteva da se odgovori na pitanje koliki je doprinos ekonomskih determinanti.

Iako mnogi faktori mogu predstavljati uzroke međunarodnih migracija, u nekim izvorima literature se ističe stav da je želja za većim životnim standardom najznačajniji među njima (Ravenstein 1889: 286). Winter (2020) je analizirao političke i ekonomske determinante imigracija u EU u periodu 1998–2016. Dobijeni rezultati pokazuju da poboljšanje uslova života u zemlji porekla vrši dva simultana kontradiktorna uticaja. Preciznije, poboljšanje ekonomskih uslova u zemlji porekla olakšava prevazilaženje materijalnih prepreka za emigracije (*feasibility hypothesis*), ali ujedno i smanjuje ekonomsko zaostajanje za zemljama destinacijama, što umanjuje ekonomski podsticaj za potencijalne emigrante (*incentive hypothesis*). Nalazi ove studije sugerišu da su ekonomske determinante migracija značajnije od političkih faktora.

Arif (2020) je proširio postojeću empirijsku literaturu posvećenu determinantama migracija uključujući u analizu, pored ekonomskih i političkih uslova, i socijalne faktore koji su prethodno bili zanemareni. Nalazi do kojih je došao pokazuju da je poboljšanje ekonomskih, političkih i socijalnih uslova značajan privlačni faktor (*pull factor*). Migranti se kreću ka zemljama gde su ekonomski, politički i socijalni uslovi bolji, premda se intenzitet uticaja pomenutih uslova razlikuje. Ekonomske slobode su najvažniji faktor koji privlači migracije, nakon kojeg slede politički i socijalni faktori. Među odbojnim determinantama najznačajniji su ekonomski i so-

cijalni uslovi, dok su politički faktori neuporedivo manje relevantni. Osim toga, obrazovani migranti više reaguju na uticaje navedenih faktora. Ekonomske slobode kvantifikovane indeksom svetskih ekonomskih sloboda (*Economic Freedom of the World index*), koji obuhvata pet važnih komponenti (veličinu vlade, pravnu strukturu i imovinska prava, pristup finansijskim sredstvima, slobodu međunarodne trgovine i stepen regulacije tržišta), ističu se kao faktor koji najviše podstiče međunarodne migracije, budući da ukazuju na prisustvo većih ekonomskih mogućnosti za migrante.

Franc, Čeh Časni i Barišić (2019) analizirale su efekte proširenja EU na migracije između istoka i zapada, kao i efekte na njihova tržišta rada. Proširenje EU 2004. godine obuhvatilo je posttranzicione zemlje koje su bile manje ekonomski razvijene od tadašnjih članica Evropske unije. Ova razlika u ekonomskoj razvijenosti podstakla je migracione tokove u ovom regionu. Pomenuto proširenje jeste događaj koji je poslužio za analizu najvažnijih ekonomskih determinanti migracija unutar EU. Dobijeni rezultati su pokazali da se stopa emigracije brzo menja pod uticajem promene *per capita* BDP-a i stope nezaposlenosti mlade populacije u zemlji destinaciji. Ovakva kretanja pokazuju da međunarodne migracije značajno utiču na sposobnost ponude rada da se prilagodi fluktuacijama ekonomske aktivnosti. Drugim rečima, u fazi ekonomskog prosperiteta i privrednog rasta, kada se tražnja za radom povećava, dolazak imigranata omogućuje da se ponuda rada poveća i prilagodi rastućoj tražnji za radom. Takođe, kada se privreda nalazi u recesiji (privredna aktivnost opada i nezaposlenost raste) tražnja za radom se smanjuje, a odlazak emigranata omogućuje da se ponuda rada smanji i prilagodi opadajućoj tražnji.

Analiza veze između tržišta rada i migracija unutar EU takođe je generisala značajne rezultate (Migali 2018). Glavni nalaz ove analize pokazuje da veća zastupljenost (gustina) radničkih sindikata u zemlji destinaciji utiče na manji priliv migranata. Istovremeno, zaštita zaposlenih (koja se prevashodno odnosi na zahtevnost pravne regulative koja uređuje potpisivanje različitih vrsta ugovora o radu na određeno vreme), shodno rezultatima studije, nema jasan efekat na migraciona kretanja unutar EU. Upotreba različitih strategija modelovanja i modifikovanih specifikacija empirijskih modela potvrdila je glavne nalaze. Zaštita zaposlenih u zemlji porekla nije visoko statistički signifikantna odrednica, dok se negativan efekat zastupljenosti radničkih sindikata ne dovodi u pitanje. Ovakvi rezultati ukazuju na činjenicu da rast zastupljenosti radničkih sindikata negativno utiče na disperziju zarada u zemlji destinaciji, a time i na manji priliv migranata. Zaključak studije jeste da je pristup tržištu rada znatno teži u zemljama u kojima su relativno više zastupljeni radnički sindikati, budući da su postojeći radnici (radnici insajderi) u takvim zemljama više zaštićeni.

U nekim radovima ispitivani su uzroci relacije između emigracija i ekonomskog razvoja, koja ima oblik invertovanog latiničnog slova *U* (Dao i dr. 2018). Kriva ovakvog oblika (*mobility transition curve*) privlači veliku pažnju upravo zbog njenog uzlaznog (rastućeg) dela, odnosno zbog onog dela krive koji sugeriše stav da povećanje nivoa ekonomske razvijenosti utiče na rast emigracija. Kao najčešće objašnjenje za pozitivan uticaj ekonomskog razvoja na emigracije navodi se postojanje finansijskih ograničenja za potencijalne emigrante, koja se ekonomskim razvojem lakše prevazilaze. Ipak, rezultati ove studije pokazuju da je uticaj finansijskih ograničenja, iako relevantan za

najsiromašnije zemlje, prilično limitiran. Uzlazni deo krive se u daleko većoj meri može objasniti obrazovnom strukturom populacije i makroekonomskim faktorima, odnosno faktorima koji se značajno menjaju tek na dugi rok.

U literaturi postoje pokušaji da se kvantifikuje monetarni ekvivalent za migracije u kulturno različite (udaljene) oblasti (Flack, Lameli i Ruhose 2018). Kulturna različitost (udaljenost) kvantifikovana je pomoću istorijskih podataka koji opisuju različitost (udaljenost) dijalekata. Naime, indeks različitosti dijalekata (indeks udaljenosti dijalekata – *dialect distance index*) ima nultu vrednost ukoliko su dijalekti za dve zemlje identični i jediničnu vrednost ukoliko su dijalekti potpuno različiti (maksimalno udaljeni). Uzimajući u obzir geografsku distancu i individualne karakteristike migranata (koje su aproksimirane dinamikom zarada pre migracija) autori sugerišu da migranti zahtevaju premiju zarade između 1% i 1,5% kako bi prihvatili povećanje kulturne različitosti (udaljenosti) za jednu standardnu devijaciju. Drugim rečima, da bi se potencijalni migranti opredelili da migriraju u kulturno različite regione potrebno je da budu dodatno finansijski nagrađeni kroz premiju zarade. Ovakav rezultat implicitno pokazuje da su ekonomski uzroci migracija veoma naglašeni.

Veliki značaj ekonomskih faktora u oblikovanju međunarodnih migracija potvrđen je i u drugim studijama. Shodno Simpsonovim (2017) nalazima u prvi plan se ističu razlike u dohotku između zemalja, razlike u poreskoj politici i politici vladinih transfera (davanja) u oblasti zdravstvene zaštite i osiguranja u slučaju nezaposlenosti (programi socijalnog osiguranja kao što su programi pomoći u slučaju nezaposlenosti i lak pristup kvalitetnoj zdravstvenoj zaštiti), razlike u politici vladinih transfera u oblasti obrazovanja (lak-

ši pristup kvalitetnijem obrazovanju), razlike u mogućnosti transfera zarade, kao i brojni drugi makroekonomski uslovi u zemlji i inostranstvu.

Rezultati analize neto međunarodnih migracija u siromašnim i bogatim zemljama članicama EU u periodu 2000–2013. pokazali su da postoje izvesne sličnosti i razlike između posmatranih grupa zemalja u pogledu uticaja pojedinih odrednica (Mihi-Ramírez, Kumpikaitė-Valiūnienė i Cuenca-García 2017). Primera radi, uticaj visine zarada, ekonomskih nejednakosti i proporcije siromašnih može biti pozitivan ili negativan zavisno od nivoa ekonomske razvijenosti posmatrane zemlje. Nezaposlenost jeste determinanta sa negativnim uticajem na neto međunarodne migracije, ali je njen uticaj izraženiji u bogatim nego u siromašnijim EU članicama. Ekonomske slobode imaju pozitivan efekat na neto migracije u svim zemljama, ali je značaj ovog efekta veći u siromašnijim zemljama. Takođe, priliv stranih direktnih investicija je negativno korelisan sa neto migracijama u obe grupe zemalja, s tim što je taj efekat naglašeniji u siromašnijim zemljama.

Nejad i Young (2016) su istraživali uticaj kvaliteta političkih i ekonomskih institucija na migracione tokove u 77 zemalja. Nalazi pokazuju da su ekonomske slobode veoma važan faktor privlačenja migranata. Kontrola uticaja ovog faktora dovodi u pitanje statističku signifikantnost mera kvaliteta političkih institucija. Rezultati su veoma slični za poduzorke koji su sačinjeni od fakultetski obrazovanih osoba i onih koji to nisu. Unapređenje pravnog sistema i vlasničkih prava jeste najznačajniji faktor koji privlači potencijalne migrante.

Clemens (2014) je ispitivao literaturu koja u fokusu ima relaciju između emigracija i nivoa ekonomske razvijenosti. Autor polazi od osnovne ekonomske teorije da

rast dohotka u zemljama u razvoju deku- ražira emigracije. Nasuprot ovoj teoriji, Klemens ističe činjenicu da bogata litera- tura i noviji podaci ukazuju na prisustvo veze koja ima oblik invertovanog latinič- nog slova *U* (*mobility transition curve*). U skladu sa takvim nalazima emigracije ra- stu sa ekonomskim razvojem sve dok ze- mlja ne dostigne gornji srednji nivo do- hotka, nakon čega počinju da opadaju. Klemens takođe daje kratak pregled istra- živanja realizovanih u poslednjih 45 godi- na, koja su iznedrila šest različitih teorija o razlozima i uzrocima postojanja ovakve veze. Prisustvo i karakteristike posmatra- ne relacije testirane su u prikazanoj lite- raturi na makro i mikro podacima.

U pojedinim radovima je analiziran efekat koji društveno-ekonomske i insti- tucionalne determinante imaju na izbor lokacije od strane migranata (Geis, Uebel- messer i Werding 2013). Na osnovu pri- mene mikro podataka za Francusku, Ne- mačku, Ujedinjeno Kraljevstvo i SAD, doš- lo se do rezultata koji potvrđuju konven- cionalne stavove o uticaju zarada, migracione mreže i stope nezaposlenosti. Takođe, rasprostranjenost radničkih sindi- kata i naknade za nezaposlene imaju negativan uticaj na odluku da se migrira u određenu zemlju, ali, istovremeno, po- tencijalno pozitivan uticaj na odluku da se ostane u njoj. Ujedno, poreski klin (razlika između bruto plate i neto plate koju pri- ma zaposleni) i odnos penzija i plata ima- ju negativan efekat na migracije u odre- đenu zemlju, pri čemu poslednja varijabla ima pozitivan efekat na odluku da se u njoj ostane. Konačno, kvalitet zdravstve- ne nege i obrazovnog sistema imaju po- zitivan uticaj na odluku da se emigrira u posmatranu zemlju.

Piotrowski i Tong (2010) su analizirali ekonomske i neekonomske determinante povratnih migracija na uzorku mladih po- vratnih migranata iz emigracione oblasti

Nang Rong na Tajlandu. Rezultati istraži- vanja su pokazali da ekonomski i neeko- nomski faktori imaju nezavisan uticaj na povratne migracije, koji je približno istog intenziteta. Prema ovoj studiji povratni migranti su više zastupljeni među manje obrazovanim migrantima. Takođe, neeko- nomski institucionalni faktori, naročito postojanje porodice, jesu značajne odred- nice povratnih migracija. Ukoliko migran- ti održavaju familijarne veze sa decom, bračnim partnerom ili drugim članovima porodice veća je verovatnoća da će postati povratni migranti.

Konačno, rezultati ispitivanja determi- nanti imigracija u 14 OECD zemalja u vre- menskom periodu od 1980. do 1995. po- kazuju da viši dohodak u zemlji destinaci- ji značajno povećava priliv imigranata (Mayda 2010). Ujedno, efekat dohotka u zemlji porekla retko je negativan, a i kada jeste, slabiji je po intenzitetu od uticaja dohotka u zemlji destinaciji i neretko je nesignifikantan.

Ova studija se bavi analizom ekonom- skih determinanti neto međunarodnih migracija i sačinjena je iz pet delova. U drugom delu rada prikazani su metodički okvir i najvažnije informacije koje se tiču korišćenih podataka. Treći i četvrti deo obuhvataju empirijske rezultate i njihovu diskusiju, dok su u petom delu rada izne- ti najvažniji zaključci do kojih se došlo, kao i ključni doprinos ove analize raspoloživoj empirijskoj literaturi.

2 METOD

Empirijska studija ekonomskih determi- nanti neto međunarodnih migracija spro- vedena je na obimnom balansiranom pa- nel uzorku koji obuhvata 136 zemalja (Prilog A) i vremenski period od 30 godina (1990–2019). Podaci neophodni za izvo- đenje analize preuzeti su iz ukupno četiri

baze podataka, od čega tri baze podataka pripadaju Svetskoj banci (*World Development Indicators*; *Population estimates and projections* i *Education Statistics – All Indicators*), dok jedna baza podataka pripada Odeljenju za stanovništvo Departmana za ekonomska i socijalna pitanja Sekretarijata Ujedinjenih nacija (*The Population Division of the Department of Economic and Social Affairs of the United Nations Secretariat*).

Specifikacija empirijskog modela na kome se zasniva ova analiza preuzeta je iz studije čiji je autor Jennissen (2003) i ima sledeći oblik:

$$NIM_{it} = \beta_{0,i}D_{it} + \beta_1Ln(BDPpc)_{it} + \beta_2Ln(UN)_{it} + \beta_3Ln(ED)_{it} + \beta_4Ln(MS)_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

gde *NIM* reprezentuje stopu neto međunarodnih migracija izraženu na hiljadu stanovnika; *BDPpc* označava *per capita* bruto domaći proizvod izražen u konstantnim američkim dolarima iz 2017. godine primenom pariteta kupovnih snaga; *UN* predstavlja stopu nezaposlenosti izraženu kao procenat ukupne radne snage (modelovana procena Međunarodne organizacije rada); *ED* reprezentuje prosečan broj godina obrazovanja koje su završili stanovnici stariji od 25 godina; *MS* jeste brojno stanje međunarodnih migranata izraženo kao procenat ukupne populacije; *D* označava matricu determinističkih komponenti modela (konstanta i linearni vremenski trend); $\beta_{0,i}, \dots, \beta_4$ jesu parametri modela koje treba oceniti. Stopa neto međunarodnih migracija izračunata je kao razlika između ukupne promene broja stanovnika (izražene na hiljadu stanovnika) i stope prirodnog priraštaja (izražene na hiljadu stanovnika). Takođe, podaci o edukaciji i brojnom stanju međunarodnih migranata dostupni su za svaku petu godinu. Nedostajuće opservacije su procenjene primenom geometrijskih

(prosečnih godišnjih) stopa rasta izračunatih za petogodišnje potperiode.

U skladu sa neoklasičnom ekonomskom teorijom migracioni tokovi između dve zemlje zavise od razlike u visini realnih zarada koje su za njih karakteristične. Drugim rečima, ukoliko se realna zarada u posmatranoj zemlji poveća u odnosu na realnu zaradu u nekoj drugoj zemlji to bi trebalo da podstakne imigracije u posmatranu zemlju i da destimuliše emigracije iz nje, odnosno da poveća neto međunarodne migracije. Dakle, očekuje se pozitivan efekat diferencijala u realnim zaradama na neto migracije. Konceptualni okvir

koji je formulisan u ovoj studiji ne omogućava testiranje neoklasične ekonomske teorije, budući da su kao zavisna promenljiva korišćeni podaci o neto međunarodnim migracijama između posmatrane zemlje i ostatka sveta, te da su ove vrednosti zapravo agregirane vrednosti neto međunarodnih migracija na bilateralnoj osnovi. Diferencijali realnih zarada mogu biti korišćeni za testiranje neoklasične ekonomske teorije jedino ukoliko se kao zavisna promenljiva upotrebe vrednosti neto migracija na bilateralnom nivou (između posmatrane zemlje i ostalih zemalja pojedinačno). Ipak, upotreba ovakvih podataka jeste veoma otežana zbog njihove oskudne raspoloživosti, koja autore primorava da analize zasnuju ili na podacima preseka, čime se zanemaruju varijacije tokom vremena, ili na panel uzorcima sa veoma malom vremenskom dimenzijom. Prihvatajući koncept koji je konstruisao Jennissen (2003) diferencijal realnih zarada zamenjen je realnim *per capita* BDP-om za posmatranu zemlju. Povećanje *per capita* BDP-a u posmatranoj zemlji trebalo bi da stimuliše imigracije i destimuliše emigracije, odnosno da uveća

neto međunarodne migracije. Ovakva konceptualna modifikacija počiva na pretpostavci da je realni *per capita* BDP direktno korelisan sa diferencijalom realnih zarada (Jennissen 2003: 173).

Za razliku od neoklasične ekonomske teorije koja međunarodne migracione tokove objašnjava diferencijalom realnih zarada, kejnzijanska teorija to čini uzimajući u obzir nominalne zarade (Jennissen 2003: 173). Prema ovoj teoriji migranti gravitiraju ka regionima u kojima je nominalna (a ne realna) zarada veća, što je prouzrokovano činjenicom da novac ne vrši isključivo funkciju platežnog sredstva, već da ima i ulogu čuvara vrednosti (sredstva štednje). Polazeći od ovakvog pristupa kejnzijanska teorija smatra da međunarodne migracije ne moraju rezultovati uspostavljanjem međunarodne ravnoteže u realnim zaradama, kako tvrdi neoklasična teorija. Prema kejnzijanskoj teoriji međunarodne migracije pre mogu eliminisati razlike u stopama nezaposlenosti nego razlike u realnim zaradama. Ujedno, teorija dualnog tržišta rada smatra da su međunarodne migracije prevashodno podstaknute privlačnim faktorima (*pull factors*) karakterističnim za destinacije koje pripadaju grupi razvijenih zemalja (Jennissen 2003: 174). U ove faktore mogu spadati opšti nedostatak radne snage, potreba za popunjavanjem hijerarhijski nisko pozicioniranih radnih mesta i nedostatak radne snage na sekundarnom segmentu dualnog tržišta rada za koji je karakteristična radno intenzivna ekonomska aktivnost i angažovanje nisko kvalifikovanih radnika. U skladu sa ovim teorijama rast stope nezaposlenosti trebalo bi da rezultuje smanjenjem neto međunarodnih migracija (smanjenjem imigracija i povećanjem emigracija).

Uticaj obrazovanja na neto međunarodne migracije može se objasniti prisustvom motivacionog faktora. Naime, u društvima u kojima je visok prosečan nivo obrazovanja može da se pojavi nedostatak radne snage

za hijerarhijski nisko pozicionirana radna mesta, koja najčešće zahtevaju nisko kvalifikovanu radnu snagu. Ovakva radna mesta ne obezbeđuju zadovoljavajući socijalni status niti pružaju mogućnost napredovanja u hijerarhijskoj poziciji i dohotku. To nesumnjivo demotiviše obrazovane osobe da prihvate ovakve poslove i implicira hroničan nedostatak radne snage odgovarajućeg profila. Što je prosečan nivo obrazovanja veći, to je više izražen pomenuti motivacioni problem i posledično nedostatak radne snage za hijerarhijski nisko pozicionirane poslove. Imigraciona kretanja mogu pomoći u razrešavanju ovog problema. Istovremeno, velike nejednakosti u društvu podstiču emigraciju. Povećanje mogućnosti za obrazovanje smanjuje obrazovne nejednakosti u društvu. Dostupnost obrazovanja smanjuje razlike u obrazovnom nivou i vodi ka većoj jednakosti u dohotku i socijalnom statusu. Veća jednakost destimuliše emigracije. Ukoliko se svi pomenuti uticaji uzmu u obzir jasno je da se teorijski očekuje da prosečan nivo obrazovanja ima pozitivan efekat na neto međunarodne migracije (rast prosečnog obrazovnog nivoa povećava imigracije i obeshrabruje emigracije).

Ekonomski faktori nisu jedine odrednice neto međunarodnih migracija. Poseban značaj imaju migrantske mreže. Prisustvo velikog broja imigranata određenog etničkog porekla u nekoj zemlji destinaciji rezultuje formiranjem migrantske mreže koja podrazumeva postojanje ličnih veza između ranije doseljenih imigranata i potencijalnih imigranata koji tek nameravaju da se dosele. Ranije doseljeni imigranti, koji čine dobro razvijenu migrantsku mrežu, mogu da olakšaju dolazak novih imigranata istog etničkog porekla tako što će finansirati njihovo putovanje u zemlju destinaciju, pomoći im da pronađu prvi posao i odgovarajući smeštaj ili im obezbediti neophodne informacije o mogućnostima obrazovanja i dostupnosti socijalnog osiguranja (Jennissen

2003: 175). Drugim rečima, ukoliko su međunarodne imigracije velike, one mogu da rezultuju formiranjem veoma razvijene migrantske mreže koja pomaže novim imigrantima da se dosele. Imigranti koji već nastanjuju određenu zemlju mogu potencijalnim imigrantima pružati različite vrste pomoći posredstvom: organizovanja različitih profitnih i neprofitnih organizacija koje podstiču dolazak novih imigranata, obezbeđivanja ugovora o radu za nove imigrante, pružanja pravnih saveta i pribavljanja neophodnih dokumenata (Jennissen 2003: 175). Shodno ovim argumentima stepen razvijenosti migrantske mreže pozitivno utiče na neto međunarodne migracije.

Iako je ovo istraživanje usredsređeno na analizu ekonomskih determinanti neto međunarodnih migracija, neophodno je istaći da se u ovom slučaju ne radi o jednosmernom uticaju. Osim što ekonomski indikatori utiču na međunarodne migracije, nesporno je da postoji i efekat u suprotnom smeru (Jennissen 2003: 176–177). Drugim rečima, migracioni tokovi značajno utiču na ekonomske performanse zemlje porekla i zemlje destinacije. Mehanizmi uticaja su višestruki. Jedan od njih ogleda se u efektu koji novčane doznake imaju na zemlju porekla. On može biti pozitivan budući da prihod od radničkih doznaka stabilizuje domaće devizno tržište, uvećava devizne rezerve zemlje porekla i njenu eksternu likvidnost, povećava platežnu sposobnost i potrošnju domaćeg stanovništva, što ima pozitivan uticaj na agregatnu tražnju, privredni rast i zaposlenost. Osim pozitivnih efekata doznake mogu biti generator i izvesnih problema. Naime, veliki devizni priliv po osnovu doznaka povećava ponudu deviza dovodeći (bez intervencija monetarnog autoriteta) do aprecijacije domaće valute, što podstiče uvoz i vrši veoma snažan konkurentski pritisak na domaću privredu (fenomen poznat kao *holandska bolest*). Ukoliko monetarni autoritet naumi da spreči ovakav scenario

neophodno je da kupovinom deviza interveniše na deviznom tržištu, čime bi se sprečila aprecijacija domaće valute i predimensioniran uvoz, ali bi se otvorio prostor za nove probleme poput visoke inflacije koja bi bila prouzrokovana prevelikom emisijom domaće valute usled pomenutih intervencija. Ono što su pozitivni i negativni efekti velikog priliva doznaka to su respektivno negativni i pozitivni efekti malog priliva doznaka. Velike oscilacije u prilivu radničkih doznaka primoravaju zemlje porekla da se konstantno prilagođavaju.

Međunarodne migracije utiču na ekonomiju neke zemlje promenom njene demografske strukture, što ima odgovarajuće reperkusije na kvalitet i kvantitet radne snage. Primera radi, odliv visokoobrazovane radne snage smanjuje kvantitet i pogoršava njenu obrazovnu strukturu (kvalitet) dovodeći do fenomena koji je poznat kao odliv mozgova. Ovakav migracioni tok negativno utiče na ekonomski razvoj zemlje porekla u dugom roku. Ujedno, ukoliko se posmatra iz perspektive zemlje destinacije, priliv visokoobrazovanih imigranata povećava raspoloživu radnu snagu, podiže njen kvalitet (poboljšava obrazovnu strukturu), neutrališe eventualni problem nedostatka radnika i stimulatивно deluje na ekonomski razvoj. Osim toga, migracije utiču i na promenu navika stanovništva koje su u vezi sa štednjom, potrošnjom i investicijama, čime u značajnoj meri determinišu ekonomski razvoj u zemlji porekla i u zemlji destinaciji.

Manjkavost istraživačkog koncepta, na kome je zasnovano ovo istraživanje, jeste upotreba heterogenog uzorka, budući da je sačinjen od zemalja koje su neto uvoznice i neto izvoznice rada. Uključivanje neto izvoznica i neto uvoznica rada u jedinstveni uzorak može se interpretirati kao implicitno prihvatanje kejnzijanskog konceptualnog okvira koji nije u potpunosti relevantan za zemlje u razvoju, a one čine veliki deo istraživačkog uzorka na kome je sprovede-

na analiza. Takođe, može se aktuelizovati i pitanje različitog efekta koje pojedine eksplanatorne varijable mogu imati na neto migracije, zavisno od toga da li je reč o razvijenim zemljama ili zemljama u razvoju (neto uvoznicama ili neto izvoznicama rada). Ovaj fenomen je u slučaju *per capita* bruto domaćeg proizvoda poznat u literaturi (Clemens 2014; Dao i dr. 2018; Winter 2020). Ipak, za ispitivanje ovog fenomena ne bi bilo neophodno, pa ni preporučljivo, deliti uzorak na neto uvoznice i neto izvoznice rada, već modifikovati specifikaciju empirijskog modela i istovremeno zadržati veliki uzorak koji poseduje mnogo više opservacija i značajno veći informacijski sadržaj. Analiza ovog fenomena nije u centru pažnje ovog rada, ali može da bude dobra smernica za buduća istraživanja.

Važno je istaći i to da bi dekompozicija uzorka na neto izvoznice i neto uvoznice rada generisala druge metodičko-tehničke probleme i poteškoće, s obzirom da se mnoge zemlje iz uzorka ne mogu jasno okarakterisati ni kao neto izvoznice ni kao neto uvoznice rada. Ova karakteristika jeste funkcija vremena, budući da su neto migracije za mnoge zemlje u nekim godinama pozitivne, dok su u drugim negativne. Eliminisanje takvih zemalja iz uzorka dovelo bi do njegovog značajnog smanjenja i gubitka prednosti koje ovo istraživanje ima u odnosu na druge analize upravo zbog upotrebe velikog broja opservacija. Istovremeno, modifikacija vremenskog perioda na koji se odnosi istraživanje sa ciljem lakšeg razvrstavanja zemalja na neto izvoznice i neto uvoznice rada generisala bi nebalansirane panel uzorke i čitav niz tehničkih poteškoća. Ovakve izmene bi onemogućile upotrebu nekih ekonometrijskih tehnika, čija primena jeste bitan metodički iskorak koji predstavlja važan deo doprinosa ovog istraživanja raspoloživoj empirijskoj literaturi.

Upotreba podataka o neto međunarodnim migracijama, na kojima počiva ova analiza, sa sobom nosi i druge manjkavosti i komplikacije koje su apostrofirane u literaturi (Jennissen 2003: 172, 177). Jedna od njih ogleda se u činjenici da ekonomska teorija, koja se odnosi na međunarodne migracije, uobičajeno razmatra emigracije i imigracije zasebno, a ne neto migracije. Drugim rečima, ekonomska teorija analizira i objašnjava efekte pojedinih ekonomskih odrednica na emigracije ili na imigracije zasebno, dok je uticaj na neto migracije zapravo izveden iz pomenutih efekata. Pristup koji počiva na neto migracijama ima ograničenu mogućnost testiranja validnosti ekonomske teorije. Ukoliko se empirijskim istraživanjem potvrdi očekivani uticaj ekonomskih determinanti na neto migracije, to svakako ne znači da smo dokazali validnost teorije. Razlog za to je činjenica da očekivani efekat na neto migracije ne mora značiti i očekivani efekat na emigracije i imigracije. Rezultati koji su dobijeni upotrebom neto migracija kao zavisne promenljive ne govore dovoljno o prirodni uticaja ekonomskih varijabli na imigracije i emigracije, već o efektu koji ekonomske determinante imaju na njihovu razliku. Osim toga, podaci o neto međunarodnim migracijama ne otkrivaju ništa o veličini imigracija i emigracija. Mala vrednost neto migracija može predstavljati razliku kako između malih tako i između velikih vrednosti imigracija i emigracija.

Ipak, primena neto međunarodnih migracija istovremeno podrazumeva i određene prednosti. Jedna od ključnih prednosti jeste mogućnost da se formira uzorak sa dugim vremenskim serijama budući da su podaci neophodni za izračunavanje neto migracija raspoloživi za većinu zemalja. Posebno je značajno istaći da ovo istraživanje ima nespornih prednosti u odnosu na druge studije koje su takođe zasnovane na slično koncipiranoj zavisnoj promenljivoj. Neke od

njih (Nejad i Young 2016; Arif 2020) zasnovane su na implicite dobijenim bilateralnim neto migracijama, što je autore primoralo da analizu sprovedu na podacima preseka i time zanemare vremensku dimenziju uzorka (varijacije tokom vremena). Takođe, pojedine studije (Mihi-Ramírez, Kumpikaitė-Valiūnienė i Cuenca-García 2017) koje koriste stopu neto migracija kao zavisnu promenljivu zasnovane su na analizi panel uzorka, koji obuhvata oko deset puta manje opservacija od uzorka na kome je realizovana ova studija. Konačno, Jennissen (2003) je ponudio rezultate istraživanja koje je rađeno na panel uzorku, ali je tokom njegove izrade u potpunosti zanemario testiranje stohastičkih svojstava podataka, moguću heterogenost panela kao i potencijalnu endogenost regresora, što predstavlja ozbiljan metodički propust. Takođe, autor je izostavio i formalno testiranje zavisnosti između panel jedinica, iako ju je pretpostavio i uzeo u obzir prilikom ocenjivanja modela. Naša analiza eliminiše pomenute manjkavosti i uzima u razmatranje značajno veći broj opservacija podataka, što jeste njen ključni doprinos raspoloživoj empirijskoj literaturi.

3 REZULTATI

Prvi korak ekonometrijske analize jeste ispitivanje zavisnosti između panel jedinica kako bismo napravili odgovarajući izbor testova jediničnog korena, testova kointegracije i tehnika ocenjivanja modela u narednim fazama istraživanja (tabela 1). Ispitivanje zavisnosti između panel jedinica vršeno je primenom sledećih pet testova: (i) Breusch i Pagan (1980) LM testa, (ii) Pesaran (2004) LM testa, (iii) Baltagi, Feng i Kao (2012) skaliranog LM testa sa korigovanim pristrasnošću, (iv) Pesaran (2004) CD testa i (v) Pesaran (2015) WCD testa.

Sledeći korak u analizi jeste testiranje stohastičkih svojstava procesa i njihovih diferenci (tabela 2). Testiranje je sprovedeno primenom četiri testa jediničnog korena koji dozvoljavaju zavisnost između panel jedinica (Hadri 2000; Carrion-i-Silvestre, Bario-Castro i Lopez-Bazo 2005; Pesaran 2007; Bai i Carrion-i-Silvestre, 2009).

Originalni Hadri (2000) test zasnovan je na pretpostavci o nezavisnim panel jedinicama. Budući da ova pretpostavka nije zadovoljena problem je prevaziđen

Tabela 1 Rezultati testiranja zavisnosti između panel jedinica

Test	NIM	BDPpc	UN	ED	MS
Brojš-Pagan LM	47510,72*	176579,9*	55719,07*	246205,3*	148959,0*
Pesaran skalirani LM	281,88*	1234,43*	342,46*	1748,27*	1030,58*
Baltagi i dr. (2012) LM	279,54*	1232,08*	340,12*	1745,93*	1028,24*
Pesaran CD	24,55*	327,44*	32,66*	473,83*	15,00*
Pesaran WCD	10,85*	524,58*	436,84*	511,06*	149,09*
	ΔNIM	ΔBDPpc	ΔUN	ΔED	ΔMS
Brojš-Pagan LM	28500,34*	21171,50*	22298,13*	104322,2*	72927,87*
Pesaran skalirani LM	141,58*	87,50*	95,81*	701,16*	469,46*
Baltagi i dr. (2012) LM	139,15*	85,07*	93,38*	698,73*	467,03*
Pesaran CD	3,67*	64,84*	66,05*	66,71*	8,29*
Pesaran WCD	6,27*	156,51*	62,51*	400,93*	12,12*

Izvor: Proračun autora

Napomena: Statistička signifikantnost test statistika na nivou značajnosti od 1% označena je sa *.

Tabela 2 Rezultati testiranja jediničnog korena

	NIM	BDPpc	UN	ED	MS
Pesaran (2007)					
<i>Konstanta</i>					
$CIPS_c^*$	-2,41*	-2,36*	-1,81	-2,45*	-1,87
<i>Konstanta i trend</i>					
$CIPS_t^*$	-2,90*	-2,31	-2,18	-2,90*	-2,05
Hadri (2000)					
<i>Konstanta</i>					
Bartlett kernel					
$Z_{\mu HO}$	87,25*	360,68*	31,62*	6989,32*	1463,62*
$Z_{\mu HE}$	2045,68*	1725,66*	127,52*	54658,78*	8708,52*
Kvadratni kernel					
$Z_{\mu HO}$	90,77*	379,40*	32,35*	6968,06*	1428,60*
$Z_{\mu HE}$	2037,02*	1697,01*	124,08*	54052,96*	8121,89*
<i>Konstanta i trend</i>					
Bartlett kernel					
$Z_{t HO}$	144,78*	36,10*	20,55**	160,90*	275,18*
$Z_{t HE}$	971,47*	55,93*	51,07*	242,14*	463,74*
Kvadratni kernel					
$Z_{t HO}$	140,18*	36,67*	20,91**	150,68*	257,12*
$Z_{t HE}$	932,79*	54,54*	50,86*	210,86*	434,92*
Karion-i-Silvestre i dr. (2005)					
<i>Konstanta</i>					
Bartlett kernel					
$Z(\hat{\lambda})_{c HO}$		47,74*		240,15*	39,98
$Z(\hat{\lambda})_{c HE}$		204,81*		1762,96*	211,30*
Kvadratni kernel					
$Z(\hat{\lambda})_{c HO}$		48,48*		243,64*	40,66
$Z(\hat{\lambda})_{c HE}$		203,41*		1657,36*	212,25*
Bai i Karion-i-Silvestre (2009)					
<i>Konstanta</i>					
Z	22,25	-5,18*	6,24	-7,31*	-5,60*
P_m	-2,68	5,49*	-1,22	16,90*	21,42*
P	209,61	399,98*	243,48	666,14*	771,55*
<i>Konstanta i trend</i>					
Z	0,90	2,42	1,64	-3,87*	-0,58
P_m	-1,70	-2,70	-2,34	17,70*	10,20*
P	232,42	209,09	217,37	684,72*	509,95*
Z^*	23,13	4,67	9,86	-2,62*	25,75
P_m^*	-3,97	-2,80	-3,83	11,08*	-6,03
P^*	179,47	206,59	182,63	530,36*	131,26

Izvor: Proračun autora

Napomena: Oznake *HO* i *HE* ukazuju na činjenicu da su test statistike dobijene upotrebom homogene i heterogene dugoročne varijanse, respektivno. Rezultati testiranja stohastičkih svojstava *NIM* i *UN* varijabli primenom Carion-i-Silvestre, Barrio-Castro i Lopez-Bazo (2005) testa izostali su zbog računskih problema. Takođe, iz istih razloga su izostali rezultati testiranja za slučaj da test regresiona jednačina sadrži konstantu i trend kao determinističku komponentu. Oznake * i ** respektivno ukazuju na statističku signifikantnost na nivoima značajnosti od 1% i 5%.

izračunavanjem empirijskih simuliranih kritičnih vrednosti (Carrion-i-Silvestre, Bario-Castro i Lopez-Bazo 2005: 170). Broj vremenskih docnji u individualnim test regresionim jednačinama za Pesaran (2007) CIPS test određen je pomoću Portmanteau (Q) testa za beli šum. Dva testa jediničnog korena (Hadri 2000; Carrion-i-Silvestre, Bario-Castro i Lopez-Bazo 2005) zasnovani su na Bartlettovom i kvadratnom kernelu i automatskom izboru reda vremenske docnje prilikom ocenjivanja dugoročne varijanse. Empirijske kritične vrednosti za ova dva testa određene su pomoću simulacija sa 2.000 ponavljanja. Dva testa (Carrion-i-Silvestre, Bario-Castro i Lopez-Bazo 2005; Bai i Carrion-i-Silvestre 2009) je potrebno posebno istaći, s obzirom da oni inkorporiraju višestruke heterogene strukturne lomove. Za oce-

njivanje lokacije strukturnih lomova i njihovog optimalnog broja respektivno su korišćeni Bai i Perron (1998) algoritam i modifikovani Švarcov informacioni kriterijum. Bai i Carrion-i-Silvestre (2009) test modeluje zavisnost između panel jedinica pomoću neopservabilnih dinamičkih zajedničkih faktora, koji mogu biti stacionarni, nestacionarni ili kombinovani. Broj neopservabilnih dinamičkih zajedničkih efekata određen je pomoću Bajesovog informacionog kriterijuma prikazanog u Bai i Ng (2002).

Treći korak u empirijskom istraživanju jeste testiranje kointegracije između nestacionarnih procesa (tabela 3), što je učinjeno upotrebom tri ekonometrijska testa koji dozvoljavaju zavisnost između panel jedinica (Bai i Carrion-i-Silvestre 2013; Banerjee i Carrion-i-Silvestre 2015; Banerjee i Carrion-i-Silvestre 2017). Prvi test (Bai i

Tabela 3 Rezultati testiranja kointegracije

<i>Bai i Karion-i-Silvestre (2013)</i>		<i>Banerdži i Karion-i-Silvestre (2017)</i>	
<i>Konstanta</i>		<i>Konstanta</i>	
Z	282,94	CADF _p (p=0)	-3,01*
P _m	1,32***	CADF _p (p=1)	-3,32*
P	302,66***	CADF _p (p=2)	-2,64
<i>Konstanta i trend</i>		<i>Konstanta i trend</i>	
Z	1064,82	CADF _p (p=0)	-2,97
P _m	–	CADF _p (p=1)	-3,66*
P	–	CADF _p (p=2)	-3,36
<i>Banerdži i Karion-i-Silvestre (2015)</i>			
	<i>Bez lomova</i>	<i>Jedan lom</i>	<i>Dva loma</i>
Model 1	-9,24*		
Model 2	-24,95*		
Model 3		-6,68*	-6,66*
Model 4		-13,45*	-10,90*

Izvor: Proračun autora

Napomena: Neke vrednosti test statistika za Bai i Carrion-i-Silvestre (2013) test izostavljene su zbog računskih problema. Oznaka *p* za Banerjee i Carrion-i-Silvestre (2017) test reprezentuje red vremenske docnje u test regresionoj jednačini. Simboli * i *** označavaju statističku signifikantnost na nivoima značajnosti od 1% i 10%, respektivno.

Tabela 4 Rezultati ocenjivanja dugoročnih relacija

	CCEP		
	OLS		2SLS
	K	T	K
BDP _{pc}	0,80 (1,88)	0,82 (2,04)	-2,25 (3,28)
UN	-2,59 (0,59)	-2,53 (0,62)	-5,70 (1,06)
ED	1,89 (5,12)	0,69 (5,29)	0,31 (4,47)
MS	4,13 (1,61)	5,23 (1,87)	1,46 (1,60)
CIPS _c *	-3,56*	-3,53*	-4,27*
CIPS _t *	-3,50*	-3,47*	-4,11*
IPS _c	-27,80*	-26,58*	-36,74*
IPS _t	-20,37*	-20,47*	-28,62*
PCD	-1,05	-1,23	-1,50
WCD	-1,05	-1,23	-1,53
Br. ops.	4.080	4.080	3.808

Izvor: Proračun autora

Napomena: Notacija CCEP, OLS i 2SLS označava modele ocenjene CCEP tehnikom, upotrebom metoda običnih najmanjih kvadrata (OLS) i dvostepenih najmanjih kvadrata (2SLS). Takođe, oznake K i T reprezentuju modele sa konstantom, odnosno konstantom i linearnim trendom, respektivno. Heterogene ocene za determinističku komponentu i proseke varijabli duž prostorne dimenzije uzorka nisu prikazane zbog uštede prostora. Oznake CIPS_c*, CIPS_t*, IPS_c, IPS_t, PCD i WCD respektivno predstavljaju skraćeni Pesaran (2007) test, Im, Pesaran i Shin (2003) test, Pesaran (2004) CD test i Pesaran (2015) WCD test. Zvezdica * reprezentuje statističku signifikantnost na nivou značajnosti od 1%.

Carrion-i-Silvestre 2013) ima sledeće osnovne osobine: (i) modeluje zavisnost između panel jedinica pomoću dinamičkih zajedničkih faktora, (ii) dozvoljava korelaciju između regresora, dinamičkih zajedničkih efekata i njihovih koeficijenata, (iii) dozvoljava striktno egzogene i endogene stohastičke regresore i (iv) dopušta prisustvo stacionarnih, nestacionarnih i kombinovanih dinamičkih zajedničkih efekata. Ipak, ovaj test ne uzima u obzir potencijalno prisutne strukturne lomove. Drugi test kointegracije (Banerjee i Carrion-i-Silvestre 2017), koji takođe ignoriše potencijalne strukturne lomove, zasniva se na testiranju

nestacionarnosti reziduala dobijenih primenom tehnike objedinjenih zajedničkih korelisanih efekata (*pooled common correlated effects estimator*) koju je razvio Pesaran (2006). Testiranje nestacionarnosti ovako dobijenih reziduala sprovedeno je primenom Pesaran, Smith i Yamagata (2013) testa. Konačno, treći test (Banerjee i Carrion-i-Silvestre 2015), osim zavisnosti između panel jedinica, u obzir uzima i: (i) poznate i nepoznate višestruke heterogene strukturne lomove u konstanti, linearnom vremenskom trendu i kointegracionom vektoru, (ii) endogene i striktno egzogene regresore i (iii) stacionarne, nestacionarne

cionarne i kombinovane dinamičke zajedničke faktore kojima se modeluje zavisnost između panel jedinica. Testiranje primenom Banerjee i Carrion-i-Silvestre (2017) testa pretpostavlja da je uslov ranga zadovoljen sa jednakošću. Takođe, kritične vrednosti za ovaj test određene su pomoću simulacija sa 50.000 ponavljanja. U slučaju Bai i Carrion-i-Silvestre (2013) testa i Banerjee i Carrion-i-Silvestre (2015) testa dinamički zajednički faktori i njihov optimalni broj ocenjeni su upotrebom Bai i Ng (2004) procedure i panel Bajesovog informacionog kriterijuma, respektivno. Pozicija strukturnih lomova za Banerjee i Carrion-i-Silvestre (2015) test ocenjena je upotrebom Bai i Perron (1998) procedure. Modeli korišćeni za testiranje kointegracije primenom ovog testa označavaju sledeće: (i) **model 1** – model sa konstantom bez strukturnih lomova; (ii) **model 2** – model sa konstantom i linearnim vremenskim trendom bez strukturnih lomova; (iii) **model 3** – model sa konstantom i strukturnim lomom u konstanti; (iv) **model 4** – model sa konstantom i linearnim vremenskim trendom sa strukturnim lomom u konstanti.

Ocenjivanje dugoročnih relacija (tabela 4) jeste poslednji korak empirijske analize, a realizovan je primenom sledeće dve tehnike koje dopuštaju zavisnost između panel jedinica: (i) tehnikom objedinjenih zajedničkih korelisanih efekata (*common correlated effects pooled estimator – CCEP*) koju je razvio Pesaran (2006), a za koju je kasnije dokazano da se može primeniti i u slučaju nestacionarnih i kointegriranih panela (Kapetanios, Pesaran i Yamagata 2011) i (ii) tehnikom objedinjenih zajedničkih korelisanih efekata koja se zasniva na upotrebi metoda instrumentalnih varijabli i dvostepenih najmanjih kvadrata (Neal 2015).¹ Ocenjivanje prvom

tehnikom vrlo jednostavno se ostvaruje primenom metoda običnih najmanjih kvadrata (ONK) na model koji je proširen tako da sadrži i proseke svih varijabli (zavisne i nezavisnih) duž prostorne dimenzije uzorka (*cross-section averages*). Ukoliko su procesi (zavisna promenljiva, regresori i dinamički zajednički efekti) nestacionarni i kointegrirani, primena CCEP tehnike, uz uslov da su ostale pretpostavke zadovoljene, daje konzistentne ocene. Jedna od pretpostavki koja mora biti zadovoljena kao bi se dobile konzistentne ocene jeste da regresori budu striktno egzogeni. Ipak, ranije je istaknuto da ekonomski indikatori istovremeno utiču na međunarodne migracije, ali i da zavise od njih. Isto važi i za migrantsku mrežu koja utiče na neto međunarodne migracije, ali se i formira zahvaljujući njima. Dvosmerna uzročnost, ukoliko postoji, jeste jedan od generatora endogenih regresora, što implicira nekonzistentne ocene. Rešenje za ovaj problem može biti druga tehnika ocenjivanja (Neal 2015). Ona predstavlja modifikovani CCEP pristup koji koristi metod instrumentalnih varijabli (dvostepenih najmanjih kvadrata – 2SLS) umesto metoda ONK kako bi se uzeli u obzir endogeni regresori. Prema Neal (2015) vektor instrumentalnih promenljivih sačinjen je od konstante, proseka svih varijabli duž prostorne dimenzije uzorka i vremenski pomaknutih varijabli (eksplanatornih i zavisne).

zajedničkih korelisanih efekata (*common correlated effects mean group estimator-CCMG*) koja se zasniva na primeni metoda običnih najmanjih kvadrata i (ii) modifikovanom tehnikom prosečnih zajedničkih korelisanih efekata koja se oslanja na upotrebu metoda instrumentalnih varijabli i dvostepenih najmanjih kvadrata. Ipak, dijagnostički testovi primenjeni na rezidualima ovako ocenjenih modela nisu produkovali zadovoljavajuće nalaze, zbog čega rezultati ocenjivanja nisu uzeti u obzir kao verodostojni.

¹ Osim upotrebom navedenih tehnika modeli su ocenjeni i sledećim tehnikama koje uzimaju u obzir heterogenost parametara nagiba: (i) tehnikom prosečnih

4 DISKUSIJA

Na osnovu rezultata testiranja zavisnosti između panel jedinica (tabela 1) suvereno i nedvosmisleno se odbacuje nulta hipoteza o nezavisnim (slabo zavisnim) panel jedinicama, bez obzira koji od pet testova se koristi, i to na nivou značajnosti od 1%. Identičan zaključak važi i za prve diference procesa. Ovako robusni nalazi, koji uverljivo svedoče o prisustvu zavisnih panel jedinica, nalažu da se prilikom testiranja stohastičkih svojstava podataka i, ukoliko je potrebno, kointegracije, primenjuju testovi druge generacije koji dopuštaju zavisnost između zemalja.

Testiranje jediničnog korena vršeno je primenom četiri testa druge generacije, od kojih dva uzimaju u obzir prisustvo potencijalnih strukturnih lomova, što je veoma važno budući da grafički prikaz varijabli otkriva da pojedine promenljive za pojedine zemlje nesumnjivo imaju strukturne lomove. Na osnovu rezultata testiranja (tabela 2) može se zaključiti sa visokim stepenom pouzdanosti da su *NIM*, *BDPpc* i *UN* nestacionarne varijable, kao i da je brojno stanje migranata (*MS*) najverovatnije nestacionaran proces. Što se tiče obrazovanja (*ED*), teško je odrediti stohastička svojstva ove varijable, budući da testovi generišu kontradiktorne nalaze. Postojanje nestacionarnih procesa zahteva da se za njih utvrdi tačan broj jediničnih korenova, što se ostvaruje testiranjem stohastičkih osobina prvih diferenci varijabli. Rezultati ovog testiranja, koje nismo prikazali zbog uštede prostora, nesumnjivo pokazuju da su sve prve difference stacionarni procesi.² Konačno,

zaključci do kojih se dolazi ispitivanjem stohastičkih osobina varijabli mogli bi se sumirati na sledeći način: (i) *NIM*, *BDPpc* i *UN* jesu $I(1)$ procesi, (ii) *MS* je najverovatnije $I(1)$ proces (veoma je malo verovatno da je reč o $I(0)$ procesu) i (iii) *ED* je ili $I(0)$ ili $I(1)$ proces.

Testiranje kointegracije sprovedeno je primenom tri ekonometrijska testa druge generacije, od kojih jedan uzima u obzir i strukturne lomove. Važno je istaći da je prilikom testiranja kointegracije u vektor regresora uključeno i obrazovanje (*ED*), tako da postojeća nedoumica u pogledu reda integrisanosti ove varijable ne može da utiče na validnost dobijenih rezultata. Testovi kointegracije bez strukturnih lomova (Bai i Carrion-i-Silvestre 2013; Banerjee i Carrion-i-Silvestre 2017) ne nude sasvim jasne nalaze. Prvi test (Bai i Carrion-i-Silvestre 2013) ukazuje na odsustvo kointegracije u slučaju Z test statistike, dok primena preostale dve test statistike (P_m i P), koje imaju izvesnih teorijskih prednosti u odnosu na Z statistiku (Bai i Carrion-i-Silvestre 2009: 484), upućuje na zaključak da su procesi kointegrirani na nivou značajnosti od 10%. Drugi test (Banerjee i Carrion-i-Silvestre 2017), zavisno od reda vremenske docnje, u slučaju tri test statistike upućuje na zaključak da su varijable kointegrirane na nivou značajnosti od 1%, dok u slučaju preostale tri test statistike sugerise potpuno suprotan zaključak. Oba ova testa karakteriše ozbiljan nedostatak, a to je ignorisanje prisutnih strukturnih lomova. U nameri da se ova manjkavost otkloni primenjen je treći test kointegracije (Banerjee i Carrion-i-Silvestre 2015) koji inkorporira i strukturne

² Osim rezultata prikazanih u tabeli 2, kompletni nalazi testiranja jediničnog korena obuhvataju i rezultate primene Pesaran (2007) CIPS testa, pri čemu je red vremenske docnje u test regresionim jednačinama determinisan primenom F testa zajedničke signifikantnosti uvažavajući pristup od opšteg

ka posebnom, kao i rezultate Bai i Carrion-i-Silvestre (2009) testa bez strukturnih lomova. Dobijeni nalazi ne dovode u pitanje izvedene zaključke. Kompletni rezultati testiranja jediničnog korena na nivou serija i njihovih diferenci nisu prikazani zbog uštede prostora, ali su svakako dostupni na zahtev autoru.

lomove. Rezultati ovog testa veoma robusno upućuju na zaključak da su varijable kointegrirane, i to na nivou značajnosti od 1%, nezavisno od toga da li se koriste modeli sa jednim ili dva strukturalna loma. Dakle, zaključak koji se može izvesti na osnovu ovog dela analize, ukoliko se uzmu u obzir i strukturalni lomovi, glasi da su varijable nesumnjivo kointegrirane.

Kointegriranost varijabli krči put ka ocenjivanju dugoročnih ravnotežnih relacija (tabela 4). U donjem delu tabele 4 prikazani su rezultati testova jediničnog korena i testova zavisnosti između panel jedinica primenjenih na rezidualne za pojedine modele. Opšte je poznato da se stacionarnost reziduala ne može testirati upotrebom bilo kog testa jediničnog korena, kao da je reč o opserviranoj varijabli, jer standardne kritične vrednosti u tom slučaju nisu korektne. Korektne kritične vrednosti trebalo bi po modulu da budu veće od standardnih kritičnih vrednosti. Ukoliko primena standardnih kritičnih vrednosti otkrije nestacionarnost reziduala, identičan zaključak bi se izveo i u slučaju upotrebe korektnih kritičnih vrednosti. To bi značilo da postoji konflikt sa rezultatima testova kointegracije. Ipak, ukoliko primena standardnih kritičnih vrednosti rezultuje odbacivanjem nulte hipoteze o lažnoj regresiji, mogli bismo samo da zaključimo da konflikt sa rezultatima testova kointegracije nije pronađen, a ne da ne postoji. Testiranje zavisnosti između panel jedinica u seriji reziduala sprovedeno je sa ciljem da se proveri da li je upotreba CCEP tehnike u potpunosti izolovala idiosinkratske fluktuacije u varijablama, odnosno da li je u potpunosti eliminisala globalne šokove (dinamičke zajedničke faktore). Rezultati testova jediničnog korena i zavisnosti između panel jedinica primenjenih na rezidualne ocenjenih modela nedvosmisleno pokazuju da nije detektovan konflikt sa

rezultatima testova kointegracije, kao i da su korišćene tehnike ocenjivanja modela u potpunosti eliminisale uzroke zavisnosti između panel jedinica.

Ocene dobijene primenom standardne CCEP tehnike (primenom običnih najmanjih kvadrata) pokazuju da je efekat bruto domaćeg proizvoda (*BDPpc*) pozitivan. Prema ovim nalazima porast *per capita* bruto domaćeg proizvoda za 1% rezultuje povećanjem neto međunarodnih migracija za oko 0,01 migranta na 1.000 stanovnika. Ipak, model koji uzima u obzir i potencijalno endogene regresore (koji je ocenjen CCEP tehnikom sa dvostepenim najmanjim kvadratima) daje verodostojnije nalaze navodeći na potpuno suprotan zaključak. Prema ovoj oceni efekat bruto domaćeg proizvoda jeste negativan. Rast *per capita* bruto domaćeg proizvoda za 1% vodi ka smanjenju neto međunarodnih migracija za oko 0,02 migranta na 1.000 stanovnika.

Uticaj stope nezaposlenosti na neto međunarodne migracije jeste negativan u sva tri ocenjena modela. Modeli koji su ocenjeni standardnom CCEP tehnikom i koji ignorišu prisustvo potencijalno endogenih regresora pokazuju da rast stope nezaposlenosti za 1% rezultuje smanjenjem neto međunarodnih migracija za oko 0,03 migranta na 1.000 stanovnika. Ipak, kao verodostojnije nalaze prihvatamo ocene modela koje su dobijene primenom metoda instrumentalnih varijabli (dvostepenih najmanjih kvadrata) respektujući prisustvo potencijalno endogenih regresora. Prema ovim rezultatima povećanje stope nezaposlenosti za 1% implicira smanjenje neto međunarodnih migracija za 0,06 migranta na 1.000 stanovnika.

Obrazovanje ima pozitivan uticaj na neto međunarodne migracije. Naime, modeli ocenjeni standardnom CCEP tehnikom pokazuju da rast obrazovanja za 1%

vodi ka povećanju neto migracija između 0,01 i 0,02 migranta na 1.000 stanovnika. Verodostojnija ocena uticaja, dobijena primenom metoda instrumentalnih varijabli, redukuje ovaj efekat na 0,003 migranta na 1.000 stanovnika.

Konačno, stepen razvijenosti migrant-ske mreže pozitivno utiče na neto međunarodne migracije. Shodno standardnom tehnikom ocenjenim modelima povećanje brojnog stanja migranata za 1% uvećava neto migracije za oko 0,04–0,05 migranta na 1.000 stanovnika. Pouzdanija tehnika ocenjivanja (metod dvostepenih najmanjih kvadrata) ukazuje na nešto skromniji efekat. Prema ovoj oceni rast brojnog stanja migranata za 1% povećava neto međunarodne migracije za 0,01 migranta na 1.000 stanovnika.

Nakon dobijanja konkretnih rezultata ekonometrijske analize neophodno je pristupiti njihovoj dubljoj diskusiji i komparaciji sa teorijskim očekivanjima, kako bi se ocenilo da li postojeće teorije imaju uporište u empirijskim nalazima do kojih se došlo prilikom realizacije ovog istraživanja. Takođe, veoma je važno imati u vidu šta jeste, a šta nije i ne može biti dom et ovako dizajniranih studija. Ova analiza ima cilj da empirijski istraži da li postoji uticaj odabranih ekonomskih i neekonomskih faktora na neto međunarodne migracije, kao što teorija sugerise, i ukoliko postoji da identifikuje i kvantifikuje njegovu prirodu i intenzitet, odnosno da ponudi odgovor na pitanje da li je reč o pozitivnom ili negativnom efektu i koliko on zaista kvantitativno iznosi. Dakle, cilj ove analize jeste da odgovori na pomenu ta pitanja i time omogući empirijsko testiranje teorijskih postavki i očekivanja. Drugim rečima, ovo istraživanje ima saznajni značaj, budući da je usredsređeno na empirijsku proveru postojećih teorijskih tvrdnji, čime se uvećava ukupan fond znanja o empirijskoj validnosti poznatih teorij-

skih stavova i načela. Sve dodatne opservacije, koje bi se implicitno mogle dovesti u vezu sa nalazima ove studije, nisu zaključci koji direktno proizilaze iz njenih rezultata, niti su razlog zbog koga je analiza realizovana te ne mogu biti ni predmet detaljne diskusije.

Prvi rezultat na koji se treba osvrnuti jeste nalaz o uticaju bruto domaćeg proizvoda na neto migracije. U skladu sa neoklasičnom ekonomskom teorijom neto migracije zavise od razlike u visini realnih zarada između dve zemlje. Povećanje realne zarade u nekoj zemlji u odnosu na realnu zaradu u nekoj drugoj zemlji trebalo bi da rezultuje rastom imigracija i smanjenjem emigracija, odnosno povećanjem neto migracija. U skladu sa teorijom, očekuje se pozitivan efekat diferencijala u realnim zaradama na neto migracije. Ograničena raspoloživost podataka uticala je na aproksimaciju diferencijala realnih zarada realnim *per capita* BDP-om za određenu zemlju, što je, u skladu sa raspoloživom literaturom, zasnovano na pretpostavci da su ove dve varijable direktno korelisane. Imajući u vidu ove činjenice, rast *per capita* BDP-a u nekoj zemlji trebalo bi da stimuliše njene imigracije i destimuliše njene emigracije, odnosno da uveća neto međunarodne migracije. Ipak, pouzdanija ocena do koje se došlo u ovoj analizi sugerise negativan efekat *per capita* BDP-a na neto migracije, što jeste pomalo teorijski neočekivano i iznenađujuće.

Iako teorijski neočekivan, ovakav nalaz se može racionalizovati postojanjem relacije između ekonomskog razvoja (*BDPpc*) i emigracija koja ima oblik invertovanog latiničnog slova *U* (*mobility transition curve*), što je u literaturi dobro poznat fenomen (Clemens 2014; Dao i dr. 2018; Winter 2020). U tom slučaju povećanje *BDPpc* rezultiralo bi povećanjem emigracija, a ukoliko bi taj rast (po apsolutnoj vrednosti) bio veći od povećanja imigracija (po

apsolutnoj vrednosti) neto migracije bi se smanjile. Dakle, uslovi da ovakvo objašnjenje bude prihvatljivo jesu: (i) da se veza između emigracija i BDP_{pc} može predstaviti kao kriva koja ima oblik invertovanog latiničnog slova U ; (ii) da se zemlje iz uzorka nalaze na uzlaznom (rastućem) delu pomenute krive i (iii) da se pod uticajem rasta BDP_{pc} emigracije apsolutno više povećavaju od imigracija. Ispitivanje prisustva relacije koja ima oblik invertovanog latiničnog slova U , kao što je ranije istaknuto, nije predmet ove analize, ali bi moglo biti dobra smernica za buduća istraživanja.

Sledeći efekat koji treba prodiskutovati jeste uticaj stope nezaposlenosti na neto međunarodne migracije. Kejnzijanska teorija objašnjava međunarodne migracije razlikom u nominalnim zaradama, tvrdeći da će se migranti kretati ka regionima u kojima su nominalne zarade veće, odnosno u kojima je nezaposlenost manja. U skladu sa ovakvim teorijskim načelima međunarodne migracije pre mogu dovesti do izjednačavanja stopa nezaposlenosti nego do izjednačavanja realnih zarada. Takođe, teorija dualnog tržišta rada sugerije da su međunarodne migracije prevashodno pod uticajem privlačnih faktora koji su karakteristični za ekonomski razvijene zemlje destinacije (Jennissen 2003: 174). Među ove faktore nesumnjivo spada i opšti nedostatak radne snage, odnosno niska nezaposlenost. Imajući u vidu pomenute teorije može se očekivati da rast stope nezaposlenosti u nekoj zemlji stimuliše njene emigracije i destimuliše njene imigracije, odnosno da smanji neto migracije. Prema svim ocenama do kojih se došlo u ovoj studiji efekat stope nezaposlenosti na neto međunarodne migracije jeste negativan, na osnovu čega se može konstatovati da rezultati ove analize pružaju potporu navedenim teorijskim tvrdnjama i očekivanjima.

Obrazovanje je još jedna važna determinanta koja utiče na neto međunarodne migracije. Ovaj efekat se može objasniti prisustvom motivacionog faktora. On se ogleda u činjenici da visok prosečan nivo obrazovanja može dovesti do nedostatka radne snage za nisko pozicionirana radna mesta, koja ne zahtevaju visoko kvalifikovane i obrazovane radnike. Što je prosečan nivo obrazovanja veći, to je više naglašen ovaj problem, čime se uvećava potreba za imigrantskom nekvalifikovanom radnom snagom. Osim toga, velike nejednakosti u društvu, koje u velikoj meri proizilaze iz nejednakosti u obrazovanju, stimulišu emigracije. Stvaranje uslova za lakši pristup obrazovanju trebalo bi da rezultuje rastom prosečnog obrazovnog nivoa i smanjenjem obrazovnih i drugih nejednakosti, što destimuliše emigracije. Dakle, povećanje prosečnog obrazovnog nivoa trebalo bi da stimuliše imigracije nekvalifikovane radne snage i da smanji emigracije usled smanjenja obrazovnih i drugih, sa obrazovanjem povezanih, nejednakosti. Drugim rečima, shodno teoriji, povećanje prosečnog nivoa obrazovanja i smanjenje obrazovnih i drugih nejednakosti trebalo bi da ima pozitivan uticaj na neto međunarodne migracije. Rezultat do koga se došlo u ovoj analizi upravo sugerije pozitivan efekat obrazovanja na neto migracije, čime se potvrđuju navedene teorijske postavke.

Poslednja determinanta čiji je uticaj testiran i ocenjivan jeste stepen razvijivosti migrantske mreže. Imigranti koji žive u nekoj zemlji najčešće imaju razvijene personalne veze sa potencijalnim imigrantima iz svoje zemlje porekla i često su spremni da im pomognu finansiranjem troškova putovanja, pronalaženjem prvog zaposlenja i odgovarajućeg smeštaja ili pribavljanjem neophodnih informacija o mogućnostima obrazovanja i dostupnosti socijalnog osiguranja. Što je brojno stanje

migranata veće, odnosno što je migrantska mreža razvijenija, to će veći broj potencijalnih imigranata dobiti navedenu pomoć. Drugim rečima, razvijenija i snažnija migrantska mreža olakšava i stimulira dolazak novih imigranata i na taj način utiče na povećanje neto migracija. Analiza koja je u epicentru ove studije razotkriva upravo pozitivan efekat migrantske mreže na neto migracije, na osnovu čega se može konstatovati da dobijeni rezultati pružaju empirijsku podršku teorijskim postavkama i očekivanjima.

Na kraju ove diskusije važno je sumirati nalaze istraživanja. Empirijska analiza obuhvatila je testiranje i ocenjivanje uticaja koji tri ekonomske varijable (bruto domaći proizvod, stopa nezaposlenosti i obrazovanje) i jedna neekonomska promenljiva (razvijenost migrantske mreže) imaju na neto međunarodne migracije. Dobijeni rezultati pokazuju da tri determinante (stopa nezaposlenosti, obrazovanje i razvijenost migrantske mreže) u potpunosti potvrđuju teorijske tvrdnje i očekivanja. Negativan efekat bruto domaćeg proizvoda, koji je razotkriven u ovoj analizi, samo je delimično u koliziji sa teorijskim načelima, ali se svakako može objasniti ukoliko su zadovoljeni određeni, ranije precizirani, uslovi. Pitanje da li su ti uslovi zadovoljeni nije predmet ove studije, ali bi svakako moglo da bude smerica za buduća izučavanja.

5 ZAKLJUČAK

Ova studija obuhvata empirijsku analizu ekonomskih determinanti neto međunarodnih migracija. Sprovedena je upotrebom tehnika ekonometrijske analize panel podataka na obimnom balansiranom panel uzorku koji obuhvata 136 zemalja i vremenski period od 30 godina (od 1990. do 2019). Rezultati do kojih se došlo po-

kazuju da je uticaj stope nezaposlenosti na neto međunarodne migracije negativan, što je u skladu sa teorijskim očekivanjima. Ovaj nalaz je prilično uverljiv budući da se ne menja sa promenom tehnike ocenjivanja modela. Primena manje pouzdane tehnike sugerira da rast stope nezaposlenosti za 1% rezultuje smanjenjem neto međunarodnih migracija za oko 0,03 migranta na 1.000 stanovnika. Takođe, upotreba pouzdanije tehnike ukazuje na negativan efekat stope nezaposlenosti na neto migracije, odnosno da rast stope nezaposlenosti za 1% redukuje neto međunarodne migracije za oko 0,06 migranta na 1.000 stanovnika.

Za razliku od stope nezaposlenosti, obrazovanje, u skladu sa teorijskim očekivanjima, vrši pozitivan uticaj na neto međunarodne migracije. Rezultati dobijeni upotrebom manje pouzdanog metoda pokazuju da rast prosečnog nivoa obrazovanja za 1% rezultuje porastom neto međunarodnih migracija između 0,01 i 0,02 migranta na 1.000 stanovnika. Takođe, pozitivan, ali nešto skromniji efekat dobija se i kada se analiza realizuje primenom pouzdanije metode. Nalazi dobijeni na ovaj način pokazuju da povećanje obrazovanja za 1% prouzrokuje rast međunarodnih neto migracija za 0,003 migranta na 1.000 stanovnika.

Pozitivan efekat na neto međunarodne migracije ocenjen je i za stepen razvijenosti migrantske mreže. Rezultati dobijeni upotrebom manje kredibilne metode upućuju na zaključak da povećanje brojnog stanja migranata za 1% povećava neto međunarodne migracije za oko 0,04–0,05 migranata na 1.000 stanovnika. Nalazi dobijeni primenom pouzdanije tehnike potvrđuju prisustvo pozitivnog efekta. Naime, ovi rezultati pokazuju da povećanje brojnog stanja migranata za 1% uvećava neto međunarodne migracije za oko 0,01 migranta na 1.000 stanovnika.

Ovakvi nalazi sugerišu zaključak da teorijska očekivanja u vezi sa uticajem migrantske mreže imaju uporište u empirijskim podacima.

Jedini teorijski intrigantan rezultat odnosi se na efekat koji realni *per capita* bruto domaći proizvod ima na neto međunarodne migracije. Regresioni koeficijenti izračunati upotrebom manje pouzdanog metoda razotkrivaju pozitivan uticaj ove determinante. Ovi rezultati pokazuju da rast *per capita* bruto domaćeg proizvoda za 1% rezultuje povećanjem neto međunarodnih migracija za oko 0,01 migranta na 1.000 stanovnika. Ipak, primena kredibilnije metode dovodi do zaključka da je posmatrani efekat negativan, odnosno da rast *per capita* bruto domaćeg proizvoda za 1% vodi ka smanjenju neto međunarodnih migracija za oko 0,02 migranta na 1.000 stanovnika. Iako se na prvi pogled može učiniti da je ovakav nalaz teorijski nekonzistentan i neočekivan, on bi se mogao objasniti konceptom koji je u literaturi dobro poznat, a odnosi se na relaciju između *per capita* bruto domaćeg proizvoda i emigracija koja ima oblik invertovanog latiničnog slova *U* (*mobility transition curve*). Preduslovi za ovakvo objašnjenje bili bi da se relacija između emigracija i *per capita* bruto domaćeg proizvoda može predstaviti kao kriva koja ima oblik invertovanog latiničnog slova *U*, da se zemlje obuhvaćene uzorkom nalaze na uzlaznom delu te krive kao i da se sa povećanjem *per capita* bruto domaćeg proizvoda emigracije apsolutno više povećavaju od imigracija. Testiranje zadovoljenosti ovih

preduslova nije bilo predmet ove analize, ali jeste veoma aktuelna i interesantna tema koja bi mogla biti u centru pažnje budućih istraživanja.

Najveći značaj i ključni doprinos ove analize raspoloživoj empirijskoj literaturi mogao bi se sumirati na sledeći način: (i) zahvaljujući činjenici da su neto međunarodne migracije korišćene kao zavisna promenljiva, analiza je zasnovana na uzorku koji ima relativno duge vremenske serije (dugu vremensku dimenziju) budući da su podaci neophodni za konstrukciju zavisne promenljive raspoloživi za većinu zemalja; (ii) analiza zasnovana na panel uzorku koji obuhvata vremenski period od 30 godina uživa veći kredibilitet od studija koje su iz konceptualnih razloga sprovedene na podacima preseka, čime su zanemarene varijacije tokom vremena; (iii) ova analiza je realizovana na uzorku koji obuhvata oko 10 puta više opservacija od panel uzoraka na kojima su zasnovane neke dosadašnje studije koje koriste stopu neto migracija kao zavisnu promenljivu i (iv) odnosna studija, za razliku od nekih raspoloživih panel analiza, uzima u obzir zavisnost između panel jedinica, stohastička svojstva podataka, potencijalne strukturne lomove, moguću heterogenost panela i potencijalnu endogenost regresora. Konačno, iako cilj istraživanja nije testiranje hipoteze da relacija između *per capita* bruto domaćeg proizvoda i emigracija ima oblik invertovanog latiničnog slova *U*, dobijeni rezultati aktuelizuju i ovu temu. Testiranje ove hipoteze moglo bi biti dobra smernica za buduća istraživanja.

Izrazi zahvalnosti

Rad je napisan u okviru Programa istraživanja Instituta društvenih nauka i Instituta za evropske studije za 2021. godinu, koji podržava Ministarstvo prosvete, nauke i tehnološkog razvoja Republike Srbije.

LITERATURA

- Arif, I. (2020). The determinants of international migration: Unbundling the role of economic, political and social institutions. *The World Economy*, 43(6), 1699–1729. <https://doi.org/10.1111/twec.12889>
- Bai, J., & Carrion-i-Silvestre, J.L. (2009). Structural changes, common stochastic trends, and unit roots in panel data. *Review of Economic Studies*, 76, 471–501. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937x.2008.00530.x>
- Bai, J., & Carrion-i-Silvestre, J.L. (2013). Testing panel cointegration with unobservable dynamic common factors that are correlated with the regressors. *Econometrics Journal*, 16(2), 222–249. <https://doi.org/10.1111/ectj.12002>
- Bai, J., & Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70, 191–221. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00273>
- Bai, J., & Ng, S. (2004). A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72, 1127–1177. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x>
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 66, 47–78. <https://doi.org/10.2307/2998540>
- Baltagi, H.B., Feng, Q., & Kao, C. (2012). A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170, 164–177. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.04.004>
- Banerjee, A., & Carrion-i-Silvestre, J.L. (2015). Cointegration in panel data with structural breaks and cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 30, 1–23. <https://doi.org/10.1002/jae.2348>
- Banerjee, A., & Carrion-i-Silvestre, J.L. (2017). Testing for panel cointegration using common correlated effects estimators. *Journal of Time Series Analysis*, 38, 610–636. <https://doi.org/10.1111/jtsa.12234>
- Breusch, S.T., & Pagan, R.A. (1980). The Lagrange Multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239–253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Carrion-i-Silvestre, J.L., Barrio-Castro, T.D., & López-Bazo, E. (2005). Breaking the panels: an application to the GDP per capita. *Econometrics Journal*, 8(2), 159–175. <https://doi.org/10.1111/j.1368-423x.2005.00158.x>
- Clemens, M. (2014). Does development reduce migration? Washington, DC: Center for Global Development (Working Paper 359). Retrieved from <http://www.cgdev.org/publication/does-development-reduce-migration-working-paper-359>
- Dao, S.H., Docquier, F., Parsons, C., & Peri, G. (2018). Migration and development: Dissecting the anatomy of the mobility transition. *Journal of Development Economics*, 132, 88–101. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2017.12.003>
- Falck, O., Lameli, A., & Ruhose, J. (2018). Cultural biases in migration: Estimating non-monetary migration costs. *Papers in Regional Science*, 97(2), 411–438. <https://doi.org/10.1111/pirs.12243>
- Franc, S., Čeh Časni, A., & Barišić, A. (2019). Determinants of migration following the EU enlargement: A panel data analysis. *South East European Journal of Economics and Business*, 14(2), 13–22. <https://doi.org/10.2478/jeb-2019-0010>
- Geis, W., Uebelmesser, S., & Werding, M. (2013). How do migrants choose their destination country? An analysis of institutional determinants. *Review of International Economics*, 21(5), 825–840. <https://doi.org/10.1111/roie.12073>
- Hadri, K. (2000). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *Econometrics Journal*, 3(2), 148–161. <https://doi.org/10.1111/1368-423x.00043>
- Im, K.S., Pesaran, M.H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53–74. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(03)00092-7)
- Jennissen, R.P.W. (2003). Economic determinants of net international migration in Western Europe. *European Journal of Population*, 19, 171–198.
- Kapetanios, G., Pesaran, M.H., & Yamagata, T. (2011). Panels with non-stationary multifactor error structures. *Journal of Econometrics*, 160, 326–348. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2010.10.001>
- Mayda, A.M. (2010). International migration: a panel data analysis of the determinants of bilateral flows. *Journal of Population Economics*, 23(4), 1249–1274. <https://doi.org/10.1007/s00148-009-0251-x>

- Migali, S. (2018). Migration and institutions: Evidence from internal EU mobility. *The World Economy*, 41(1), 29–58. <https://doi.org/10.1111/twec.12525>
- Mihi-Ramírez, A., Kumpikaitė-Valiūnienė, V., & Cuenca-García, E. (2017). An inclusive analysis of determinants of international migration. The case of European rich and poor countries. *Technological and Economic Development of Economy*, 23(4), 608–626. <https://doi.org/10.3846/20294913.2017.1306726>
- Neal, T. (2015). Estimating heterogeneous coefficients in panel data models with endogenous regressors and common factors. (Working Paper). Retrieved from <http://www.uq.edu.au/economics/PHD2015/papers/Neal%20Estimating%20Heterogeneous%20Coefficients%20in%20Panel%20Data%20Models%20with%20Endogenous%20Regressors%20and%20Co.pdf>
- Nejad, M.N., & Young, A.T. (2016). Want freedom, will travel: Emigrant self-selection according to institutional quality. *European Journal of Political Economy*, 45, 71–84. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2016.06.002>
- Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross-section dependence in panels. Cambridge Working Papers in Economics (CWPE Working Paper 35/04). Retrieved from <https://www.repository.cam.ac.uk/bitstream/handle/1810/446/cwpe0435.pdf?sequence=1&isAllowed=y>
- Pesaran, M.H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74, 967–1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M.H. (2015). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34, 1088–1116. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M.H., Smith, L.V., & Yamagata, T. (2013). Panel unit root tests in the presence of a multifactor error structure. *Journal of Econometrics*, 175, 94–115. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2013.02.001>
- Piotrowski, M., & Tong, Y. (2010). Economic and non-economic determinants of return migration: evidence from rural Thailand. *Population*, 65(2), 333–348. <https://doi.org/10.3917/pope.1002.0333>
- Ravenstein, E.G. (1889). The laws of migration. *Journal of the Royal Statistical Society*, 52(2), 241–305. <https://doi.org/10.2307/2979333>
- Simpson, N.B. (2017). Demographic and economic determinants of migration. *IZA World of Labor*, 373, 1–11. <https://doi.org/10.15185/izawol.373>
- The World Bank (2021). Education Statistics – All Indicators. Statistical Database. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/education-statistics-%5e-all-indicators>
- The World Bank (2021). Population estimates and projections. Statistical Database. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/population-estimates-and-projections>
- The World Bank (2021). World Development Indicators. Statistical Database. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/data/source/world-development-indicators>
- United Nations (2021). International migrant stock 2019. Statistical Database. Retrieved from <https://www.un.org/en/development/desa/population/migration/data/estimates2/estimates19.asp>
- Winter, S. (2020). "It's the Economy, Stupid!": On the relative impact of political and economic determinants on migration. *Population Research and Policy Review*, 39, 207–252. <https://doi.org/10.1007/s11113-019-09529-y>

How to cite: Ostojić, I., Petrović, P., & Nikolić, G. (2021). Net international migration: A panel analysis of economic determinants. *Stanovništvo*, 59(2), 83-106. <https://doi.org/10.2298/STNV2102083O>

PRILOG A**Tabela A.1** Zemlje koje su uključene u panel uzorak

Albania	Ekvador	Kirgistan	Portugal
Alžir	Egipat	Laos	Rumunija
Argentina	El Salvador	Letonija	Ruska Federacija
Jermenija	Estonija	Lesoto	Ruanda
Australija	Esvatini	Litvanija	Saudijska Arabija
Austrija	Fidži	Luksemburg	Senegal
Bahrein	Finska	Makao, Kina	Srbija
Bangladeš	Francuska	Malavi	Sijera Leone
Barbados	Gabon	Malezija	Singapur
Belgija	Gambija	Maldivi	Slovačka
Belize	Nemačka	Mali	Slovenija
Benin	Gana	Malta	Južna Afrika
Bolivija	Grčka	Mauritanija	Španija
Bocvana	Gvatemala	Mauricijus	Šri Lanka
Brazil	Gvajana	Meksiko	Sudan
Brunej	Haiti	Moldavija	Švedska
Bugarska	Honduras	Mongolija	Švajcarska
Burundi	Hong Kong, Kina	Maroko	Tadžikistan
Kambodža	Mađarska	Mozambik	Tanzanija
Kamerun	Island	Mjanmar	Tajland
Kanada	Indija	Namibija	Togo
Centralnoafrička Republika	Indonezija	Nepal	Tonga
Čile	Iran	Nizozemska	Trinidad i Tobago
Kina	Irak	Novi Zeland	Tunis
Kolumbija	Irska	Nikaragva	Turska
Kongo, Dem. Rep.	Izrael	Niger	Uganda
Kongo, Rep.	Italija	Norveška	Ukrajina
Kostarika	Jamajka	Pakistan	UAE
Obala Slonovače	Japan	Panama	Velika Britanija
Hrvatska	Jordan	Papua Nova Gvineja	SAD
Kipar	Kazahstan	Paragvaj	Urugvaj
Češka Republika	Kenija	Peru	Vijetnam
Danska	Republika Koreja	Filipini	Zambija
Dominikanska Republika	Kuvajt	Poljska	Zimbabve