

Usporedba rezultata testiranja Okunovog zakona za Hrvatsku i Slovačku

Comparison of Okun's law test results for Croatia and Slovakia

izv. prof. dr. sc. DANIEL TOMIĆ
Fakultet ekonomije i turizma „Dr. Mijo Mirković“ Pula
Sveučilište Jurja Dobrile u Puli
Preradovićeva 1/1, 52100 Pula
Hrvatska
dtomic@unipu.hr

doc. dr. sc. SAŠA STJEPANOVIĆ
Fakultet ekonomije i turizma „Dr. Mijo Mirković“ Pula
Sveučilište Jurja Dobrile u Puli
Preradovićeva 1/1, 52100 Pula
Hrvatska
sstjepan@unipu.hr

VANJA GRBAC, mag. oec.
Fakultet ekonomije i turizma „Dr. Mijo Mirković“ Pula
Sveučilište Jurja Dobrile u Puli
Preradovićeva 1/1, 52100 Pula
Hrvatska
vgrbac@unipu.hr

Izvorni znanstveni rad / *Original scientific paper*

UDK / UDC: 330.101.541(497.5:437.6)

Primljeno / Received: 25. svibnja 2020. / May 25th, 2020.

Prihvaćeno za objavu / Accepted for publishing: 10. srpnja 2020. / July 10th, 2020.

Sažetak: Objavom djela „Potential GNP: its measurement and significance“ (Okun, 1962) koncept Okunova zakona postaje važan dio globalne makroekonomske problematike. Empirijski utvrđena povezanost nacionalnog proizvoda i nezaposlenosti koja se očituje kroz Okunov zakon temeljnim dijelom pripada ekonomskoj empiriji. Bruto domaći proizvod i nezaposlenost su među glavnim makroekonomskim varijablama koje prikazuju kretanje gospodarstva jedne zemlje. Zemlje koje promatramo u ovome radu su 90-ih godina prošlog stoljeća prošle kroz tranzicijsko razdoblje odnosno razdoblje velikih gospodarskih, institucionalnih i gospodarskih promjena. Upravo zbog tih promjena zanimljiva nam je usporedba slovačkoga i hrvatskoga gospodarstva te testiranje Okunova zakona. Cilj ovoga rada je prikazati vrijedi li Okunov zakon za Hrvatsku i Slovačku, odnosno postoji li međusobna povezanost promatranih varijabli za te zemlje. Svrha rada je prikazati postoje li sličnosti između dva promatrana gospodarstva kada je u pitanju Okunov zakon. Ta sličnost će se prikazati na temelju analize podataka za razdoblje od 2000. do 2018. godine primjenom vektorske autoregresije. Na kraju rada prikazani su rezultati istraživanja te su povezani s implikacijama ekonomske politike u sferi tržišta rada koje izravno utječu na ekonomski rast i razvoj.

Ključne riječi: Okunov zakon, VAR model, gospodarske implikacije, Slovačka, Hrvatska

Abstract: With the publication of the work “Potential GNP: its measurement and significance” (Okun, 1962), the concept of Okun’s law became an important part of global macroeconomic issues. The empirically determined connection between the national product and unemployment, which is manifested through Okun’s law, belongs to a fundamental part of economic empiricism. Gross domestic product and unemployment are among the main macroeconomic variables that reflect the movement of a country’s economy. The countries we observe in this paper went through a transition period in the 1990s, namely a period of great economic, institutional and economic changes. Precisely because of these changes, we are interested in comparing the Slovak and Croatian economies and testing Okun’s law. The aim of this paper is to show whether Okun’s law is valid for Croatia and Slovakia, or whether there is a correlation between the observed variables for these countries. The final purpose of the paper is to show whether there are similarities between the two observed economies when it comes to Okun’s law. We will show this similarity based on the analysis of data for the period from 2000 to 2018 using vector autoregression. The results of the research have been presented at the end of the paper and they are related to the implications of economic policy in the sphere of the labour market that directly affect economic growth and development.

Keywords: Okun’s law, VAR model, economic implications, Slovakia, Croatia

1 Uvod

Bruto domaći proizvod (BDP) i nezaposlenost su među glavnim makroekonomskim varijablama koje prikazuju kretanje gospodarstva jedne zemlje. Zemlje promatrane u ovome radu su 90-ih godina prošlog stoljeća prošle tranzicijsko razdoblje odnosno razdoblje velikih gospodarskih, institucionalnih i gospodarskih promjena. Upravo zbog tih promjena zanimljiva je usporedba slovačkoga i hrvatskoga gospodarstva i testiranje Okunova zakona u tim uvjetima. Okun je svojim radom „Potential GNP: Its Measurement and Significance“, koji je objavljen 1962. godine, prikazao povezanost između nezaposlenosti i BDP-a, a to je dokazao na primjeru gospodarstva SAD-a. Dokazao je korelaciju tih dviju promatranih varijabli i njihovu uzajamnu povezanost. Okun je zaključio da rast stope nezaposlenosti od 1 % dovodi do smanjenja stope BDP-a od 3 % na temelju čega je utvrđeno da je rast BDP-a povezan sa smanjenjem nezaposlenosti u SAD-u sa 7 na 4 % radne snage. Taj zadatak doveo je do otkrića da će 3 %-tno smanjenje BDP-a dovesti do 1 % povećanja nezaposlenosti u SAD-u. Negativan odnos između promjene rasta nezaposlenosti i rasta proizvodnje može se spriječiti ako je godišnji rast proizvodnje od najmanje 3 % (Blanchard, 2005). Osnovni smisao Okunova zakona je da dohodak mora rasti brže od sume produktivnosti i rasta populacije (što je trend dugoročnog rasta dohotka) kako bi se u konačnici nezaposlenost smanjivala. Kao i kod svake druge statističke veze, nezaposlenost i BDP su varijable koje podliježu čestim promjenama, pogotovo u doba ekonomskih kriza i nestabilnosti. S obzirom na tu naizgled jednostavnu vezu koju je i sam Okun (1962) zapazio kao potencijalno problematičnu, do danas se razvilo nekoliko raznih verzija izračuna kojima se znanstvenici još uvijek koriste u svojim istraživanjima, a to su diferencijska verzija, gap verzija, dinamička verzija i proizvodno funkcijska verzija. *Diferencijska verzija* proizlazi iz kretanja stope nezaposlenosti iz jednog u drugi kvartal s kretanjem BDP-a iz jednog u drugi kvartal. Korištenjem prvih diferencija, Okun je prilagodio 55 opažanja za američko gospodarstvo u razdoblju od 1947:Q25 do 1960:Q46 te dobio sljedeću funkciju:

$$(1) \text{ Promjena stope nezaposlenosti} = a + b (\text{rast realnog BDP-a})$$

koja obuhvaća vezu između rasta BDP-a i kretanja u nezaposlenosti. Parametar b često se naziva Okunovim koeficijentom i može se očekivati da će biti negativan zbog povezanosti bržeg rasta BDP-a i smanjenje stope nezaposlenosti i obrnuto. Odnos „ $-a/b$ “ govori koliko treba rasti output kako bi se zadržala ista razina nezaposlenosti (Knotek, 2007). Okun (1962) je zaključio kako će bez ekonomskog rasta nezaposlenost rasti za 0.3 poena od jednog do drugog kvartala ako je realni BDP nepromijenjen. Za svaki dodatan postotak rasta BDP-a smanjit će se nezaposlenost za 1 % po kvartalu ili 4 % godišnje. Dalje navodi kako u bilo kojem trenutku u zadanom vremenu, uzimajući prijašnje kvartale, povećanje nezaposlenosti za 1 % smanjit će BDP za 3,3 %. Brži rast BDP-a od 4 % podudara se sa smanjenjem stope nezaposlenosti, dok se sporiji rast podudara s povećanjem nezaposlenosti. Dok se prva verzija oslanja na statistici makroekonomskih pokazatelja, *Gap verzija* povezuje razinu nezaposlenosti s razlikom između potencijalnog i realnog BDP-a, odnosno prikazuje koliko je outputa moguće proizvesti u uvjetima „pune zaposlenosti“. Okun je smatrao kako će kod visoke stope nezaposlenosti stopa outputa biti ispod potencijalne i obrnuto te je na temelju kvartalnih podataka od 1953. do 1960. dobio sljedeću funkciju:

$$(2) \text{ Stopa nezaposlenosti} = c + d (\text{gap između potencijalnog i realnog outputa})$$

gdje je c definiran kao stopa nezaposlenosti povezana s „punom zaposlenošću“, a koeficijent d treba biti pozitivan kako bi prethodna tvrdnja vrijedila. Međutim, problem kod korištenja ove verzije je u tome da ni puna zaposlenost ni potencijalni output nisu izravno vidljivi kroz makroekonomsku statistiku. U vrijeme kad je razvijao svoju teoriju Okun je pretpostavio uvjet „pune zaposlenosti“ kao onaj pri kojem je nezaposlenost ispod 4 %. *Dinamička verzija* Okunova zakona proizlazi iz opažanja koje implicira da prošle i sadašnje realizacije outputa mogu utjecati na sadašnje stanje u nezaposlenosti i obrnuto. Oblik jednadžbe dinamičke verzije bio bi trenutačni rast outputa, rast outputa u prethodnim realizacijama te prethodne promjene u stopi nezaposlenosti kao varijable na desnoj strani jednadžbe. Ovakva verzija ima sličnosti s Okunovom originalnom verzijom te je ekonomisti često primjenjuju u svojim analizama, međutim razlika je u tome što ne obuhvaća vremenske razlike u promjenama u stopi nezaposlenosti i stopi rasta outputa. *Proizvodno-funkcijska verzija* kombinira pozadinu teorije proizvodne funkcije s gap verzijom Okunova zakona odnosno razlike između stvarnog i realnog BDP-a. Ona omogućuje ekonomistima procjenu svih idealnih resursa prilikom stvaranja outputa. Prednost korištenja ove funkcije je u snažnoj teorijskoj pozadini, ali je u konfliktu s prethodnim verzijama koje imaju empirijsku pozadinu te je mjerenje inputa kao što su kapital i tehnologija zahtjevan i neprecizan zadatak (Knotek, 2007).

Svaka provedena studija na primjeru Okunova originalna djela ima svoju vrijednost te iako su u nekim studijama dodane nove varijable, sve te transformacije pridonijele su činjenici da ne postoji slaganje o Okunovu zakonu jer određene analize potvrđuju vrijednost koju je Okun originalno postavio, druge pokazuju promjene kroz vrijeme i razlike u zemljama za koje je analiza provedena, nadalje određeni autori slažu se u svojim analizama oko linearnosti i jake veze Okunova zakona, drugi autori smatraju kako je veza asimetrična. Iz dosadašnjih istraživanja vidljivo je kako je Okun ostavio pozitivan otisak jer je tema, bez obzira na to što je prošlo gotovo šezdeset godina, još uvijek aktualna i diskutabilna. Budući da implikacije procjene Okunova zakona mogu imati biti višestruke za jedno gospodarstvo, cilj ovoga rada je analizirati Okunov zakon na primjeru Hrvatske i Slovačke, odnosno utvrditi postoji li međusobna povezanost između promatranih varijabli za te dvije zemlje koje imaju sličan povijesni kontekst. Empirijska analiza provedena je na temelju podataka za razdoblje od 2000. do 2018. godine vektorskom autoregresijom (VAR) usmjerenom na obostranu uvjetovanost između promatranih varijabli.

2 Analiza relevantne literature

Bez obzira na popularnost i doprinos Okunova zakona, njegovo je istraživanje kritizirano s različitih aspekata. Ismihan (2010) navodi kako se najveća zamjerka odnosi na aspekt empirijske regularnosti gdje nedostaje teorijska pozadina, dok se drugi aspekt kritika odnosi na stabilnost Okunova zakona. Iako se kroz razna istraživanja pokušalo postaviti teorijsku pozadinu Okunova zakona, kao npr. Prachowny (1993), do sada ne postoji suglasnost o tome prihvaćaju li postojeća istraživanja u potpunosti smisao Okunova zakona (Ismihan, 2010). Od objave originalnog djela pa sve do 90-ih godina analiza Okunova zakona bila je usredotočena na kritike, povezivanje sa sličnim temama poput utjecaja na Phillipsovu krivulju, povezanost s inflacijom, povezanost sa strukturnom nezaposlenošću i slično, od 90-ih godina na dalje razvojem različitih metoda procjene došlo se do bolje analize utjecaja i kvalitetnije procjene Okunova koeficijenta (Tomić, 2009). Isti autor navodi kako su se problematikom Okunova koeficijenta bavili mnogi poznati ekonomisti: Smith (1975), Gordon i Clark (1984), Knoester (1986), Kaufman (1988), Prachowny (1993), Weber (1995), Moosa (1997), Altig, Fitzgerald i Rupert (1997), Attfield i Silverstone (1998), Lee (2000), Sögner i Stiassny (2000, 2002), Cuaresma (2003), Silvapulle, Mossa i Silvapulle (2004), Knotek (2007) itd.

Tiryaki i Khakimov (2017) analizirajući pojedine radove navode kako su primjerice Smith (1975) i Gordon (1984) procijenili značajno negativnu relaciju između cikličke nezaposlenosti i outputa, odnosno kako Kaufman (1988) i Moosa (1997) uspoređuju Okunov koeficijent među razvijenim zemljama dolazeći do zaključka kako razlike u odgovoru nezaposlenosti na promjene u outputu kreću ponajprije od produktivnosti rada, stope participacije radne snage i rigidnosti na tržištu rada, gdje je Moosa radio procjenu za G-7 zemlje. Apergis i Rezitis (2003) navode kako su (Knoester, 1986), Kaufman (1988) te Moosa (1997), osim analize za SAD, provodili analizu za ostale zemlje radi usporedbe Okunova koeficijenta, gdje Knoester dolazi do zaključka kako Okunov zakon nije dovoljan za objasniti visoku nezaposlenost u Europi pogotovo nakon 70-ih godina. Gylfason et al. (1997) navode kako se Prachowny (1993), radeći svoju procjenu za SAD, koristio sljedećim varijablama: prvo je za svoju procjenu gapove u outputu podijelio na gapove između potencijalne i realne iskorištenosti kapaciteta, potencijalne i realne ponude rada, prirodnu stopu nezaposlenosti i stvarnu stopu nezaposlenosti te potencijalne i realne tjedne sate rada. Došao je do zaključka kako se iskorištenost kapaciteta i tjedni radni sati kreću dovoljno samostalno od stope nezaposlenosti kako bi imali mjerljive i značajne utjecaje na gap u outputu, drugim riječima nemaju utjecaj na gap u outputu. Procijenio je kako će porast nezaposlenosti za jedan postotni poen imati utjecaja na gap u outputu za 0,7 %.

Weber (1995) je analizirajući koeficijent za SAD dobio da je dugoročni koeficijent blizu Okunovih 3 % te, prema Tomiću (2009), zaključak Weberove analize je da je Okunov zakona stabilna linearna veza, dok Moosa (1997) i Lee (2000) na temelju svojih analiza pronalaze dokaze o nelinearnosti veze Okunova zakona. Christl, Koppl-Turyna i Kucsera (2017) navode kako Sögner (2001) analizira zavisnost rasta nezaposlenosti o godišnjem rastu BDP-a za austrijsko gospodarstvo te zaključuje kako ni promjene u političkom sustavu ni programi zapošljavanja te migracije nisu ostavili utjecaja na Okunov zakon za austrijsko gospodarstvo.

Sögner i Stiassny (2002) provode novu analizu Okunova zakona za petnaest zemalja članica OECD-a za razdoblje od 1964. do 2000. te pronalaze strukturne lomove za neke zemlje članice, dok s druge strane to nije primjer npr. za Austriju (Christl, Koppl-Turyna i Kucsera, 2017). Cuaresma (2003) te Silvapulle, Mossa i Silvapulle (2004) zaključuju kako je efekt gospodarskog rasta na nezaposlenost asimetričan i znatno veći tijekom razdoblja recesije (Tomić, 2009).

Nelinearnost u Okunovoj relaciji otkrio je i Knotek (2007) koji prikazuje kako postoje različite promjene u nezaposlenosti prilikom povećanja ili smanjenja outputa. Za razliku od onih prema čijim se rezultatima Okunov zakon pokazao nestabilnim kroz vrijeme, odnosno gdje nelinearna veza, Bova,

Kolerus i Tapsoba (2015), a povezano s Ball et al. (2019), prikazuje da je Okunov koeficijent za SAD ostao relativno stabilan, ali je u nekim zemljama članicama OECD-a pokazao varijabilnost kroz vrijeme.

Perman, Stephan i Tavera (2015) proveli su metaanalizu 10 kako bi dobili točnu vrijednost Okunova koeficijenta. Upotrijebili su 269 procjena Okunova koeficijenta radi otkrivanja razlika u empirijskim rezultatima te su dobili da je utjecaj nezaposlenosti na BDP u iznosu od -1.02 poena gdje je cilj udaljen od 3 %-tnog što upućuje na to da ipak odabrano razdoblje analize i zemlje uključene u analizu imaju utjecaja na koeficijent. Gil-Alana, Škare i Blažević Burić (2020) analiziraju vremenske serije za 24 zemlje uz pomoć frakcijske integracije i utvrđuju kako postoji određena dugoročna memorija u ponašanju varijabli nezaposlenosti i rasta nacionalnog proizvoda te da se ipak stabilnost Okunova koeficijenta mijenja značajno kroz vrijeme.

Zanimljivi radovi koji se tiču analize Okunova zakona u Hrvatskoj su rad Tomića (2009) koji je utvrdio veoma nizak Okunov koeficijent za razdoblje od 1960. do 2005. godine te rad Logarušić i Raguž Krištić (2019) koje vezu jaza nezaposlenosti i jaza proizvodnje istražuju i statičkom panel analizom te zaključuju kako je Okunov zakon u Europskoj uniji valjan, odnosno kako postoji negativna veza između jaza nezaposlenosti i jaza proizvodnje u Europskoj uniji, u kojoj su Hrvatska i Slovačka članice.

S druge strane, za Slovačku su relevantni radovi autora Gaubrisch i Buscher (2006) koji zaključuju kako nezaposlenost nije imala utjecaj za BDP u razdoblju od 1994. do 2004. te Blaszcuk (2014) koji procjenjuje Okunov zakon za OECD (33 analizirane zemlje, razdoblje od 1990. do 2013.) te utvrđuju da vrijedi za samo 13 zemalja, odnosno kako se u njima za postotno povećanje nezaposlenosti BDP smanjuje od 0,8 do 10 %.

Za Slovačku je uočena visoka volatilitnost u stopama nezaposlenosti i visok rast BDP-a, međutim stope rasta BDP-a približno su jednake ostalim tranzicijskim zemljama.

3 Podaci, metodologija i rezultati istraživanja

Istraživanje Okunova zakona za Hrvatsku i za Slovačku temelji se na kvartalnim podacima te na procjeni VAR modela. Početna hipoteza ovoga rada je da Okunov zakon vrijedi za Republiku Hrvatsku i Slovačku Republiku. Svi podaci za analizu su logaritmirani i desezonirani.

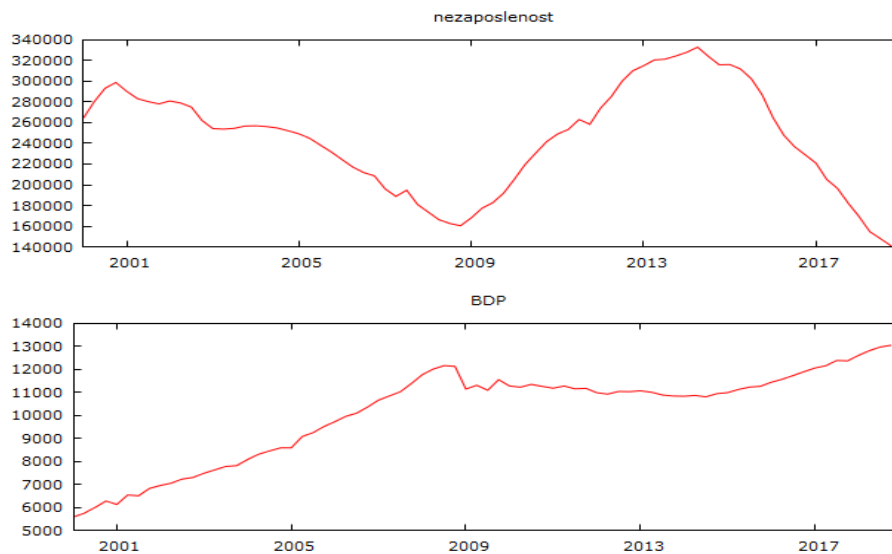
Korištene varijable za procjenu Okunova koeficijenta su nezaposlenost (NEZ) i bruto domaći proizvod (BDP), a referentno razdoblje analize za Republiku Hrvatsku i Slovačku Republiku je 2000. do 2018. Podaci za nezaposlenost prikupljeni su s baze podataka Eurostata, odnose se na kvartalne podatke za prosječnu nezaposlenost prema dobi i spolu, gdje je nezaposlenost mjerena istraživanjem o radnoj snazi EU-a, tako da se nezaposlene osobe definiraju kao sve osobe od 15 do 74 godine, koje nisu bile zaposlene u referentnom tjednu, aktivno tražili posao u protekla četiri mjeseca ili su bili dostupni za početak radnog odnosa odmah ili u roku od dva tjedna.

Podaci za bruto domaći proizvod također su prikupljeni s baze podataka Eurostata, odnose se na kvartalne podatke za realni BDP i glavne komponente (dohodak, proizvodnja, output) prema tržišnim cijenama u milijunima eura, definiran kao vrijednost svih finalnih proizvoda (roba i usluga) unutar države u razdoblju radi uvida u gospodarsku aktivnost i stupanj razvitka države.

3.1 Analiza varijabli nezaposlenosti i BDP-a za Republiku Hrvatsku i Slovačku Republiku

Na Grafikonu 1. prikazano je kretanje nezaposlenosti i BDP-a u Republici Hrvatskoj od 2000. do 2018. godine. Nezaposlenost opada do financijske krize, od financijske krize 2008. do 2014. ima

sklonost rasta, gdje je vidljivo kako vrhunac dostiže 2013. godine kada nezaposlenost prelazi 350 000 nezaposlenih te se nakon 2015. smanjuje.



Grafikon 1. Kretanje varijabli nezaposlenost i BDP u Republici Hrvatskoj od 2000. do 2018.

Izvor: izrada autora prema podacima HZZZ-a (2020)

Prema podacima Hrvatskoga zavoda za zapošljavanje, najveći broj nezaposlenih osoba u promatranom razdoblju (2000. – 2018.) nalazio se upravo u početnom razdoblju u dobnoj skupini 20 – 29 godina te 45 – 49 godina, dok se 2018. godine broj prepolovio. Promatrajući rast i pad nezaposlenosti po dobnoj strukturi vidljivo je prema podacima HZZ-a (2019) kako nezaposlenost mlađih ima tendenciju pada od 2000. do 2018., dok se nezaposlenost osoba pred mirovinom (dobna skupina 60 i više) sve više povećava. Rekordna godina u nezaposlenosti prema dobnim skupinama bila je 2013. kada su zabilježeni najveće brojevi nezaposlenih osoba u svim skupinama. Promatrajući nezaposlenost prema strukturi obrazovanja, najveća smanjenja u nezaposlenosti ostvarile su skupine sa završenom i nezavršenom osnovnom školom te srednjom školom za više od pola, dok je broj nezaposlenih osoba s prvim stupnjem fakulteta, višom školom, stručnim studijem, akademijama, magisterijima ili doktoratima u porastu pogotovo od financijske krize 2008.

Promatrajući nezaposlenost prema trajanju nezaposlenosti, najmanje promjene vidljive su u skupinama nezaposlenih od 8 godina i više te 0 – 3 mjeseca gdje su oscilacije uočene u godinama nakon krize (2009. – 2015.) te se nakon tih godina situacija u pogledu tih skupina poboljšala tako da je 2018. manja negoli je to bila 2004. godine. Prema iznesenim podacima, može se zaključiti kako se slika u nezaposlenosti, naročito posljednjih godina, sve više poboljšava, ali ovakvim zaključcima treba oprezno pristupiti jer još nije učinjen popis stanovnika te nije točno iznesen broj osoba koje su se iselile iz zemlje. Prema tome, smanjenja mogu biti uzrok odlaska radnika u inozemstvo, pogotovo iz skupine rukovoditelja postrojenjima i strojevima te industrijski proizvođači i sastavljači proizvoda koji lako nalaze zaposlenja u drugim državama Europske unije.

Bruto domaći proizvod Hrvatske od 2000. do 2008. godine raste, nakon financijske krize vidljivo je kako su kvartali rasta i pada izraženiji, iako nije vidljiv znatan pad BDP-a već je izraženija stagnacija u kretanju, a zatim do kraja promatranoga razdoblja ima sklonost rasta prelazeći razinu dostignutu u godini prije krize. U razdoblju do krize ostvaren je znatan rast BDP-a, kako je vidljivo na Grafikonu

1., koji je iznosio prosječno oko 4 %. Treba napomenuti kako je rast do 2008. temeljen na investicijama u fiksni kapital (posebice sektor cestogradnje i stanogradnje), zatim je utjecaj imao i udio vanjskog duga gdje je Hrvatska bila u skupini zemalja koje su najviše povećavale vanjski dug u odnosu na ostvareni rast BDP-a, a da pritom nije povećavala domaću potražnju pa se može reći da se neučinkovito koristila alatom inozemnog zaduživanja te su utjecaj na rast BDP-a ostvarili i kreditni plasmani poslovnih banaka. Drugo razdoblje odnosi se na krizno razdoblje nakon 2008. gdje se i na grafikonu može uočiti pad BDP-a uzrokovan globalnom krizom.

Posljedice utjecaja krize na BDP bile su istaknute padom osobne potrošnje, padom bruto investicija u fiksni kapital te vrlo niskim rastom izvoza roba i usluga (osobna potrošnja zabilježila je najizraženiji pad). Trendovi nakon kriznog razdoblja, odnosno od 2015. godine nadalje kada je zabilježen rast BDP-a, karakterizirani su ponajprije ulaskom Hrvatske u Europsku uniju kada je ukidanjem prepreka o slobodnoj trgovini omogućena razmjena s drugim zemljama Europske unije.

Tijekom razdoblja oporavka dolazi do povećanja izvoza usluga (turizam), pada cijena sirove nafte na svjetskom tržištu što dovodi do smanjenja troškova poslovanja te povećava osobnu potrošnju potrošača, omogućeno je kreditno razduživanje stanovnika i sektora.

Na Grafikonu 2. prikazano je kretanje nezaposlenosti i BDP-a u Slovačkoj Republici od 2000. do 2018. godine. Nezaposlenost do krize ima sklonost opadanja s kraćim razdobljem stagnacije na početku stoljeća, zatim naglo smanjenje i nakon krize ponovni rast nezaposlenosti iako se posljednjih godina taj odnos smanjio na razinu manju od one prije financijske krize iz 2008. godine.



Grafikon 2. Kretanje varijabli nezaposlenost i BDP-a za Slovačku Republiku od 2000. do 2018.

Izvor: izrada autora prema državnom zavodu za statistiku Slovačke Republike (2020)

Prema Državnom zavodu za statistiku Slovačke Republike (2019), broj nezaposlenih osoba u promatranom razdoblju smanjio se za više od pola. Prema dobnoj strukturi, najveću promjenu odnosno poboljšanje u tom aspektu imala je dobna skupina 15 – 24 te 25 – 34 godine gdje se broj nezaposlenih osoba smanjio za više od pola u 2018. godini s iznimkom nakon kriznih godina kada je broj porastao na razinu višu od one prije kriznog razdoblja.

Razlog tako naglom smanjenju bio je akt koji je donijela Slovačka Republika 2015. godine koji se odnosi na lakšu tranziciju studenata sa stečenom srednjom stručnom spremom na tržište rada koji pruža zakonski okvir za studente koji počinju stjecati praktična znanja kod poslodavca. Također, između poslodavca i obrazovne ustanove postoji ugovor koji determinira uvjete rada kao i ugovor između studenata i poslodavca.

Najmanje promjene u dobnoj strukturi nezaposlenih odvijale su se u dobnom razdoblju 55 godina i više. Prema obrazovnoj strukturi promjene su se pozitivno odvijale u svim kategorijama, ali je najbolje rezultate imala kategorija srednje stručne spreme, dok je kategorija fakultetskog obrazovanja doživjela najmanje promjene, s iznimkom kriznih godina gdje je u usporedbi s 2000. godinom porasla za pola, ali gledano općenito vrlo je niska u usporedbi s nezaposlenošću osoba sa srednjom stručnom spremom.

Prema duljini trajanja nezaposlenosti, Slovačka je poznata po dugotrajnoj nezaposlenosti i problem je s kojim se suočavala dugi niz godina. Početkom 2000-ih Slovačka je imala udio dugotrajne nezaposlenosti u stopi nezaposlenosti od oko 12 %, da bi od 2014. do 2018. stopa se smanjila na oko 4 %. Takvo smanjenje dugotrajne nezaposlenosti rezultat je uključivanja radnika u javne radove, savjetovanja i obrazovanja radnika za nova radna mjesta te povećanja plaća za radnike s invaliditetom. Bruto domaći proizvod Slovačke je u konstantnom rastu s blagim padom 2008. godine i daljnjim rastom do danas. Vidljivo je da oscilacije u nezaposlenosti nisu pratile oscilacije u BDP-u što će se kasnije modelom i testiranjem međusobnih utjecaja pokazati. Od 2000. do 2008. Slovačka je prolazila kroz razdoblje vrlo snažnoga gospodarskog rasta. Godine 2004. postala je članicom Europske unije. Manje razvijene zemlje svoj su rast temeljile na rastu domaće potražnje, dok su razvijenije rast temeljile na izvozu roba i usluga, s time da se kao iznimka navodi upravo Slovačka gdje je postojao veći utjecaj rasta izvoza roba nego utjecaj rasta domaće potražnje na rast BDP-a.

Tijekom kriznih godina od 2008. do 2013. BDP Slovačke za razliku od mnogih tijekom krize 2008. godine nije se znatno smanjio, dijelom zbog toga što je Slovačka jedina zemlja u kojoj se produktivnost rada nije smanjila tijekom kriznih godina te dijelom jer je to zemlja koja je tijekom kriznih godina imala najmanja smanjenja u potrošnim kategorijama BDP-a.

3.2 Metodologija i rezultati modela

Prije negoli se pristupi odabiru modela za analizu potrebno je odrediti stacionarnost vremenskog niza, odnosno red integriranosti varijabli. Već diferenciranjem varijabli može se utvrditi postoji li sklonost vraćanja srednjoj vrijednosti, odnosno postoji li značajna varijabilnost u varijablama.

Za varijable u razinama nije uočena sklonost vraćanja srednjoj vrijednosti, dok je za varijable u prvim diferencijama vidljiva sklonost vraćanja srednjoj vrijednosti pa se može zaključiti kako postoji stacionarnost vremenskog niza.

Za testiranje stacionarnosti (iako postoje mnoge vrste testova) primijenjen je prošireni Dickey Fuller (ADF) test jediničnih korijena koji testira hipoteze da postoji i da ne postoji jedinični korijen (Dickey i Fuller (1981)). Ovaj je test uz grafički prikaz varijabli sugerirao konzistentne zaključke o redu integriranosti varijabli. Kritične granice ADF testa jednake su: -3.487046 za razinu značajnosti od 1 %, -2.886290 za razinu značajnosti od 5 % i -2.580046 za razinu značajnosti od 10 %.

Postojanje jediničnog korijena implicira da je niz nestacionaran i javlja se u slučaju kada je vrijednost ADF test veličine veća od kritičnih granica ADF testa, dok nepostojanje jediničnog korijena implicira da je vremenski niz stacionaran kada je vrijednost ADF test veličine manja od kritičnih granica (Bahovec i Erjavec, 2009).

Tablica 1. ADF test u razini i u prvoj diferenciji za varijable NEZ i BDP u Hrvatskoj

Varijabla	U razini		U prvoj diferenciji	
	konstanta	konstanta i trend	konstanta	konstanta i trend
NEZ	-2,008	-1,992	-3,533 ***	-3,505 **
BDP	-1,638	-1,736	-3,995 ***	-4,075 ***

*, **, *** predstavljaju 1 %, 5 % i 10 % razinu značajnosti

Izvor: izrada autora (2020)

Tablica 1. prikazuje test jediničnih korijena u razini i prvoj diferenciji za varijable nezaposlenost i BDP za Hrvatsku u kojem su dodatno uključena dva vremenska pomaka. Pri tome može se primijetiti kako su zaključci podjednaki onima vezanima za grafički prikaz o stacionarnosti vremenske serije, a to je da varijable nezaposlenost i BDP u razini prikazuju postojanje jediničnog korijena zato što se za varijable u razini vrijednosti ADF test veličine veće od kritičnih granica ADF testa ne može odbaciti hipotezu o postojanju jediničnog korijena. Diferenciranjem varijabli vremenski niz postaje stacioniran s obzirom na to da su vrijednosti ADF test veličine manje od kritičnih vrijednosti, može se odbaciti hipotezu o postojanju jediničnog korijena, trend nije statistički značajan, pa se radi o diferentno stacionarnim vremenskim nizovima.

Tablica 2. ADF test u razini i prvim diferencijama za varijable NEZ i BDP u Slovačkoj

Varijabla	u razini		u prvoj diferenciji	
	konstanta	konstanta i trend	konstanta	konstanta i trend
NEZ	-0,878	-1,967	-4,442 ***	-4,429 ***
BDP	-0,785	-1,560	-4,751 ***	-4,744 ***

*, **, *** predstavljaju 1 %, 5 % i 10 % razinu značajnosti

Izvor: izrada autora (2020)

Tablica 2. prikazuje test jediničnih korijena u razini i prvoj diferenciji za varijable nezaposlenost i BDP za Slovačku u kojem su dodatno uključena dva vremenska pomaka. Pri tome se može primijetiti kako varijable nezaposlenost i BDP u razini prikazuju postojanje jediničnog korijena s obzirom na to da se za varijable u razini vrijednosti ADF test veličine veće od kritičnih granica ADF testa ne može odbaciti hipotezu o postojanju jediničnog korijena. Diferenciranjem varijabli vremenski niz postaje stacioniran, zato što su vrijednosti ADF test veličine manje od kritičnih vrijednosti može se odbaciti hipotezu o postojanju jediničnog korijena, trend nije statistički značajan, pa se i ovdje radi o diferentno stacionarnim vremenskim nizovima.

Model korišten za analizu Okunova zakona je VAR model, koji se primjenjuje u slučajevima kada su procesi stacionarni odnosno procesi gdje postoji samo konstantni član. VAR modeli primjenjuju se u testiranju ekonomskih teorija koje pretpostavljaju oblike povezanosti ekonomskih varijabli te da su rezultati dobiveni VAR analizom osnova za razumijevanje i istraživanje međusobnih ovisnosti u skupu ekonomskih varijabli, te definiranje strukturnih ekonometrijskih modela. VAR model reda p i dimenzije K može se definirati kao (Bahovec i Erjavec, 2009):

$$z_t = a + B_0 z_t + B_1 z_{t-1} + \dots + B_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots n \quad (1)$$

gdje je $z_t = (z_{1t}, \dots, z_{Kt})'$ K -dimenzionalni vektor slučajnih varijabli, B_i su matrice fiksnih koeficijenata reda $(K \times K)$, $a = (a_1, \dots, a_K)'$ je K -dimenzionalni vektor konstantni, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{Kt})'$ je K -dimenzionalni proces s bijelim šumom ili inovacijski proces za koji vrijedi $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \sum_{\varepsilon}$, $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = 0$ za $s \neq t$. Matrica kovarijanci \sum_{ε} je dijagonalna matrica što znači da su članovi vektora ε_t međusobno nekorelirani. Matrica B_0 ima nule na glavnoj dijagonali, dok elementi izvan dijagonale osiguravaju trenutni utjecaj jedne varijable na drugu iz vektora z_t . Ovaj VAR naziva se strukturni VAR (primitivni ograničeni VAR). Strukturni VAR moguće je transformirati kroz sustav jednadžbi u reducirani oblik tako da je I_K jedinična matrica reda $(K \times K)$. Matricu $(I_K - B_0)$ moguće je označiti s B tako da vrijedi:

$$z_t = v + A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + u_t \quad \text{gdje je} \quad \begin{aligned} v &= B^{-1}a \\ A_i &= B^{-1}B_i \\ u_t &= B^{-1}\varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Parametar u_t je veoma sličan ε_t , te vrijedi $E(u_t) = 0$, $E(u_t, u_t') = \sum_{u_t}$, $E(u_t, u_t') = 0$ za $s \neq t$. Međutim, u ovom slučaju matrica kovarijanci nije dijagonalna. Stoga elementi vektora u_t koji imaju sredinu nula, konstantnu varijancu i pojedinačno nisu serijski autokorelirani, ipak mogu biti međusobno korelirani. Ovakav oblik naziva se standardni VAR (reducirani VAR).

Prije specifikacije i konstruiranja modela važno je odrediti broj vremenskih pomaka modela radi poboljšavanja dijagnostike modela i osiguravanja dovoljnog broja stupnjeva slobode kroz izbor manjeg broja pomaka. Cilj je dobiti što jednostavniji model odnosno model s najmanjim brojem parametara pa se zato koriste tri kriterija u odabiru, a to su: Akaikeov informacijski kriterij (AIC), Schwartz-Bayesov kriterij (SBC), Hannan-Quinnov kriterij (HQ). Svaki kriterij mjeri način na koji model opisuje podatke gdje različiti kriteriji mogu dati različite podatke. Ayalev, Chitti Babu i Mohana Rao (2012) navode kako se za seriju podataka s više od 10 opažanja mogu primjenjivati svi kriteriji osim Akaike jer nije konzistentan prilikom odabira vremenskih pomaka odnosno precjenjuje vremenske pomake za više opažanja prema čemu nije dobar odabir pravilnoga vremenskog pomaka.

VAR system, maximum lag order 4

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	324,76983		-8,854718	-8,664995	-8,779189
2	359,86158	0,00000	-9,718377	-9,402174*	-9,592496*
3	364,87763	0,03989	-9,746601*	-9,303916	-9,570367
4	366,67708	0,46300	-9,685475	-9,116308	-9,458888

Slika 1. Broj vremenskih pomaka VAR modela za Hrvatsku
Izvor: izrada autora (2020)

Na Slici 1. prikazan je broj vremenskih pomaka VAR modela za Hrvatsku gdje se provodi test u četiri vremenska pomaka. Iz navedenog je vidljivo kako kriterij Akaike govori da imamo tri vremenska pomaka, dok kriterij Schwarz-Bayes i Hannan-Quinn govore u prilog da imamo dva vremenska pomaka. Za analizu i postavljanje pravilnog modela koristit će se Schwarz-Bayesian i Hannan-Quinn kriterij.

The asterisks below indicate the best (that is, minimized) values of the respective information criteria, AIC = Akaike criterion, BIC = Schwarz Bayesian criterion and HQC = Hannan-Quinn criterion.

lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	313,60074		-8,544465	-8,354743	-8,468936
2	337,72758	0,00000	-9,103544*	-8,787340*	-8,977662*
3	338,33587	0,87536	-9,009330	-8,566645	-8,833096
4	341,97125	0,12225	-8,999201	-8,430035	-8,772614

Slika 2. Broj vremenskih pomaka VAR modela za Slovačku

Izvor: izrada autora (2020)

Na Slici 2. prikazan je broj vremenskih pomaka VAR modela za Slovačku gdje se provodi test u četiri vremenska pomaka. Iz navedenog je vidljivo kako svi kriteriji (Akaike, Schwarz-Bayes, Hannan-Quinn) govore u prilog da postoje dva vremenska pomaka.

U analizi povezanosti između promatranih varijabli za svaku zemlju utvrdili smo obostranu uzajamnost, tako da za svaku zemlju postoje dva modela koja objašnjavaju istu relaciju, ali suprotne uzročno-posljedično veze. Ovim načinom želi se u potpunosti opisati povezanost između varijabli nezaposlenosti i BDP za promatrane zemlje. Budući da je uloga VAR modela vidljiva u analizi dinamike pojave, procjene parametara nisu toliko važne same po sebi, jer se one prezentiraju jasnije kroz inovacijsku analizu, tj. kroz funkcije impulsnog odaziva i dekompozicije varijance (Bahovec i Erjavec 2009). Ipak, radi potpunijeg objašnjenja relacija, prije inovacijske analize, u nastavku se prikazuju procijenjeni parametri VAR modela.

Model za Hrvatsku:

Na temelju prethodnih uvjeta može se utvrditi **Model 1** za Hrvatsku gdje je zavisna varijabla nezaposlenost:

$$NEZ = 0.34 + 1.71NEZ_{t-1} - 0.23BDP_{t-1} - 0.73NEZ_{t-2} + 0.22BDP_{t-2} \quad (3)$$

gdje parametri BDP_{t-1} i BDP_{t-2} služe za objašnjenje zavisne varijable nezaposlenost, odnosno svako dodatno povećanje BDP-a dovest će do smanjenja nezaposlenosti od -0.23 u t-1 vremenu, odnosno povećanju od 0.22 u t-2 vremenu.

Za zavisnu varijablu BDP jednadžba, odnosno **Model 2** glasi:

$$BDP = 0.65 - 0.19NEZ_{t-1} + 0.69BDP_{t-1} + 0.18NEZ_{t-2} + 0.25BDP_{t-2} \quad (4)$$

gdje parametri NEZ_{t-1} i NEZ_{t-2} služe za objašnjenje zavisne varijable BDP, odnosno svako povećanje nezaposlenosti dovest će do smanjenja BDP-a za -0.19 u t-1 vremenu, odnosno +0.18 u t-2 vremenu. Ovim modelima potvrđuje se djelovanje Okunova zakona u Republici Hrvatskoj tako da se može zaključiti kako će promjene u nezaposlenosti imati veći utjecaj na BDP negoli obrnutoj vezi. To se

može potvrditi na temelju t-vrijednosti gdje za objasniti nezaposlenost, varijable BDP na temelju t-vrijednosti nisu značajne (Model 1: t-ratio -1.328 i 1.324 vrijednosti manje od 2, nisu značajne), dok za objasniti BDP na temelju t-vrijednosti varijable nezaposlenost su značajne (Model 2: t-ratio -3.343 i 3.116 vrijednosti veće od 2 što označava značajnost varijabli).

Model za Slovačku:

Na temelju prethodnih uvjeta može se utvrditi **Model 3** za Slovačku gdje je zavisna varijabla nezaposlenost:

$$NEZ = 0.57 + 1.49NEZ_{t-1} - 0.70BDP_{t-1} - 0.51NEZ_{t-2} + 0.67BDP_{t-2} \quad (5)$$

gdje parametri BDP_{t-1} i BDP_{t-2} služe za objašnjenje zavisne varijable nezaposlenost, odnosno svako povećanje BDP-a dovest će do smanjenja nezaposlenosti za 0.70 u t-1 vremenu, odnosno povećati nezaposlenost za 0.67 u t-3 vremenu. P-vrijednosti su manje od 0.05 pri čemu se može odbaciti hipotezu da je parametar jednak nuli odnosno da nemaju utjecaj na nezaposlenost. Vidljivo je da su varijable BDP značajne statistički za nezaposlenost što znači da postoji veći utjecaj BDP-a na nezaposlenost u Slovačkoj negoli u Hrvatskoj što će se kasnije potvrditi kroz impulsne funkcije i utjecaje.

Za zavisnu varijablu BDP jednadžba, odnosno **Model 4** glasi:

$$BDP = 0.19 - 0.004NEZ_{t-1} + 1.38BDP_{t-1} - 0.0003NEZ_{t-2} + 0.40BDP_{t-2} \quad (6)$$

gdje parametri NEZ_{t-1} i NEZ_{t-2} služe za objašnjenje zavisne varijable BDP. Vidljivo je kako su iz druge jednadžbe za BDP značajne samo varijable vezane za BDP, dok one vezane za nezaposlenost nisu što još jedanput dokazuje da nezaposlenost u Slovačkoj nema ili ima minimalan utjecaj na BDP. Ako se nezaposlenost dodatno, BDP u Slovačkoj će se smanjiti za 0.004 u t-1 vremenu odnosno smanjiti za 0.0003 u t-2 vremenu. Vidljivo je kako BDP ima veći utjecaj na nezaposlenost u Slovačkoj negoli obrnuto. Ovim modelima može se zaključiti kako Okunov zakon u Slovačkoj djeluje, ali inverzno u odnosu na Hrvatsku, odnosno veći je utjecaj BDP-a na nezaposlenost nego nezaposlenost na BDP kako je situacija bila u Hrvatskoj. To se može potvrditi na temelju t-vrijednosti gdje za objasniti nezaposlenost varijable BDP na temelju t-vrijednosti jesu značajne (Model 3 1: t-ratio 3.0286 i 2.9766, vrijednosti veće od 2, jesu značajne) dok za objasniti BDP na temelju t-vrijednosti varijable nezaposlenost nisu značajne (Model 4: t-ratio 0.0756 i 0.0050 vrijednosti manje od 2 što označava da varijable nisu značajne).

3.3 Ocjena kvalitete modela

Nakon postavljanja modela za analizu potrebno je procijeniti je li model ispravan. Pri ocjenjivanju prvo se promatra koeficijent determinacije i korigirani koeficijent determinacije koji je specifičan pokazatelj reprezentativnosti uzorka, gdje je u oba slučaja neuobičajeno visok (0.99) što upućuje na mogući problem autokorelacije reziduala. Ipak, visoka vrijednost Durbin-Watson-a (2.47 i 1.88) govori kako model nema problema s autokorelacijom reziduala što se može potvrditi Ljung-Box-ovom Q statistikom koja se u empirijskim istraživanjima češće koristi s obzirom na to da u malim uzorcima pokazuje bolje karakteristike. Jednako tako, svi ostali testovi primjerenosti modela (korelogrami, normalnost reziduala te karakterističnost polinoma) potvrđuju stabilnost modela (dostupno na zahtjev).

Slika 3. pokazuje da na temelju p-vrijednosti koje su veće od 0.05 (0.0816 i 0.473) vidljivo je da modeli za Hrvatsku nemaju problema s autokorelacijom te su modeli ispravni.

Equation 1:

Ljung-Box Q' = 5,01272 with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 5,01272) = 0,0816$

Equation 2:

Ljung-Box Q' = 1,4958 with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 1,4958) = 0,473$

Slika 3. Ljung-Box Q statistika modela za Hrvatsku
Izvor: izrada autora (2020)

Sljedeći test (Slika 4.) odnosi se na heteroskedastičnost s nul hipotezom da nije prisutna, gdje se na temelju p-vrijednosti testa (0.27 i 0.99) može zaključiti kako modeli za Hrvatsku nemaju problema s heteroskedastičnošću.

Budući da su oba testa pokazala p-vrijednosti veće od 0.05, može se zaključiti kako su odabrani VAR modeli ispravni.

Test for ARCH of order 2

Equation 1:

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
alpha(0)	0,000514686	0,000186615	2,758	0,0074	***
alpha(1)	0,193551	0,120267	1,609	0,1121	
alpha(2)	-0,0217790	0,120140	-0,1813	0,8567	

Null hypothesis: no ARCH effect is present

Test statistic: LM = 2,62096

with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 2,62096) = 0,26969$

Equation 2:

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
alpha(0)	0,000294727	0,000135510	2,175	0,0331	**
alpha(1)	-0,0155418	0,120342	-0,1291	0,8976	
alpha(2)	-0,0121194	0,120405	-0,1007	0,9201	

Null hypothesis: no ARCH effect is present

Test statistic: LM = 0,0275328

with p-value = $P(\text{Chi-square}(2) > 0,0275328) = 0,986328$

Slika 4. Test za heteroskedastičnost modela za Hrvatsku
Izvor: izrada autora (2020)

Slika 5. pokazuje da na temelju p-vrijednosti koje su veće od 0.05 (0.879 i 0.857) vidljivo je da modeli za Slovačku nemaju problema s autokorelacijom te su ispravni.

Equation 1:
Ljung-Box Q' = 0,257794 with p-value = P(Chi-square(2) > 0,257794) = 0,879

Equation 2:
Ljung-Box Q' = 0,307863 with p-value = P(Chi-square(2) > 0,307863) = 0,857

Slika 5. Ljung-Box Q statistika modela za Slovačku
Izvor: izrada autora (2020)

Test sa Slike 6. sugerira na temelju p-vrijednosti testa (0.08 i 0.88) kako modeli za Slovačku nemaju problema s heteroskedastičnošću.

Budući da su oba testa pokazala p-vrijednosti veće od 0.05, može se zaključiti kako su odabrani VAR modeli ispravni.

```
Test for ARCH of order 2

Equation 1:
-----
      coefficient      std. error      t-ratio      p-value
-----
alpha(0)    0,000860205    0,000356083    2,416    0,0184 **
alpha(1)   -0,0182267     0,116086      -0,1570   0,8757
alpha(2)    0,265393       0,116067       2,287    0,0253 **

Null hypothesis: no ARCH effect is present
Test statistic: LM = 5,11123
with p-value = P(Chi-square(2) > 5,11123) = 0,0776446

Equation 2:
-----
      coefficient      std. error      t-ratio      p-value
-----
alpha(0)    0,000280567    0,000110069    2,549    0,0130 **
alpha(1)    0,0574356      0,119179       0,4819   0,6314
alpha(2)   -0,0117629     0,119298      -0,09860  0,9217

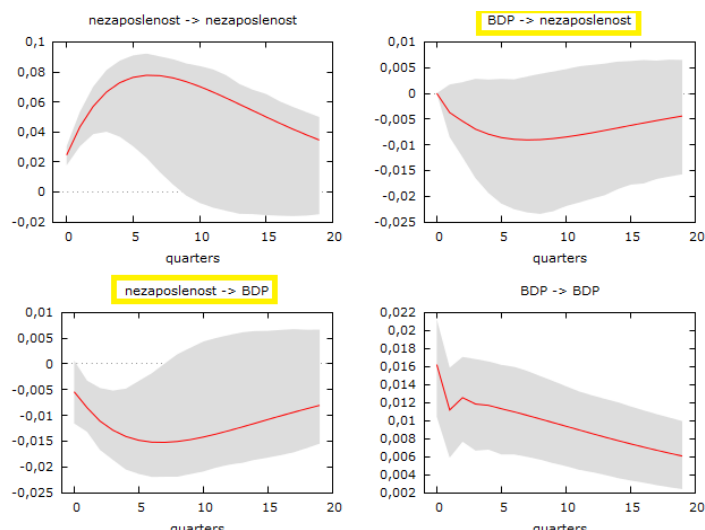
Null hypothesis: no ARCH effect is present
Test statistic: LM = 0,246975
with p-value = P(Chi-square(2) > 0,246975) = 0,883833
```

Slika 6. Test za heteroskedastičnost modela za Slovačku
Izvor: izrada autora (2020)

3.4 Inovacijska analiza

Kroz impulsne funkcije prikazat će se u kojem razdoblju slijedi prilagodba nakon inicijalnog šoka kroz 20 razdoblja, dok će se kroz dekompoziciju varijance prognostičke greške prikazati koliko jedna varijabla objašnjava drugu varijablu po razdobljima, odnosno koja varijabla više objašnjava koju kroz odabrane razdoblje od 20 razdoblja.

Pretpostavka modela je da varijabla nezaposlenost utječe na varijablu BDP i nju će se testirati kroz 20 razdoblja. Vidljivo je iz drugog prikaza (Grafikon 3.) da ne postoji utjecaj BDP-a na nezaposlenost u nultom razdoblju, dok je kod prikaza gdje se analizira utjecaj nezaposlenosti na BDP koji je treći po redu vidljiv utjecaj jer vrijednost ne počinje od nule nego od negativne vrijednosti. Može se zaključiti kako povećanje nezaposlenosti ima uglavnom veći negativni utjecaj na BDP negoli to ima povećanje BDP-a na nezaposlenost. BDP statistički ne utječe značajno na nezaposlenost, ali nezaposlenost utječe statistički na BDP i to više od 20 razdoblja.



Grafikon 3. Prikaz utjecaja varijabli nezaposlenost i BDP kroz impulsne funkcije za Hrvatsku (n = 20)
Izvor: izrada autora (2020)

Na temelju grafikona impulsnih funkcija vidljivo je da će zbog povećanja nezaposlenosti prilagodba nakon inicijalnog šoka biti kroz dulje razdoblje nego obrnuta situacija gdje će prilagodba u slučaju povećanja BDP-a biti kraća.

Decomposition of variance for **nezaposlenost**

period	std. error	nezaposlenost	BDP
1	0,0245909	100,0000	0,0000
2	0,0499896	99,4412	0,5588
3	0,0760255	99,2515	0,7485
4	0,101308	99,1056	0,8944
5	0,125017	99,0092	0,9908
6	0,146747	98,9382	1,0618
7	0,166324	98,8847	1,1153
8	0,183724	98,8431	1,1569
9	0,199017	98,8099	1,1901
10	0,212328	98,7831	1,2169
11	0,223814	98,7611	1,2389
12	0,233648	98,7429	1,2571
13	0,242006	98,7277	1,2723
14	0,249061	98,7150	1,2850
15	0,254977	98,7043	1,2957
16	0,259906	98,6952	1,3048
17	0,263989	98,6876	1,3124
18	0,267351	98,6811	1,3189
19	0,270102	98,6757	1,3243
20	0,272341	98,6711	1,3289

Tablica 3. Dekompozicija varijance prognostičke greške za varijablu nezaposlenost za Hrvatsku
Izvor: izrada autora (2020)

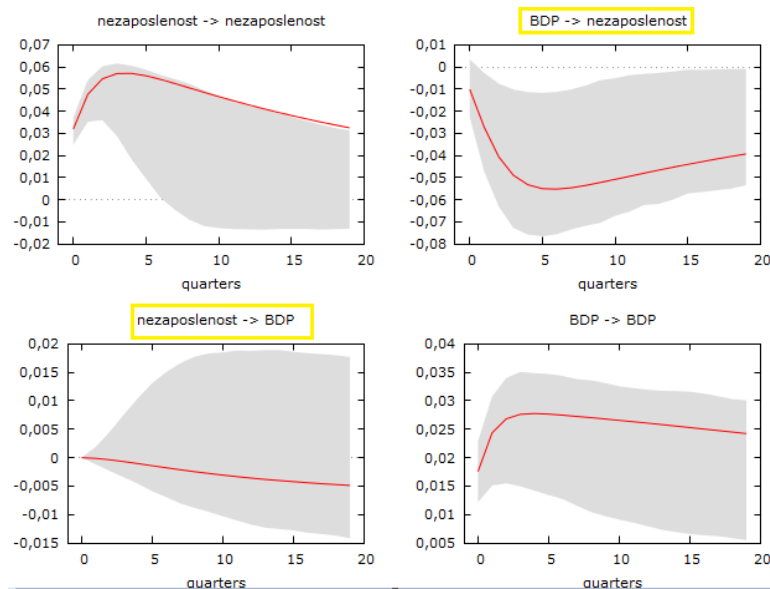
Iz Tablice 3. promatraju se vrijednosti odnosno koliko u postotku jedna varijabla objašnjava/pridonosi drugoj varijabli za nezaposlenosti u Hrvatskoj. Vidljivo je kako u prvom razdoblju varijabla BDP ne pridonosi ništa varijabli nezaposlenost dok u posljednjem 20. razdoblju varijabla nezaposlenost sama sebe objašnjava s 98,67 %, dok varijabla BDP objašnjava varijablu nezaposlenost s tek 1,33 %.

Decomposition of variance for BDP

period	std. error	nezaposlenost	BDP
1	0,0170954	10,0151	89,9849
2	0,0221193	20,7205	79,2795
3	0,0277431	29,1766	70,8234
4	0,0327937	36,2832	63,7168
5	0,0375594	41,7371	58,2629
6	0,0419361	45,9827	54,0173
7	0,0459297	49,2667	50,7333
8	0,0495353	51,8230	48,1770
9	0,0527659	53,8184	46,1816
10	0,0556404	55,3804	44,6196
11	0,0581835	56,6035	43,3965
12	0,0604219	57,5599	42,4401
13	0,0623839	58,3045	41,6955
14	0,0640972	58,8801	41,1199
15	0,0655887	59,3202	40,6798
16	0,0668836	59,6516	40,3484
17	0,0680054	59,8955	40,1045
18	0,0689756	60,0694	39,9306
19	0,0698134	60,1872	39,8128
20	0,0705363	60,2604	39,7396

Tablica 4. Dekompozicija varijance prognostičke pogreške za varijablu BDP za Hrvatsku
Izvor: izrada autora (2020)

U prvom razdoblju varijabla BDP samu sebe objašnjava s 89,98 %, dok varijabla nezaposlenost objašnjava varijablu BDP s 10,02 % (Tablica 4.). U posljednjem 20. razdoblju vidljivo je kako varijabla nezaposlenost objašnjava varijablu BDP sa 60,26 %, dok varijabla BDP samu sebe objašnjava s 39,74 %. Iz tablica 3. i 4. može se zaključiti kako varijabla nezaposlenost više objašnjava varijablu BDP negoli BDP varijablu nezaposlenost, odnosno varijabla nezaposlenost značajnije utječe na BDP, dok BDP ne utječe odnosno ne objašnjava varijablu nezaposlenost.



Grafikon 4. Prikaz utjecaja varijabli nezaposlenost i BDP kroz impulsne funkcije za Slovačku (n = 20)
Izvor: izrada autora (2020)

Vidljivo je iz trećeg prikaza (Grafikon 4.) kako varijabla nezaposlenost, kako je pretpostavljeno modelom, ne utječe na varijablu BDP jer kreće iz nule, dok varijabla BDP utječe na varijablu nezaposlenost jer kreće od negativne vrijednosti čime se dolazi do zaključka jednak onome koji je naveden analizom modela, a to je da će smanjenje BDP-a imati veći negativan utjecaj na nezaposlenost i to u duljem razdoblju nego nezaposlenost na BDP. Usljed promjene u nezaposlenosti prilagodba nakon inicijalnog šoka bit će kraća nego obrnuta situacija gdje će prilagodba biti dulja.

Decomposition of variance for nezaposlenost			
period	std. error	nezaposlenost	BDP
1	0,0335247	90,9527	9,0473
2	0,0643221	79,5544	20,4456
3	0,0936689	71,5078	28,4922
4	0,120093	66,0576	33,9424
5	0,143254	62,3197	37,6803
6	0,163362	59,6813	40,3187
7	0,180817	57,7550	42,2450
8	0,196037	56,2992	43,7008
9	0,209395	55,1615	44,8385
10	0,2212	54,2448	45,7552
11	0,231704	53,4854	46,5146
12	0,241106	52,8411	47,1589
13	0,249569	52,2831	47,7169
14	0,257223	51,7915	48,2085
15	0,264175	51,3521	48,6479
16	0,270512	50,9548	49,0452
17	0,276308	50,5918	49,4082
18	0,281624	50,2575	49,7425
19	0,286512	49,9476	50,0524
20	0,291018	49,6587	50,3413

Tablica 5. Dekompozicija varijance prognostičke pogreške za varijablu nezaposlenost za Slovačku
Izvor: izrada autora (2020)

Kroz Tablicu 5. promatraju se vrijednosti odnosno koliko u postotku jedna varijabla objašnjava/pridonosi drugoj varijabli. Vidljivo je kako u prvom razdoblju varijabla BDP objašnjava varijablu nezaposlenost s 9,05 %, dok u posljednjem 20. razdoblju je objašnjava s 50,34 %. U posljednjem razdoblju varijabla nezaposlenost samu sebe objašnjava s 49,66 %.

Decomposition of variance for BDP			
period	std. error	nezaposlenost	BDP
1	0,0175593	0,0000	100,0000
2	0,0300233	0,0017	99,9983
3	0,0402704	0,0094	99,9906
4	0,0488404	0,0263	99,9737
5	0,0561918	0,0546	99,9454
6	0,0626501	0,0948	99,9052
7	0,0684357	0,1469	99,8531
8	0,0736976	0,2099	99,7901
9	0,0785387	0,2827	99,7173
10	0,0830321	0,3641	99,6359
11	0,0872312	0,4529	99,5471
12	0,0911761	0,5479	99,4521
13	0,0948979	0,6480	99,3520
14	0,0984216	0,7525	99,2475
15	0,101767	0,8604	99,1396
16	0,104951	0,9710	99,0290
17	0,107986	1,0836	98,9164
18	0,110886	1,1976	98,8024
19	0,113666	1,3126	98,6874
20	0,116317	1,4280	98,5720

Tablica 6. Dekompozicija varijance prognostičke pogreške za varijablu BDP-a za Slovačku
Izvor: izrada autora (2020)

U prvom razdoblju varijabla BDP samu sebe objašnjava sa 100 %, dok u posljednjem s 98,57 % (Tablica 6.). Varijabla nezaposlenost varijablu BDP u posljednjem 20. razdoblju objašnjava sa samo 1,43 %. Iz ovih tablica može se zaključiti kako varijabla BDP više objašnjava varijablu nezaposlenost negoli obrnuto, odnosno varijabla BDP utječe na nezaposlenost, a varijabla nezaposlenost nema značajnijeg utjecaja na BDP.

4 Zaključna razmatranja

Okunova relacija za odabrane zemlje sugerira da promjene u nezaposlenosti ili BDP-u neće izazvati znatno povećanje ili smanjenje u drugoj varijabli očito je da problem leži u faktorima koji ih determiniraju. Na osnovi toga zaključka može se odbaciti početnu hipotezu rada. U slučaju Hrvatske to mogu biti problemi vezani za zakonodavni okvir tržišta rada, problem dugotrajne nezaposlenosti, zatim niska produktivnost povezana s niskim plaćama, zatim niska stopa inovacija te naposljetku slaba mogućnost privlačenja stranih investicija. Slovačka također, iako rezultatom ima nešto veći koeficijent, ima slične probleme koje determiniraju vezu između nezaposlenosti i BDP-a. Preporuke koje se odnose na zemlje s niskim Okunovim koeficijentom kao Hrvatska i Slovačka sastoje se u određivanju faktora koji narušavaju vezu između razine nezaposlenosti i BDP-a. S obzirom na to da je ključ svakoga uspješnoga gospodarstva u radu i proizvodnosti, potrebno je donijeti reforme u tim segmentima odnosno osigurati veću fleksibilnost i sigurnost radnih mjesta te ih prilagoditi svjetskim tržištima u skladu s postojećim stanjem (manje zaposlenih u niskoproduktivnim poduzećima i više u visokoproduktivnim poduzećima), izravno djelovanje na zakonodavni okvir u pogledu radnih sati, prekovremenih sati, ugovorne obveze itd., smanjiti porezno opterećenje na plaće, ponuda raznih oblika sigurnosti mladih prilikom zapošljavanja kao i vođenje računa o njihovom daljnjem obrazovanju i slično.

Determinirani problem nije lako riješiti ako se problemi ignoriraju. Sve zajedno dovodi do pogoršanja makroekonomske slike države i time izravno utječe na blagostanje građana. Dakle kompletiranjem podataka iz gospodarstva, Okunov koeficijent postaje jaka karika u verificiranju primjene odgovarajućih politika nad odgovarajućim problemima. Kreatori makroekonomskih politika u Hrvatskoj i Slovačkoj dobro znaju da ni jedna ekonomska politika nije neutralna, odnosno da ona ima svoje pozitivne i negativne strane. Analizirajući Okunov koeficijent i relacije koje determiniraju njegovu vrijednost, donositelji odluka mogu dobiti važne informacije o tome koji faktori hrvatskoga gospodarstva izravno ili posredno utječu na postojeće gospodarsko stanje te na temelju toga definirati održiva rješenja i referentne makroekonomske politike koje će polučiti perzistentnu sintagmu budućega gospodarskog rasta i razvoja u Hrvatskoj, odnosno Slovačkoj.

Literatura

Apergis, N., Rezitis, A. N. (2003). An Examination of Okun's Law: Evidence from Regional Areas in Greece, *Applied Economics*, 35 (10), 1147-1151.

Ayalev, S., Chitti Babu, M., Mohana Rao, L. K. (2012). Comparison of New Approach Criteria for Estimating the Order of Autoregressive Process, *IOSR Journal of Mathematics*, 11 (3), 10-20.

Bahovec, V., Erjavec, N. (2009). *Uvod u ekonometrijsku analizu*, Element, Zagreb.

Ball, L., Furceri, D., Leigh, D., Loungani, P. (2019). Does One Law Fit All? Cross-Country Evidence on Okun's Law, *Open Economies Review*, 30 (5), 841-874.

Blanchard, O. (2005). *Makroekonomija*, Mate, Zagreb.

Błaszczuk, D. J. (2014). Okun's law in OECD countries in 1990 – 2013, [*Metody Ilościowe w Badaniach Ekonomicznych*](#), 15 (2), 47-63.

Bova, E., Kolerus, C., Tapsoba, S. J. A. (2015). A Fiscal Job? An analysis of fiscal policies and the labor market, *Journal of Labor Policy*, 4 (13), 1-17.

Christl, M., Koppl-Turyna, M., Kucsera, D. (2017). Okun's Law in Austria, *Law, Economics and Social Issues Review*, 8 (2), 97-110.

Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072.

Državni zavod za statistiku Slovačke (2019). *Statistical Office of the Slovak Republic*. Dostupno na: <https://slovak.statistics.sk/>

Eurostat (2019). *Eurostat Statistics*. Dostupno na: <https://ec.europa.eu/eurostat/home>

Gaubrisch, H., Buscher, S. (2006). The relationship between Unemployment and Growth in Post-communist countries, *Post-Communist Economies*, 18 (3), 261-276.

Gil-Alana, L. A., Škare, M., Blažević Burić, S. (2020). Testing Okun's Law. Theoretical and empirical considerations using fractional integration, *Applied Economics*, 52 (5), 459-474.

Gylfason, T., Chand, S. K., Honkapohja, S., Tomasson, H. (1997). Okun's Law and Labour Market Rigidity: The Case of Sweden, The Swedish Model under Stress, *SNS Economic Policy Group Report: SNS*.

Hrvatski zavod za zapošljavanje (2019). Dostupno na: <https://www.hzz.hr/>

Ismihan, M. (2010). A New Framework for Output-Unemployment Relationship: Okun's Law Revisited, *MPRA Working Paper No. 28135*, Munich Personal RePEc Archive.

Knotek, E. S. (2007). How Useful is Okun's Law?, *Economic Review*, 73-103.

Lee, J. (2000). The robustness of Okun's Law: evidence from OECD countries, *Journal of Macroeconomics*, 22 (2), 331-356.

Logarušić, M., Raguž Krištić, I. (2019). Odrednice nezaposlenosti u Europskoj uniji, *Ekonomski pregled*, 70 (4), 575-602.

Moosa, I. (1997). A Cross-country Comparison of Okun's Coefficient, *Journal of Comparative Economics*, 24 (3), 335-356.

Okun, A. (1962). Potential GNP: its measurement and significance, American Statistics Association, Proceedings of Business and Economic Section, 98-103, ponovno izdanje u *The Political Economy of Prosperity*, 132-145.

Perman, R., Stephan, G., Tavera, C. (2015). Okun's Law – a Meta Analysis, *Manchester School*, 83 (1), 101-126.

Prachowny, M. F. J. (1993). Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates, *The Review of Economics and Statistics*, 75 (2), 331-336.

Sögner, L., Stiassny, A. (2002). An Analysis on the Structural Stability of Okun's Law: a Cross-country Study, *Applied Economics*, 34 (14), 1775-1787.

Tiryaki, A., Khakimov, O. (2017) Cyclical output- Unemployment relationship: Okun's Law parameter for Turkey, *The Sakarya Journal of Economics*, 6 (1), 1-14.

Tomić, D. (2009). *Testiranje Okunova zakona u hrvatskom gospodarstvu*, Poslijediplomski specijalistički rad, Sveučilište Jurja Dobrile u Puli, Odjel za ekonomiju i turizam „Dr. Mijo Mirković“, Pula.

Weber, C.E. (1995) Cyclical output, cyclical unemployment and Okun's coefficient: A new approach, *Journal of Applied Econometrics*, 10 (4), 433-445.