

Phillipsova krivulja - Analiza stope nezaposlenosti i inflacije mjerene indeksom potrošačkih cijena u Republici Hrvatskoj

Grdić, Matea

Master's thesis / Diplomski rad

2022

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Pula / Sveučilište Jurja Dobrile u Puli**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:137:715157>

Rights / Prava: [In copyright](#) / [Zaštićeno autorskim pravom.](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2024-09-21**



Repository / Repozitorij:

[Digital Repository Juraj Dobrila University of Pula](#)



Sveučilište Jurja Dobrile u Puli
Fakultet ekonomije i turizma "Dr. Mijo Mirković"

MATEA GRDIĆ

PHILLIPSOVA KRIVULJA

**Analiza stope nezaposlenosti i inflacije mjerene indeksom potrošačkih cijena u
Republici Hrvatskoj**

Diplomski rad

Pula, travanj, 2022.

Sveučilište Jurja Dobrile u Puli

Fakultet ekonomije i turizma "Dr. Mijo Mirković"

MATEA GRDIĆ

PHILLIPSOVA KRIVULJA

Analiza stope nezaposlenosti i inflacije mjerene indeksom potrošačkih cijena u Republici Hrvatskoj

Diplomski rad

JMBAG: 0303061533, izvanredni student

Studijski smjer: Primijenjena ekonomija

Predmet: Seminar i istraživanje (ekonomska analiza u primjeni)

Znanstveno područje: Društvene znanosti

Znanstveno polje: Ekonomija

Znanstvena grana: Opća ekonomija

Mentor: izv. prof. dr. sc. Daniel Tomić

Pula, travanj, 2022.



IZJAVA O AKADEMSKOJ ČESTITOSTI

Ja, dolje potpisani Matea Grdić, kandidat za magistra Ekonomije, ovime izjavljujem da je ovaj Završni rad rezultat isključivo mogega vlastitog rada, da se temelji na mojim istraživanjima te da se oslanja na objavljenu literaturu kao što to pokazuju korištene bilješke i bibliografija. Izjavljujem da niti jedan dio Završnog rada nije napisan na nedozvoljen način, odnosno da je prepisan iz kojega necitiranog rada, te da ikoji dio rada krši bilo čija autorska prava. Izjavljujem, također, da nijedan dio rada nije iskorišten za koji drugi rad pri bilo kojoj drugoj visokoškolskoj, znanstvenoj ili radnoj ustanovi.

Student

Matea Grdić

U Puli, 26.04, 2022. godine



IZJAVA o korištenju autorskog djela

Ja, Matea Grdić dajem odobrenje Sveučilištu Jurja Dobrile u Puli, kao nositelju prava iskorištavanja, da moj završni rad pod nazivom PHILLIPSOVA KRIVULJA Analiza stope nezaposlenosti i inflacije mjerene indeksom potrošačkih cijena u Republici Hrvatskoj, koristi na način da gore navedeno autorsko djelo, kao cjeloviti tekst trajno objavi u javnoj internetskoj bazi Sveučilišne knjižnice Sveučilišta Jurja Dobrile u Puli te kopira u javnu internetsku bazu završnih radova Nacionalne i sveučilišne knjižnice (stavljanje na raspolaganje javnosti), sve u skladu s Zakonom o autorskom pravu i drugim srodnim pravima i dobrom akademskom praksom, a radi promicanja otvorenoga, slobodnoga pristupa znanstvenim informacijama.

Za korištenje autorskog djela na gore navedeni način ne potražujem naknadu.

U Puli, 26.04.2022

Potpis

Sadržaj

1	Uvod.....	1
1.1	Nezaposlenost.....	4
1.2	Inflacija.....	7
1.3	Odnos nezaposlenosti, inflacije i gospodarskog rasta.....	12
2	Phillipsova krivulja	13
2.1	Istraživanja odnosa nezaposlenosti i inflacije prije Phillipsa	15
2.2	Izvorna Phillipsova krivulja.....	16
2.3	Nova Kejnezijanska Phillipsova krivulja	20
2.4	Pregled istraživanja Philipsove krivulje u svijetu	22
2.5	Analiza Phillipsove krivulje: Republika Hrvatska.....	24
3	Inflacija i nezaposlenost u Republici Hrvatskoj.....	26
3.1	Nezaposlenost u Republici Hrvatskoj.....	26
3.2	Inflacija u Republici Hrvatskoj.....	33
4	Metodologija	38
4.1	Problem istraživanja i hipoteze.....	38
4.2	Metoda rada	38
4.3	Podaci.....	39
4.3.1	Modeliranje registrirane stope nezaposlenosti i analiza stacionarnosti.....	39
4.3.2	Modeliranje inflacije mjerene indeksom potrošačkih cijena i analiza stacionarnosti.....	43
4.3.3	Analiza zajedničkog kretanja stope nezaposlenosti i inflacije	46
4.4	Odabir modela za analizu rezultata	47
4.4.1	Vektorski autoregresivni modeli.....	49
4.4.2	Kointegracija i modeli s korekcijom odstupanja (VECM).....	50
4.4.3	Johansenov test kointegracije	51
4.4.4	Odabir reda VAR-a	53
5	Rezultati	55
5.1	Ocjena kvalitete modela	57
5.2	Testiranje utjecaja odabranih varijabli	58

5.2.1	Grangerova uzročnost između odabranih varijabli	59
5.2.2	Analiza impulsnog odziva promatranih varijabli.....	60
5.2.3	Doprinos varijabli na prognostičku grešku kroz 20 tromjesečja.....	61
6	Diskusija	65
7	Zaključak.....	68
8	Literatura.....	70
9	Popis slika	81
10	Popis Tablica	82
11	Prilozi	83
	Sažetak	90

1 Uvod

Nezaposlenost i inflacija te njihova međusobna veza čest je predmet rasprava mnogih ekonomista čija se istraživanja provode već desetljećima. Krivulja koja opisuje upravu tu vezu dobila je naziv po autoru istraživanja Phillips-u koji je otkrio postojanje negativne veze između nezaposlenosti i inflacije u Ujedinjenom Kraljevstvu za razdoblje od 1860. do 1957. godine. Točnije može se reći kako njegov rad zapravo analizira vezu nezaposlenosti i inflacije nominalnih nadnica. Phillipsova krivulja danas je sve češće korištena metoda u modernoj makroekonomiji koja je svoj razvoj doživjela pod utjecajem napretka ekonomske teorije i pritiskom suvremenih događaja. Primjenjuje se kod predviđanja buduće stope inflacije, analize dinamike inflacije te kod njenog utjecaja na odluke nositelja monetarne politike. Kako bi se pobliže objasnilo njeno značenje, objašnjenje iza njenog mehanizma dao je upravo Phillips (1958): „u godini pada poslovne aktivnosti, kada se potražnja za radom smanjuje i kada raste stopa nezaposlenosti, poslodavci će biti manje skloni davanju povećanja plaća, a radnici će biti u lošoj poziciji da vrše pritisak na poslodavce nego što bi bili u godini tijekom koje je prosječna stopa nezaposlenosti bila ista, ali potražnja za radom se nije smanjivala“. Nezaposlenost i inflacija još uvijek zabrinjavaju i zbunjuju ekonomiste, državnike, novinare i sve ostale. Veza među njima glavni je domaći gospodarski teret predsjednika i premijera te glavno područje kontroverzi i neznanja u makroekonomiji (Tobin, 1995). Kao što se moglo očekivati od tako široko korištenog alata, Phillipsova krivulja evoluirala je pod pritiskom događaja i napretka ekonomskog teoretiziranja, uključujući u svakoj fazi nove elemente kao što su mehanizam adaptivnih očekivanja i hipoteza racionalnih očekivanja (Humphrey, 1985). Otkako je Phillips otkrio vezu između nezaposlenosti i inflacije, provedena su mnoga empirijska istraživanja kako bi se testirala stvarna bit odnosa između ove dvije varijable. Odnos između nezaposlenosti i inflacije od posebne je važnosti za kreatore politika, posebno u pogledu monetarnih politika koje ciljaju na niske stope inflacije. U slučajevima u kojima Phillipsov odnos vrijedi, provedba politike koje imaju za cilj smanjenje inflacije mogla bi postati težak posao jer će možda rezultirati povećanjem razine nezaposlenosti (Khanssa, Nasser i Mourad, 2018).

Za rast i razvoj svake zemlje važno je pratiti kretanja nezaposlenosti i inflacije. U ovom radu se koristila Phillipsova krivulja kako bi se opisala kretanja hrvatskog gospodarstva koja objašnjavaju kretanje domaće stope inflacije i nezaposlenosti.

Rad je organiziran na sljedeći način. U uvodnom dijelu je kroz literaturu je istražen pojam i uloga inflacije i nezaposlenosti u gospodarstvu. U drugom dijelu rada dan je pregled literature na temu Phillipsove krivulje: opisan je odnos inflacije i nezaposlenosti, izvorna Phillipsova krivulja, Nova Kejnezijska Phillipsova Krivulja, te su opisana neka značajnija istraživanja ovog odnosa u svijetu i Republici Hrvatskoj. Četvrti dio analizira nezaposlenost i inflaciju u Republici Hrvatskoj, dan je prikaz literature koji govori o kretanju ovih ekonomskih varijabli kroz zadnjih 30 godina u RH, te su analizirani razlozi koji su utjecali na određeni trend kretanja varijabli, također dana je usporedba s ostalim članicama Europske Unije. U četvrtom odjeljku opisani su problemi i hipoteze na kojima se zasniva istraživanje. Peti dio opisuje metodu istraživanja, opisane su varijable koje su promatrane u istraživanju te kretanje tih varijabli. Zatim je opisan odabir modela kojim će se ispitati odnos inflacije i nezaposlenosti, uz to dat je pregled literature analize vremenskih nizova i vektorskih autoregresivnih modela. U sljedećem odjeljku prikazan je empirijski model i rezultati procjene modela. U istraživanju je primijenjena kvantitativna metoda koristeći Model ispravljanja vektorskih pogrešaka (VECM) kako bi se sveobuhvatno razumjela uzročnost između stopa inflacije i nezaposlenosti. U zadnjem odjeljku dana je diskusija i zaključci.

Na temelju istraživanja Phillipsa (1958) i mnogih drugih koji su se bavili promatranjem inflacije i nezaposlenosti, postavljena je hipoteza: „Postojanje inverznog odnosa između stope nezaposlenosti i inflacije – povećanje nezaposlenosti dovodi do smanjenja inflacije i obrnuto“. Za istraživanje Phillipsove krivulje korišteni su tromjesečni podaci u razdoblju od prvog tromjesečja 2000. godine do trećeg tromjesečja 2021. godine. Promatrane su dvije varijable: indeks potrošačkih cijena i stopa registrirane nezaposlenosti za područje Republike Hrvatske. Kako bi se empirijskim putem procijenila Phillipsova krivulja u Republici Hrvatskoj, provedena je analiza vremenskih nizova koja uključuje test jediničnih korijena: prošireni Dickey-Fullerov test, ispitivanje reda VAR-a, ispitivanje kointegracije korištenjem Johansenovog testa, VEC model koji uključuje ocjenu kvalitete modela: testiranjem autokorelacije i heteroskedastičnosti. Zatim je prikazan utjecaj varijabli kroz

impulsne funkcije, analizirana je Grangerova uzročnost promatranih varijabli te doprinos varijabli na prognostičku pogrešku kroz 20 kvartala.

1.1 Nezaposlenost

Nezaposlenost je jedan od najvidljivijih pokazatelja ekonomske aktivnosti (Parker, 2010). U našem se društvu široko pretpostavlja da je rad pojedinca sastavni dio njegovog identiteta, koncepta koji on ima o sebi (Kelvin, 2007). Nezaposlenost predstavlja rasipanje resursa. Nezaposleni radnici imaju potencijal doprinijeti nacionalnom dohotku, ali to ne čine. Oni koji traže poslove koji odgovaraju njihovim vještinama sretni su kada se potraga završi, a oni koji čekaju poslove koji plaćaju iznad ravnotežne plaće sretni su kada se otvore radna mjesta (Mankiw, 2019).

Nezaposlene osobe su one koje tijekom referentnog tjedna (OECD, 2001):

1. nisu zaposlene, i
2. bile su na raspolaganju za početak rada u sljedeća dva tjedna, i
3. aktivno su tražile posao u nekom trenutku tijekom prethodna četiri tjedna.

Neki analitičari smatraju da je ova definicija pogrešna jer postoje pojedinci koji žele raditi, ali koji su odustali od traženja posla, takozvani obeshrabreni radnici, ne računaju se kao službeno nezaposleni (Dooley, Fielding i Levi, 1996). Paradoksalno, službena stopa nezaposlenosti mogla bi se smanjiti čak i u lošim vremenima ako bi se mnogi tražitelji posla ohrabрили. Još jedna mjera nezaposlenosti, broj ljudi koji primaju naknadu za nezaposlenost, još je siromašniji indikator. Nezaposlenost se smatra jednim od najozbiljnijih problema u suvremenim gospodarstvima zbog negativnih utjecaja na ekonomske troškove i negativne socijalne posljedice promatrajući društvo u cjelini. Opća nezaposlenost utječe na nadnice radnika, te time znatno utječe na blagostanje pojedinca. Kako bi se riješio problem nezaposlenosti potrebno je znati što ona podrazumijeva, koje su vrste nezaposlenosti te kako ih razlikovati. Nezaposlenost je jedan od glavnih problema na tržištu rada uz diskriminaciju na poslu, niske nadnice i loše uvjete rada jer ona ne uzrokuje samo problem za pojedinca već predstavlja niz poteškoća za gospodarstvo u cjelini (Bogut, 2002). Nezaposlenost se može odnositi na ukupnu nezaposlenost zajednice ili osobno iskustvo nezaposlenosti pojedinca (Dooley, Fielding i Levi, 1996). Iako je moguć niz mjera nezaposlenosti, najčešće se razmatraju dvije stope – široka i uska. Prema standardnoj ili uskoj definiciji, nezaposleni su nezaposlene osobe koje su tražile posao u određenom vremenskom razdoblju, obično tjedan ili mjesec prije upita. Šira definicija ublažava zahtjev

za traženjem posla i kao nezaposlene osobe se ubrajaju usko nezaposleni plus oni koji su željeli posao, ali ga nisu tražili u referentnom razdoblju (Kingdon i Knight, 2006).

Kao glavni razlog visoke nezaposlenosti, ističe se da je stopa nezaposlenosti ključni pokazatelj cikličkih obilježja nacionalne ekonomije. Kada je gospodarstvo u ekspanziji tj. kada ono raste nezaposlenost obično pada, dok u slučaju pada aktivnosti u gospodarstvu ona obično raste (Bogut, 2002). Nezaposlenost može predstavljati najavu recesije, na njenom početku, poduzeća ne zapošljavaju nove radnike te otpuštaju stare reagirajući na pad potražnje. Često se stopom nezaposlenosti može mjeriti efikasnost gospodarstva ili ekonomska učinkovitost. Naime, cilj svakog gospodarstva je efikasno korištenje ograničenih resursa (kao što je rad, kapital, zemlja) u proizvodnji usluga i dobara. Ukoliko se nezaposlenost pojavi, to znači da se input rada ne koristi u cijelosti, što dovodi do pada proizvodnje usluga i dobara koje bi nezaposleni radnici mogli proizvesti (Bogut, 2002). Osim toga država nezaposlenima osigurava različite oblike socijalne pomoći kako bi im nadoknadila izgubljeni dohodak. Međutim nezaposlene osobe ne primaju dohodak koji je moguće oporezivati, prema tome se smanjuje prihod države od poreza. To je najčešće razlog rasta državnog zaduživanja (Bogut, 2002).

Pitanje zašto postoji nezaposlenost prilično je komplicirano, počevši od pitanja postoji li uopće. Svako tržište ima fluktuacije, ljudi koji prelaze s jednog posla na drugi, možda zato što žele promjenu, zatvaranje radnog mjesta ili su otpušteni. Ta vrsta nezaposlenosti naziva se frikcijska nezaposlenost i donekle je neizbježna (Campante, Sturzenegger i Velasco, 2021).

Ovaj stupanj nezaposlenosti je društveno, a možda i osobno poželjan. Velik dio nezaposlenosti sastoji se od novih sudionika na tržištu rada koji traže svoj prvi posao, pojedinaца koji dobrovoljno mijenjaju posao ili zanimanja i ljudi na poslovima za koje su povremeni ili sezonski otkazi normalni, očekivani i nadoknađeni većim plaćama tijekom razdoblja zaposlenja. Za ove osobe nezaposlenost uopće nije problem. To je samo dio prirodnog funkcioniranja fleksibilnog i učinkovitog tržišta rada (Parker, 2010).

Nezaposlenost se najčešće definira kroz perspektivu stope, tj. postotka, pri čemu se stopa nezaposlenosti definira kao „odnos broja nezaposlenih i radne snage“ (Babić, 2003). Stopa nezaposlenosti je broj ljudi koji su nedavno tražili posao podijeljen s brojem ljudi koji su u radnoj snazi, tj. ili zaposleni ili traže posao (Dooley, Fielding i Levi, 1996).

Formula za izračunavanje stope nezaposlenosti je sljedeća (Babić, 2003):

$$\text{stopa nezaposlenosti, } n = \frac{\text{nezaposleni, } N}{\text{radna snaga, } RS} \cdot 100$$

Stopa nezaposlenosti koja se mjeri na ovaj način naziva se administrativna ili registrirana stopa nezaposlenosti. Izračunava je i objavljuje Državni zavod za statistiku na temelju administrativnih izvora podataka o broju zaposlenih u pravnim osobama, broju zaposlenih u obrtu i djelatnostima slobodnih profesija, broju osiguranika poljoprivrednika i broju registriranih nezaposlenih osoba. Administrativnu nezaposlenost određuje nacionalna zakonodavstva zemalja pa se stoga ne koristi za međunarodnu usporedivost (HZZ, 2022).

Osim administrativne zaposlenosti postoji i anketna nezaposlenost. Stopa prema Anketi o radnoj snazi (ARS) relevantan je međunarodno usporediv pokazatelj nezaposlenosti u nekoj zemlji. Predstavlja postotni udio nezaposlenih u aktivnom stanovništvu (radnoj snazi). Anketa se provodi kontinuirano, a rezultati obrađuju i objavljuju tromjesečno (HZZ, 2022). Anketna stopa nezaposlenosti pokazuje manju vrijednost, s obzirom da se u nju ne mogu ubrajati npr. „radnici koji rade na crno“, dok oni ulaze u registriranu stopu nezaposlenosti.

Budući da se radnik često smatra glavnim resursom za gospodarstvo, Mankiw (2019), navodi da je održavanje zaposlenih radnika od iznimne je važnosti za kreatore ekonomske politike i čelnike u zemlji. Ali i za dobrobit ljudi i cjelokupnog gospodarstva, na nacionalnoj i međunarodnoj sceni. Dakle, kada zemlje imaju visoke stope nezaposlenosti, to znači da visoki postoci radne snage, ljudi koji žele i mogu raditi nemaju posao. Gospodarstvo jednostavno radi ispod punog kapaciteta i neučinkovito je. Dovodi do veće potrošnje vlade na, na primjer, beneficija i pomoći, stvarajući visoku cijenu nezaposlenosti za gospodarstvo. Stopa nezaposlenosti obično značajno raste tijekom recesije, a zatim pada kako se gospodarstvo oporavlja.

Nažalost, ni frikcijska nezaposlenost ni strukturna nezaposlenost ne mogu se lako smanjiti. Vlada ne može učiniti traženje posla trenutačnim i ne može lako približiti plaće ravnotežnim razinama. Nulta nezaposlenost nije vjerojatan cilj za ekonomije slobodnog tržišta (Mankiw, 2019). Ipak, javna politika nije nemoćna u borbi za smanjenje

nezaposlenosti. Programi osposobljavanja za posao, sustav osiguranja za slučaj nezaposlenosti, minimalna plaća i zakoni koji reguliraju kolektivno pregovaranje često su teme političkih rasprava. Politike koje odaberemo vjerojatno će imati važne učinke na prirodnu stopu nezaposlenosti u gospodarstvu (Mankiw, 2019).

Mnoge javne politike nastoje smanjiti prirodnu stopu nezaposlenosti smanjenjem frikcione nezaposlenosti. Državne agencije za zapošljavanje šire informacije o slobodnim radnim mjestima kako bi učinkovitije uskladile poslove i radnike. Javno financirani programi prekvalifikacije osmišljeni su kako bi olakšali prijelaz radnika iz industrije u opadanju u rastuće industrije. Ako ti programi uspiju povećati stopu pronalaska posla, oni smanjuju prirodnu stopu nezaposlenosti. Drugi državni programi nehotice povećavaju frikcijsku nezaposlenost. Jedan od ovih je osiguranje za slučaj nezaposlenosti. Prema ovom programu, nezaposleni radnici mogu naplatiti dio svoje plaće za određeno razdoblje nakon gubitka posla (Mankiw, 2019).

1.2 *Inflacija*

Inflacija je stopa povećanja cijena tijekom određenog razdoblja. Inflacija je obično široka mjera, takva kao ukupni porast cijena ili porast troškova života u zemlji. Ali može biti i usko izračunata - za određenu robu, poput hrane ili usluga. Bez obzira na kontekst, inflacija predstavlja koliko je relevantni skup roba i / ili usluga postao skuplji tijekom određenog razdoblja, najčešće u razdoblju od godinu dana (Oner, 2010).

Inflacija može utjecati na sve aspekte zemlje kroz utjecaj na gospodarski rast, zapošljavanje, ulaganja, raspodjelu dohotka i bogatstva, pa čak i društvene i političke uvjete (Mohseni i Jouzaryan, 2016).

Inflacija djeluje kao porez na novac: visoke i nestabilne stope inflacije negativno utječu na potražnju za novcem. Štoviše, inflacija može rezultirati relativne promjene cijena u prisutnosti nominalnih rigidnosti cijena i plaća, što može stvoriti značajne troškove socijalne skrbi. Koliko su veliki troškovi socijalne skrbi ovisi, između ostalog, o konkurentnoj strukturi gospodarstva, vladinog uplitanja, nesavršenost tržišta i financijskim čimbenicima (Patel i Villar, 2016). Inflacija se mjeri određenim indeksom cijena te pokazuje dinamiku kretanja cijena u tekućem razdoblju u odnosu na prethodno i/ili bazno razdoblje. Za mjerenje inflacije se najčešće koriste indeks potrošačkih cijena (CPI), implicirani deflator BDP-a (IPD) te indeks proizvođačkih cijena (IPC) (Borozan, 2000).

- **Indeks potrošačkih cijena (CPI)** - prikazuje promjene u razini cijena usluga i dobara koje u tijeku vremena nabavlja, njima se koristi ili ih plaća referentno stanovništvo radi potrošnje. Troškovi života potrošača ovise o cijenama mnogih roba i usluga te o udjelu svake od njih u kućnom proračunu. Kako bi izmjerile prosječne potrošačke troškove života, vladine agencije provode ankete u kućanstvima kako bi identificirale košaricu često kupljenih artikala i s vremenom pratile troškove kupnje ove košarice. Trošak ove košarice u određenom trenutku izražen u odnosu na baznu godinu je indeks potrošačkih cijena (CPI) (Oner, 2010).
- **Indeks proizvođačkih cijena (IPC)** - prikazuje promjene cijena po kojima referentni proizvođači prodaju svoje proizvode na domaćem tržištu. Indeks cijena proizvođača (IPC) mjeri prosječne cijene košarice inputa koje proizvođači obično kupuju. IPC ima dvije glavne funkcije: (1) osigurati indekse cijena za korištenje u deflaciji podataka o bruto domaćem proizvodu i (2) pružiti opću mjeru inflacije. Ekonomisti tvrde da IPC može biti koristan pokazatelj buduće inflacije potrošača, jer promjene cijena koje plaćaju proizvođači (promjene troškova) često prethode promjenama cijena koje plaćaju potrošači (Akçay, 2011).
- **Implicitni deflator BDP-a** - odražava implicitni indeks koji se koristi za finalne proizvode koji konstruiraju BDP, izražava se kao postotni koeficijent normalnog i realnog BDP-a (Borozan, 2000).

Inflacija je u velikoj mjeri rezultat dva različita fenomena, koji se često nazivaju povlačenjem potražnje i potiskivanjem troškova. Inflacija prema potražnji javlja se kada potražnja za robom i uslugama u gospodarstvu premašuju sposobnost gospodarstva za proizvodnju dobara i usluga. Kao potražnja premašuje ponudu unutar gospodarstva „previše novaca lovi premalo robe” - to je pritisak prema gore stavljene na cijene, što rezultira rastom inflacije. Inflacija potiskivanja troškova javlja se kada se cijene i ulazne robe usluga povećavaju. Klasični primjer potiskivanja inflacije rezultat je naftnog šoka, koji naglo smanjuje opskrbu naftom i ostalim naftnim derivatima (Congressional Research Service, 2021).

Fischer i Modigliani (1978) nabrajaju šest vrsta troškova inflacije, počevši od gospodarstva u kojem je inflacija u potpunosti anticipirana i gdje se institucionalna struktura gospodarstva u potpunosti prilagodila inflaciji. Zatim postupno popuštaju te

pretpostavke kako bi raspravljali o troškovima koji su rezultat nesavršeno očekivane inflacije i nepotpune prilagodbe institucionalnih struktura prisutnosti inflacije. Troškovi inflacije (Fischer i Modigliani, 1978) :

1. U potpuno indeksiranoj ekonomiji u kojoj su se svi agenti prilagodili inflaciji i svim ugovorima i dužničkim instrumentima (osim za valutu) su indeksirani, inflacija je skupa jer smanjuje korištenje stvarnih salda. Osim toga, promjenom raspodjele stvarnog bogatstva, inflacija može utjecati na akumulaciju kapitala i rast. Konačno, ako je obračunska jedinica za transakcije nominalna, postojat će troškovi resursa promjene cijena („troškovi izbornika”).
2. U gospodarstvu u kojem je porezni sustav manje nego u potpunosti indeksiran, inflacija stvara distorzije utječući na relativne realne stope povrata nakon oporezivanja.
3. U gospodarstvu u kojem privatni ugovori i dužnički instrumenti nisu u potpunosti indeksirani, inflacija stvara poremećaje utječući na relativne realne stope povrata.
4. U gospodarstvu u kojem inflacija nije savršeno predviđena, šokovi inflacije uzrokovat će da se ex ante stope povrata odstupe od ex post stopa povrata i općenito će utjecati na raspodjelu dohotka i bogatstva među pojedincima.
5. U gospodarstvu s neizvjesnom inflacijom, inflacija mijenja karakteristike rizika imovine i utječe na raspodjelu bogatstva.
6. Konačno, pokušaji vlada da suzbiju simptome inflacije putem kontrole nadnica i cijena ili kontrole nominalnih kamatnih stopa mogu stvoriti dodatna izobličenja.

Inflacija može biti vrlo štetna iz više razloga. Inflacija ima tendenciju ometati mehanizme određivanja cijena, što rezultira da pojedinci i poduzeća zarađuju manje od optimalne potrošnje, uštede i ulaganja. Jedan od štetnih razloga inflacije je to što, ljudi mogu ostati u lošem položaju ako cijene rastu brže od njihovih prihoda. Drugi razlog, je to što inflacija može smanjiti vrijednost investicija ako se prinos pokaže nedovoljnim da bi se nadoknadio za inflaciju. Trajna inflacija također ima dugoročne učinke. Ako novac gubi vrijednost, manja je vjerojatnost da će tvrtke i investitori sklapati dugoročne ugovore. To obeshrabruje dugoročno ulaganje u proizvodnji kapaciteta cijele nacije (McDermott, 2014). Uz to, u prisutnosti inflacije, ekonomski akteri često sudjeluju u akcijama zaštite samih sebe od negativnih utjecaja inflacije, preusmjeravajući resurse iz drugih produktivnijih aktivnosti. U konačnici, ove neučinkovite odluke smanjuju dohodak,

ekonomski rast i životni standard. Iz tog razloga je opće prihvaćeno da inflaciju treba održavati na niskom nivou te minimalizirati ta iskrivljenja u gospodarstvu. Neki tvrde da je stopa inflacije nula optimalna. Međutim, sam cilj nulte inflacije čini razdoblje slučajnosti, te je deflacija vjerojatnija, a smatra se da je deflacija ujednačena štetnija od inflacije, s kojom se često povezuju recesijski uvjeti. Nastojeći uravnotežiti ovo rizike inflacije i deflacije, kreatori politike, uključujući Federalne rezerve, često ciljaju na pozitivnu, ali nisku stopu inflacije, uglavnom oko 2%, što istovremeno smanjuje neučinkovitost unutar gospodarstva štiteći od deflacije (O'Neill, Ralph i A. Smith, 2017).

U Velikoj Britaniji, Engleska banka postavlja cilj inflacije od 2%, na temelju godišnje promjene CPI -a, te razmatra alate monetarne politike za postizanje cilja u skladu sa širim ovlastima koje se odnose na britansko gospodarstvo (O'Neill, Ralph i A. Smith, 2017). Stabilna i niska inflacija predstavljena je kao primarni, ako ne i isključivi mandat središnjih banaka. To je bio rezultat podudarnosti između reputacijske potrebe središnjih bankara da se usredotoče na inflaciju, a ne na aktivnost i intelektualne potpore inflaciji ciljanje koje osigurava novi Kejnzijski model. U referentnoj verziji tog modela, stalna inflacija je doista optimalna politika, koja osigurava nulti proizvodni jaz (definiran kao udaljenost od razine proizvodnje koja bi prevladavala u nedostatku nominalne krutosti), što se ispostavilo da je najbolji mogući ishod za aktivnost s obzirom na nesavršenosti prisutne u gospodarstvu (Blanchard, Dell'Ariccia i Mauro, 2010).

Okun (1971) navodi da usvajanje javne politike osmišljene da dovede do stabilne, potpuno očekivane inflacije, obvezalo bi vladu na nemoguć cilj. Kreiranje ekonomske politike je vrlo složeno i ne može proizvesti stabilnu inflaciju isto kao što može proizvesti stalnu nezaposlenost ili stabilnu razinu cijena. Štoviše, samo prihvaćanje veće, iako se nadamo stabilne, stope inflacije od strane vlade utjecalo bi na očekivanja na način da cijene rastu brže i manje postojano.

Jedna od ključnih teorija vezanih za proučavanje inflacije u ekonomiji je kvantitativna teorija novca, koja, općenito rečeno, tvrdi da će povećanje količine novca u gospodarstvu ili novčane mase dovesti do povećanja razine cijena. Iz definiranja inflacije može se vidjeti da će ovo povećanje razine cijena također rezultirati padom kupovne moći novca, stoga definirajući uzajamni odnos između razine cijena i kupovne moći novčane jedinice ili njezine vrijednosti. Budući da će pojedinci htjeti držati više jedinica valute s padom

kupovne moći te valute, pošteno je od nas očekivati da će potražnja za novcem pokazati negativnu korelaciju s kupovnom moći novca. To je isto što i reći da će postojati pozitivan odnos između razine cijena i količine novca koju bi ljudi htjeli držati. S obzirom na to, ako pretpostavimo da ponudu novca za gospodarstvo postavlja neka središnja banka, tada možemo vidjeti da će točka ravnoteže, gdje je tražena količina novca jednaka ponuđenom iznosu, biti povezana s nižom razinom kupovne moći jer povećavamo ponudu novca i bit će povezani s višom razinom kupovne moći kako se ponuda novca smanjuje (O'Neill, Ralph i A.Smith, 2017).

Kupovna moć rada – stvarna plaća – ovisi o graničnoj produktivnosti rada, a ne o tome koliko novca država tiska. Ako središnja banka smanji inflaciju usporavanjem stope rasta novca, radnici neće vidjeti da se njihove stvarne plaće brže povećavaju. Umjesto toga, kada se inflacija uspori, poduzeća će svake godine sve manje povećavati cijene svojih proizvoda i, kao rezultat, svojim će radnicima dati manje povišice (Mankiw, 2019).

Neočekivana inflacija ima učinak koji je pogubniji od bilo kojeg troška postojane, očekivane inflacije: proizvoljno redistribuira bogatstvo među ljudima. Kako to funkcionira, može se vidjeti ispitivanjem dugoročnih zajmova. Većina ugovora o zajmu navodi nominalnu kamatnu stopu, koja se temelji na stopi inflacije koja se očekuje u trenutku sklapanja ugovora. Ako se inflacija pokaže drugačije od očekivane, ex post stvarni povrat koji dužnik plaća vjerovniku razlikuje se od onoga što su obje strane očekivale. S jedne strane, ako se pokaže da je inflacija viša od očekivane, dužnik dobiva, a vjerovnik gubi jer dužnik otplaćuje zajam manje vrijednim novcem. S druge strane, ako se pokaže da je inflacija niža od očekivane, vjerovnik dobiva, a dužnik gubi jer je otplata vrijedna više nego što su dvije strane očekivale (Mankiw, 2019).

Inflatorni jazovi smanjuju životni standard na suptilnije načine. Oni podižu razinu cijena, podižući troškove života. Ali porast troškova života utječe na različite ljude na različite načine. Ljudi koji svoje bogatstvo drže u financijskoj imovini s fiksnom cijenom kao što su bankovni depoziti i obveznice trpe gubitak svog stvarnog bogatstva. S druge strane, inflacija smanjuje stvarnu vrijednost duga, bilo da se radi o hipotekarnom dugu koji se koristi za financiranje kupnje kuće ili studentskom zajmu koji se koristi za financiranje obrazovanja. Novac otplaćen u budućnosti ima nižu kupovnu moć od posuđenog novca. Na ove i druge načine, troškovi inflacije su neravnomjerno raspoređeni

u gospodarstvu, što otežava odluke o zapošljavanju, izdacima kućanstava i investicijama (Curtis i Irvine, 2017).

1.3 Odnos nezaposlenosti, inflacije i gospodarskog rasta

Posljednjih desetljeća značajno su proučavani glavni čimbenici gospodarskog rasta. U međuvremenu, inflacija i nezaposlenost te njihov utjecaj na gospodarski rast bili su pomno istraženi jer su te ekonomske karakteristike eksplicitno istaknute u zemljama u razvoju. Mnogi znanstvenici smatraju da kontroliranje inflacije i nezaposlenosti ima značajnu ulogu u gospodarskom razvoju (Mohseni i Jouzaryan, 2016).

Odnos između nezaposlenosti, gospodarskog rasta i inflacije dokumentiran je u različitim studijama usredotočenim na različita gospodarstva. Studija koju je proveo Arthur Okun pokazala je kako je gospodarski rast imao negativan odnos s nezaposlenošću. To ukazuje da će veća stopa nezaposlenosti smanjiti gospodarski rast, i obrnuto (Okun, 1962). Okunov zakon odnosi se na snažnu korelaciju uočenu između stope nezaposlenosti i realnog bruto domaćeg proizvoda (BDP). BDP i zaposlenost obično se kreću zajedno. 1962. godine Okun je dokumentirao da je američka nezaposlenost ima tendenciju pada za 1 postotni poen za svaki porast bruto nacionalnog proizvoda od 3 posto. Ova empirijska pravilnost kasnije je nazvana Okunovim zakonom (Neely, 2010). Ovaj se makroekonomski odnos može protumačiti kao uzročni: fluktuacije rasta podrazumijevaju porast (ili pad) stope nezaposlenosti. Vrijednost koeficijenata obično se smatra mjerilom kreatorima politike za mjerenje troškova nezaposlenosti zbog većih kolebanja rasta (Lang i de Peretti, 2009).

Rast ovisi o količini rada upotrijebljenim u proizvodnom procesu, stoga postoji pozitivan odnos između rasta i zaposlenosti. Ukupna zaposlenost jednaka je radnoj snazi umanjenoj za nezaposlenost, stoga postoji negativan odnos između proizvodnje i nezaposlenosti (uvjetovano radnom snagom). Stoga se Okunov zakon može mjeriti kao pozitivan odnos između promjena u rastu i promjena u zaposlenosti (Wen i Chen, 2012).

Slično, odnos između nezaposlenosti i inflacije promatrao je Phillips (1958) te došao do zaključka da povećanje stope inflacije smanjenje stopu nezaposlenosti i stoga je ovaj zakon po njemu nazvan 'Phillipsova krivulja'.

Utjecaj gospodarskog rasta i inflacije na nezaposlenost razlikuje se među gospodarstvima ovisno o strukturi tržišta rada i promatranom razdoblju (Tenzin, 2019). Na primjer, Tomić, Stjepanović i Grbac (2020) istražuju usporedbu Okunovog zakona za Hrvatsku i Slovačku. Autori istražuju povezanost nacionalnog proizvoda i nezaposlenosti te njihov međusobni utjecaj na podacima u razdoblju od 2000. do 2018. godine. Dolaze do zaključka da za obarane zemlje, promjene u nezaposlenosti i BDP-u neće izazvati znatno povećanje ili smanjenje u drugoj varijabli. Moazzami i Dadgostar (2009) koristeći tromjesečne podatke za 13 zemalja OECD-a, Austriju, Australiju, Kanadu, Finsku, Francusku, Grčku, Njemačku, Italiju, Koreju, Norvešku, Novi Zeland, Ujedinjeno Kraljevstvo i Sjedinjene Države, koji pokrivaju razdoblje od 1988. do 2007., ispituju odnos nezaposlenosti i stope rasta stvarnog proizvoda. Rezultati sugeriraju da postoje značajni kratkoročni i dugotrajni razmjeri između nezaposlenosti i rasta proizvodnje. Smanjenje stope nezaposlenosti za 1% rezultiralo bi rastom proizvodnje od 2,6% do 4,7% u promatranim zemljama. Najviši kratkoročni i dugoročni koeficijenti zabilježeni su u Kanadi, Finskoj, Norveškoj i Sjedinjenim Državama, što sugerira da zaposlenost više odgovara gospodarskom rastu u tim zemljama. Pehlivanoğlu i Tanga (2016) su procijenili Okunov zakon u zemljama u razvoju (Brazil, Rusija, Indija, Kina, Južna Afrika i Turska) pri tome su koristili godišnje podatke vremenskih serija tijekom razdoblja od 1990. do 2014. godine. Koriste Engle Granger test kointegracije i potpuno izmijenjeni OLS. Empirijski dokazi pokazuju da tumačenje Okunovog zakona nije primjenjivo u nekim zemljama u razvoju. Njihovi nalazi ukazuju da Okunov zakon ne vrijedi za Tursku, Južnu Afriku i Brazil.

2 Phillipsova krivulja

Niska inflacija i niska nezaposlenost, glavni su ciljevi ekonomske politike, ali ponekad je teško postići oboje. Pretpostavimo, na primjer, kada bi kreatori politike upotrijebiti monetarnu ili fiskalnu politiku kako bi proširili agregatnu potražnju. Ova bi politika pomaknula gospodarstvo duž kratkoročne krivulje agregatne ponude do točke veće proizvodnje i više razine cijena. Veća proizvodnja znači nižu nezaposlenost jer poduzeća zapošljavaju više radnika kada proizvode više. Viša razina cijena, s obzirom na razinu cijena iz prethodne godine, znači veću inflaciju. Stoga, kada kreatori politike pokreću gospodarstvo prema gore

duž kratkoročne krivulje agregatne ponude, smanjuju nezaposlenost i povećavaju inflaciju. Suprotno tome, kada stežu agregatnu potražnju i pomaknu gospodarstvo niz kratkoročnu krivulju agregatne ponude, nezaposlenost raste, a inflacija pada. Ova veza između inflacije i nezaposlenosti, nazvana je Phillipsova krivulja. Phillipsova krivulja odražava kratkoročnu krivulju agregatne ponude: dok kreatori politike pomiču gospodarstvo duž kratkoročne krivulje agregatne ponude, nezaposlenost i inflacija kreću se u suprotnim smjerovima. Phillipsova krivulja korisna je za izražavanje agregatne ponude jer su inflacija i nezaposlenost važne mjere ekonomske uspješnosti (Case, Fair i M. Oster, 2019).

Friedman i Phelps (1968) tvrdili su da vlada ne može trajno mijenjati višu inflaciju za nižu nezaposlenost. Pretpostavimo da je nezaposlenost prirodna. Realna plaća je konstantna: radnici koji očekuju danu stopu inflacije cijena inzistiraju da im se plaće povećaju istom stopom kako bi spriječili eroziju svoje kupovne moći. Pretpostavimo da vlada koristi ekspanzivnu monetarnu ili fiskalnu politiku u pokušaju da smanji nezaposlenost ispod njene prirodne stope. Posljedično, povećanje potražnje potiče poduzeća da podižu cijene brže nego što su radnici očekivali. Uz veće prihode, tvrtke su spremne zaposliti više radnika po starim stopama plaća, pa čak i donekle podići te stope. Za kratko vrijeme radnici pate od onoga što ekonomisti nazivaju novčanom iluzijom: vide da su njihove novčane plaće porasle i voljno daju više radne snage. Dakle, stopa nezaposlenosti pada. Ne shvaćaju odmah da im je kupovna moć pala jer su cijene rasle brže nego što su očekivali. No, s vremenom, kako radnici predviđaju više stope inflacije cijena, isporučuju manje radne snage i inzistiraju na povećanju plaća koje prati inflaciju. Realna plaća se vraća na staru razinu, a stopa nezaposlenosti vraća se na prirodnu stopu. Ali inflacija cijena i inflacija plaća uzrokovana ekspanzivnom politikom nastavljaju se po novim, višim stopama (Hoover, 2008).

Glavna pitanja u vezi s Phillipsovom krivuljom bila su (Ólafsson, 2006):

1. izbor varijabli koje treba uključiti u odnos,
2. modeliranje njezinih mikro temelja, posebno u pogledu određivanja cijena, očekivanja i raznih krutosti na tržištima roba, rada i kapitala, i
3. optimalni pristup procjeni.

Tekuća rasprava o Phillipsovoj krivulji, koja traje već gotovo pola stoljeća, rezultat je neslaganja o tim pitanjima (Ólafsson, 2006). Najosnovnija implikacija hipoteze o prirodnoj stopi je da su promjene u stopi inflacije (u velikoj mjeri) fenomen tržišta rada čija se veličina

može izraziti određenom mjerom zastoja na tržištu rada – stopom nezaposlenosti (Stiglitz, 1977).

Različite namjene Phillipsove krivulje mogu se vidjeti iz trojstva dobrobiti koje Stiglitz (1977) spominje kao rezultat posjedovanja takve krivulje. Korisno je:

1. za opisivanje determinanti inflacije;
2. u pružanju okvira za politiku;
3. za predviđanje inflacije

Kao što se može očekivati, malo je vjerojatno da se jedna krivulja može koristiti u sve tri svrhe. Prilikom predviđanja ili objašnjavanja povijesti, krivulja će se možda morati dopuniti velikim nizom varijabli koje predstavljaju utjecaje potražnje, ponude i institucionalne čimbenike koji se odnose na kontrolu cijena i plaća (Gruen, Pagan i Thompson, 1999).

2.1 Istraživanja odnosa nezaposlenosti i inflacije prije Phillipsa

Odnos inflacije i nezaposlenosti seže još od analiza američkog ekonomista Irving Fishera iz 1926. godine koji je taj odnos statistički analizirao u svom eseju. Neki tvrde da je zbog toga rada upravo Fisher osmislio Phillipsovu koncepciju i da bi se ona stoga trebala nazivati Fischerova krivulja (Basarac, 2009a). Fisher je u svom radu otkrio visoku korelaciju između stope promjena cijena i zaposlenosti te je opisao metode koje je koristio kako bi došao do spomenutog rezultata. Korišteni podaci odnose se isključivo na Sjedinjene Američke Države i dalje bilo bi potrebno istraživanje prije nego što bi se zaključci mogli izravno primijeniti na druge zemlje (Fisher, 1973). Iako nije predstavio formalnu ekonometrijsku jednadžbu, Fisher je prvi ponudio empirijsku inačicu Phillipsove krivulje inačica $U = g (dP / dt)$ prema kojoj se uzročnost kreće se od inflacije do nezaposlenosti. Gdje je U odstupanje nezaposlenosti od njene prirodne (ravnotežne) stope, a dP/dt je promjena razine cijena s obzirom na vrijeme (Humphrey, 1985).

Jan Tinbergen 1936. prvi je procijenio alternativnu verziju promjene plaća s povećanom smjenom $w = f (U) + Z$ kod kojih uzročnost proizlazi iz nezaposlenosti ili neke ekvivalentne mjere potražnje na tržištu rada na inflaciju stopa plaća i vektor varijabli pomaka da utječu na kompromis nadnice i nezaposlenosti. Točnije, njegova jednadžba bila je oblika $dW = F (E, dP-1)$ gdje je dW promjena u novčanim nadnicama, E je zaposlenost u odnosu na njegovu normalnu razinu, a zaostala varijabla promjene cijene

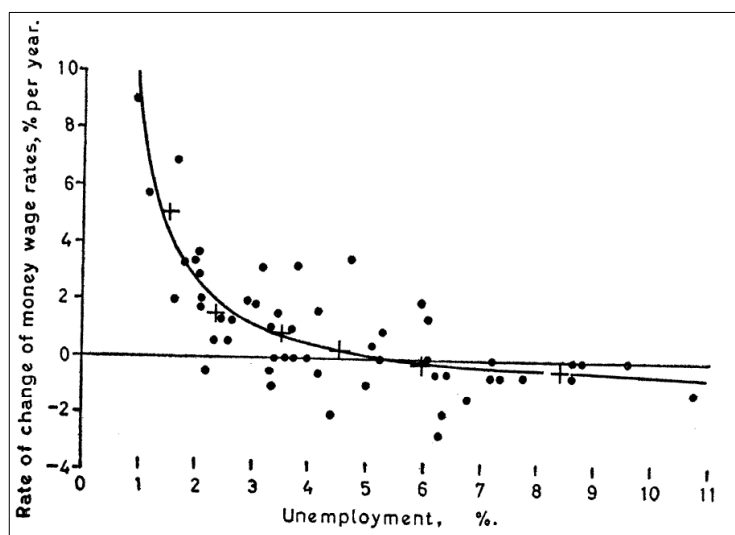
$dP-1$ predstavlja faktore prilagodbe nadoknade ili troškova života. Tinbergena jednadžba je prva uključila pomak promjene cijene varijabla koja uzima u obzir uočena kretanja u odnos plaće i radnog odnosa (Humphrey, 1985).

Klein i Goldberger (1955) također su procijenili ekonometrijske jednadžbe inflacije i nezaposlenosti prije Phillipsa. Poput Tinbergena, Klein i Goldberger nisu izrazili varijablu inflacije plaća u prvoj razlici nego postotak stope promjene oblika. Osim što su uključili varijablu vremenskog trenda, oni su također unijeli varijablu nezaposlenosti linearno. Osim ovih manjih razlika, njihova je jednadžba gotovo ista kao i kasnija formulacija Phillipsa i R. G. Lipseya, koji razjasnio i proširio Phillipsovo djelo (Humphrey, 1985).

2.2 Izvorna Phillipsova krivulja

Unatoč mnogim opisanim nastojanjima da se opiše odnos inflacije i nezaposlenosti, povijesni razvoj Phillipsove krivulje započeo je 1958. godine Alban William Housego Phillips. Phillips (1958) je autor suvremene teorije inflacije kojom je prikazao povezanost nominalne varijable inflacije i realne varijable nezaposlenosti koristeći dijagram. Phillips (1958) proveo je analizu u kojoj promatra odnos između nezaposlenosti i stope promjene novčanih stopa u Ujedinjenom Kraljevstvu, od 1861. do 1957. godine. U radu „*The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957*“ Phillips je potvrdio hipotezu da se stopa promjene od stope nadnica može objasniti razinom nezaposlenosti i stopom promjene nezaposlenosti, osim u ili neposredno nakon one godine u kojima postoji dovoljno brz rast uvoznih cijena kako bi nadoknadio tendenciju povećanja produktivnosti kako bi se smanjili troškovi život. Dijagram raspršenja brzine promjene stopa nadnica i postotka nezaposlenosti u razdoblju od 1861. do 1913. prikazan je na Slici 1.

Slika 1. Izvorna Phillipsova krivulja



Izvor: Phillips (1958).

Prije ispitivanja podataka, Phillips iznosi dva važna teorijska zapažanja. Prvo, negativan odnos između stope nezaposlenosti i stope promjene nominalne plaće trebao bi biti „vrlo nelinearan” zbog rigidnosti plaća prema dolje, što zauzvrat odražava nevoljkost radnika „da ponude svoje usluge po nižoj od prevladavajućih stopa potražnje za radna mjesta. Drugo, stopa promjene plaća može ovisiti ne samo o razini nezaposlenosti, već i o njezinoj stopi promjene, 'stope promjene' u kontekstu američkih poslijeratnih modela i tumačenje Velike depresije. Međutim, Phillips iznenađujuće razotkriva treću moguću korelaciju, onu između stope promjene plaća i stope inflacije u maloprodaji („provođenje prilagodbi troškova života”). Razmišljao je o svijetu u kojem stope plaća predstavljaju četiri petine faktorskih troškova, a uvozne cijene drugu petinu, a normalno bi stope plaća i uvozne cijene rasle istom brzinom. Samo kada bi uvozne cijene porasle pet puta brže od rasta produktivnosti, maloprodajne bi cijene utjecale na stope plaća (Gordon, 2009).

Phillips zaključuje prevođenjem prilagođene krivulje za promjenu plaća u odnos nezaposlenosti i inflacije oduzimanjem dugoročnog rasta produktivnosti; čini se da stabilne cijene zahtijevaju stopu nezaposlenosti od otprilike 2,5%. Primjetno, Phillips ne nagađa o okolnostima u kojima bi se naizgled stabilna krivulja od 1861. do 1913. dugoročno mogla pomaknuti gore ili dolje (Gordon, 2009).

Samuelson i Solow (1960) su prvi zagovarali Phillipsovu krivulju kao instrument politike. Umjesto da se usredotoče na odnos između stope promjene nominalnih plaća i

stope nezaposlenosti kao što je to učinio Phillips, oni su procijenili odnos između stope inflacije i stope nezaposlenosti za dvadesetpetogodišnje razdoblje od 1934. do 1958. godine. Samuelson i Solow interpretirali su svoju statističku Phillipsovu krivulju kao strukturalni odnos koji je imao potencijal ponuditi izbor iskoristivih kompromisa između inflacije i nezaposlenosti. I dok su upozoravali da kompromis možda neće biti održiv (to jest, upozorili su da bi se Phillipsova krivulja mogla pomaknuti). Oni su istraživanje temeljili na osovi Phillipsove ideje o povezanost nezaposlenosti i promjene plaća u Velikoj Britaniji. U navedenom istraživanju iz 1958. godine Phillips je zaključio kako su statistički dokazi poduprijeli hipotezu da se stopa novčanih nadnica može objasniti razinom nezaposlenosti i stopom promjene nezaposlenosti, osim u ili neposredno nakon, onih godina u kojima postoji dovoljno brz rast uvoznih cijena kako bi se nadoknadila tendencija povećanja produktivnosti kako bi se smanjili životni troškovi (Phillips, 1958).

Povezanost ovih dviju varijabli proširila se na mnoga buduća istraživanja i pobudila znatiželju mnogim znanstvenicima. Od kada je prvi put opisana Phillipsova krivulja pa sve do danas napravljane su mnoge modifikacije i revizije, no osnovna ideja manipulacije tržišta rada kroz ekonomsku politiku, točnije, korištenjem cjenovnih politika, još uvijek je predmet razmišljanja ekonomista širom svijeta. Varijable korištene u Phillipsovoj krivulji jesu stopa nezaposlenosti i stopa promjene stope nadnice (Družić, Tica i Mamić, 2006). Phillipsova je analiza bila suočena s mnogim kritikama. Prva kritika je pospješila razvoj Phillipsove krivulje prema kojoj se inflacija ubrzava kada nezaposlenost padne ispod prirodne stope (Friedman, 1968. i Phelps, 1967. prema Krznar, 2011). Druga kritika je pospješila razvoj moderne nove Kejnezijanske Phillipsove krivulje, a bila je vezana uz procjenu Phillipsove krivulje i tretiranje očekivanja u modelu (Sargent, 1971. i Lukas, 1976. prema Krznar, 2011).

Nadalje, nobelovac Milton Friedman je ponudio alternativno shvaćanje inflacije i nezaposlenosti kratkoročne Phillipsove krivulje u svom radu pod nazivom „*The Role of Monetary Policy*“ koji je objavljen 1968. godine. Navedeni autor je u tom radu iznio tvrdnju da je dugoročna Phillipsova krivulja savršeno elastična kod određene prirodne stope nezaposlenosti (Basarac, 2009a). Friedman (1968) kao neuspjeh Phillipsove krivulje navodi u razlikovanju nominalnih i realnih plaća. Implicitno, Phillips je napisao svoj članak za svijet u kojem su svi očekivali da će nominalne cijene biti stabilne i u kojem je ta

anticipacija ostala nepokolebljiva i nepromjenjiva što god se dogodilo stvarnim cijenama i plaćama.

Friedman (1968) i Phelps (1967) ističu kako je u razdoblju visoke inflacije i niske zaposlenosti tijekom naftnog šoka u 70-tima dovelo do modifikacije originalne Phillipsove krivulje. Autori ističu važnost očekivanja realne plaće (proporcionalne očekivanju stope inflacije) u procesu pregovaranja o plaći između poslodavca i sindikata (Krznar, 2011).

Upravo je Phelps (1967) doprinijelo najvažnijoj modifikaciji Phillipsove krivulje. Phelps je pronašao novu vezu i to između stope nezaposlenosti i promjene inflacijske stope koja je danas poznata pod nazivom Phillipsova krivulja povećanja očekivanja. U kasnim 1960-ima stabilna negativno nagnuta Phillipsova krivulja je poništena Friedman-Phelpsovim modelom prirodne stope. Njihova krivulja je dugoročno bio okomita na prirodnoj stopi nezaposlenosti, a njihova se kratkoročna krivulja pomicala prema gore kad god bi nezaposlenost bila gurnuta ispod prirodne stope (Gordon, 2018). Autori su zaključili kako Phillipsova krivulja opada jedino u kratkom roku, dok u dugom roku postoji samo jedna kritična stopa nezaposlenosti koja je usklađena sa stabilnom inflacijom, a to je prirodna stopa nezaposlenosti (Basarac, 2009a). Taj pojam prihvaća većina ekonomista danas. No, javlja se ograničenje o tome koliko može biti niska stopa nezaposlenosti bez da se stvori jaz na tržištu rada (Družić, Tica i Mamić, 2006). Gordon (2018) kritizira temeljnu pretpostavku Friedman-Phelps-ovog pristupa da se tržište rada kontinuirano čisti i da se promjene u stopi nezaposlenosti prema padu ili porastu događaju samo kao odgovor na "zavaravanje" radnika, tvrtki ili oboje. Gordon (2018) navodi da Keynezijanski pristup objašnjava racioniranje količine inercijom u određivanju cijena i plaća. Gordon (2018) navodi da pozitivna korelacija inflacije i nezaposlenosti u 1970-ima i u 1990-ima objašnjava se spajanjem negativno nagnute Phillipsove krivulje s pozitivno nagnutom krivuljom dinamičke potražnje. Za svaki dani rast nominalnog BDP-a, viša inflacija uzrokovana nepovoljnim šokovima ponude podrazumijeva sporiji rast realnog BDP-a i veću nezaposlenost. Ovaj model "trokuta" koji se temelji na inerciji inflacije, potražnji i ponudi dobro je funkcionirao kako bi objasnio zašto su inflacija i nezaposlenost bile u pozitivnoj i negativnoj korelaciji između 1960-ih i 1990-ih, ali u posljednjem desetljeću nagib kratkoročne Phillipsove krivulje se izravnao budući da je inflacija

pokazala prigušen odgovor na visoku nezaposlenost u 2009.-2013. i nisku nezaposlenost u 2016.-2018. dodinama.

Lukas (1972) daje jednostavan primjer ekonomije u kojoj ravnotežne cijene i količine pokazuju ono što bi moglo biti središnje obilježje modernog poslovnog ciklusa: sustavni odnos između stope promjene nominalnih cijena i razine stvarne proizvodnje. Ovaj odnos predstavlja varijantu opisane Phillipsove krivulje, izveden je unutar okvira iz kojeg su rigorozno isključeni svi oblici "iluzije novca": sve cijene su tržišno kliring, svi se agenti ponašaju optimalno u svjetlu svojih ciljeva i očekivanja, a očekivanja se formiraju optimalno.

Domers (2003) istražuje pretpostavke linearnosti i postojanosti standardne Phillipsove krivulje reduciranog oblika za Kanadu koristeći dvije različite tehnike: (1) metodologiju koju su predložili Bai i Perron (1998), koja dopušta nepoznat broj prekida u nepoznatim datumima, i (2) regresijski model s tri režima Markov-switching modela. Obje metodologije snažno odbacuju pretpostavke o linearnosti i konstantnosti parametara. Domers (2003) smatra da se odnos proizvodnja-inflacija, ne održava prema sadašnjoj monetarnoj politici ciljanja inflacije, s njenom niskom i stabilnom inflacijom. Budući da su usvojeni ciljevi za kontrolu inflacije, čini se da su inflacijska očekivanja više usmjerena prema budućnosti i dobro usidrena na 2 posto, što je službena ciljna stopa.

2.3 Nova Kejnezijanska Phillipsova krivulja

Novi Keynezijanski makroekonomski modeli postali su glavni za analizu monetarne politike od strane akademskih ekonomista i središnjih banaka. Najnovija generacija modela predviđanja koje razvijaju mnoge središnje banke sastoji se od razrađenih novo Kejnezijanskih modela, čija je prepoznatljiva značajka uvođenje nominalne rigidnosti putem monopolistički konkurentnih tvrtki i/ili kućanstava koja postavljaju optimalne cijene i/ili plaće (Ambler, 2007).

Keynezijanska teorija tretirala je plaće kao, ako ne fiksne, to je teorija o tome kako je nominalna agregatna potrošnja odredila razinu proizvodnje i zaposlenosti, sve dok se nisu naišla ograničenja proizvodnje i zaposlenosti na strani ponude. Prepoznato je da kada agregatna potražnja prijeđe granice ponude, rezultat će biti inflacija, ali standardna Keynezijanska teorija imala je diskontinuitet u točki gdje je proizvodnja dosegla "kapacitet"

i nije imala kvantitativna predviđanja o određivanju razine inflacije nakon što su dostignute granice kapaciteta (Samuelson, 2008).

Kratkoročna dinamika inflacije ključno je pitanje u makroekonomiji, dizajnu modela i kreiranju monetarne politike. U dizajnu modela napravljena su različita poboljšanja s obzirom na dinamiku inflacije. Nova Keynezijanska Phillipsova krivulja sada je dominantan pristup modeliranju plaća i cijena u makroekonomiji i ključni odnos u modernim makroekonomskim modelima (Ólafsson, 2006).

Hibridna nova Keynezijanska Phillipsova krivulja (*eng. 'new Keynesian Phillips curve - NKPC*) opisuje kako prošla inflacija, očekivana buduća inflacija i mjera stvarne agregatne potražnje pokreću trenutnu stopu inflacije (Nason i W. Smith, 2008).

Takozvana Nova Keynezijanska Phillipsova krivulja povezuje inflaciju s proizvodnim jazom i efektom "pritiskanja troškova" pod utjecajem očekivane inflacije. Očito je da je inflacija fenomen koji gleda u budućnost uzrokovan postupnim postavljanjem nominalnih cijena (Roeger i Herz, 2012).

Dva ključna poboljšanja dinamičkog modeliranja inflacije bila su iza razvoja Nove Keynezijanske Phillipsove krivulje. Prvo, eksplicitno modeliranje očekivanja i naglasak na budućem ponašanju u procesu inflacije označili su veliki napredak (Ólafsson, 2006). To ima važne posljedice za kreiranje monetarne politike, kako je istaknuo Walsh (2007) ako su očekivanja privatnih agenata o budućoj inflaciji važne determinante inflacije, to naglašava važnost da donošenje monetarne politike bude sustavno, vjerodostojno i transparentno. Drugo, poboljšanje u modeliranju dinamike inflacije je uvođenje implicitnih problema optimizacije cijena i plaća unutar monopolističkog okruženja, što dovodi do postupnog određivanja cijena. Kimball (1995) i Yun (1996) prvi su uveli postavljanje cijena u stohastičke modele agenata za optimizaciju.

Kimball (1995) konstruirao dinamični makroekonomski model s manje od savršene fleksibilnosti cijena koji ima stvarnu stranu u skladu s teorijom stvarnog poslovnog ciklusa, uvećanu troškovima prilagodbe ulaganja, povećanjem povrata na obim i novom, fleksibilnom normalizacijom nesavršene konkurencije. Razvijen je novi način aproksimacije - koristan za svaki model u kojem se jedna varijabla stanja brzo prilagođava, dok se druga varijabla stanja prilagođava sporo. Čak i uz troškove prilagodbe ulaganja, utvrđeno je da monetarne ekspanzije podižu stvarnu kamatnu stopu.

Yun (1996) istražuje sposobnost rigidnosti nominalne cijene da objasni zajedničko kretanje inflacije s cikličkom komponentom proizvodnje uočeno u poslijeratnim američkim podacima. Dinamički model opće ravnoteže konstruiran je uvođenjem monopolističke konkurencije i rigidnosti nominalne cijene u standardni model stvarnog poslovnog ciklusa, dopuštajući pravilo endogene ponude novca. Ukazuje da modeli ljepljivih cijena mogu objasniti uočene povezanosti između kretanja inflacije i proizvodnje mnogo bolje od modela fleksibilnih cijena. Ovaj rezultat ovisi o tome pretpostavlja li se da je ponuda novca endogena ili ne.

2.4 Pregled istraživanja Philipsove krivulje u svijetu

Hazell, Nakamura, Herreño i Steinsson (2021) procjenjuju nagib Philipsove krivulje u presjeku američkih država koristeći novo konstruirane indekse cijena na državnoj razini za ne razmjenjivu robu od 1978. do 2020. godine. Njihove procjene pokazuju da je nagib Philipsove krivulje mali i bio je mali čak i tijekom ranih 1980-ih. Procjenjuju samo skroman pad nagiba Philipsove krivulje od 1980-ih. Autori koriste model s više regija kako bi dobili zaključke o nagibu agregatne Philipsove krivulje iz regionalnih procjena. Primjenom procjena na nedavnu dinamiku nezaposlenosti u osnovi nema izostanka dezinflacije ili re-inflacije u posljednjih nekoliko poslovnih ciklusa. Rezultati upućuju na to da je oštar pad temeljne inflacije početkom 1980-ih bio uglavnom posljedica promjene očekivanja o dugoročnoj monetarnoj politici za razliku od strme Philipsove krivulje, a veća stabilnost inflacije od 1990-ih uglavnom je posljedica dugoročnih inflatornih očekivanja.

Scheibe i Vines (2005) procjenjuju djelomično usmjerenu Philipsovu krivulju, kao i tradicionalnu Philipsovu krivulju usmjerenu unatrag. Koristeći tromjesečne podatke od 1988. do 2002. godine, autori procjenjuju vertikalnu dugoročnu Philipsovu krivulju za Kinu i navode da proizvodni jaz, devizni tečaj i inflacijska očekivanja igraju važnu ulogu u objašnjavanju inflacije. Prilagođavaju se strukturnim promjenama u gospodarstvu gdje je to moguće i procjenjuju regresije za uzorke kako bi testirali i otkrili postupne strukturne promjene. Procjenjuju brojne alternativne procjene proizvodnog jaza i otkrivaju da su proizvodni jazovi koji su izvedeni iz procjena proizvodne funkcije za Kinesko gospodarstvo korisniji u procjeni Philipsove krivulje nego jazovi u proizvodnji koji su izvedeni iz jednostavnih statističkih trendova. Djelomično okrenute prema naprijed Philipsove krivulje

bolje pristaju od onih unatrag. Identifikacija ne rastućeg učinka tečaja na inflaciju tijekom razdoblja velikog rasta uvoza upućuje na povećanje cijena u odnosu na ponašanje uvoznika na tržištu.

Quaas i Klein (2010) su procijenili nekoliko regresija koje su bile od povijesne važnosti jer su utjecale na razvoj i posljedično na oblik moderne makroekonomske teorije o procesu određivanja cijena i plaća. Koristili su podatke Njemačkog gospodarstva od 1950. do 2004. godine, te od 1970. do 2009. godine zajedničko obilježje svih testiranih regresija bio je vrlo stabilan odnos između promjena stope plaća s jedne strane i stope nezaposlenosti s druge strane, što je bio izvorni nalaz Phillipisa.

Ormerod, Rosewell i Phelps (2013) koristeći statističku tehniku fuzzy grupiranja, istražuju režime inflacije i nezaposlenosti za Sjedinjene Države, Ujedinjeno Kraljevstvo i Njemačku između 1871. i 2009. godine. Za svaku zemlju su identificirali tri različita režima u prostoru inflacije i nezaposlenosti. Sličnosti postoje među zemljama u oba režima i vremenima prijelaza između režima. Međutim, tipične stope inflacije i nezaposlenosti u režimima bitno su različite. Nadalje, čak i unutar danog režima, rezultati klaster analize otkrivaju trajne fluktuacije u stupnju privrženosti tom režimu promatranja inflacije i nezaposlenosti tijekom vremena. Ekonomske implikacije rada Ormeroda, Rosewella i Phelps (2013) su: prvo, odnos inflacije i nezaposlenosti tj. Phillipsova krivulja s vremena na vrijeme doživljavaju velike promjene. Drugo, da je također inherentno nestabilan čak i kratkoročno. Vjerojatno je da su čimbenici koji upravljaju kompromisom između inflacije i nezaposlenosti toliko višedimenzionalni da je teško identificirati razdoblja kratkoročnih Phillipsovih krivulja koja se mogu pripisati određenim povijesnim razdobljima s bilo kojim stupnjem točnosti ili predvidljivosti.

Jondeau i Le Bihan (2005) su procijenili hibridne Phillipsove krivulje, koje uključuju komponente usmjerene unatrag i naprijed, za glavne europske zemlje, europodručje i SAD. Koristeći Generaliziranu metodu momenata (eng. Generalized-Method-of-Moment - GMM) i procjenu maksimalne vjerojatnosti (eng. *Maximum-Likelihood*) autori ispituju osjetljivost procjena na izbor proizvodnog jaza ili realnog jediničnog troška rada kao prisilne varijable te na broj kašnjenja i prednosti u dinamici inflacije. Zatim nude nekoliko testova specifikacija za procijenjene modele. Zaključci autora su: prvo, dinamika inflacije usmjerena prema budućnosti nije promijenjena izborom prisilne varijable. Nasuprot tome, na nju snažno

utječe zaostala i vodeća struktura inflacije. Pojavljuju se dvije specifikacije: stvarni jedinični trošak rada s jednim zaostatkom prednosti i velika komponenta usmjerena na budućnost koja je relevantna u SAD-u i Velikoj Britaniji. Specifikacija izlaznog jaza s tri zaostajanja i prednosti i niskim stupnjem usmjerenosti prema budućnosti osigurava bolje pristajanje za kontinentalnu Europu.

2.5 Analiza Phillipsove krivulje: Republika Hrvatska

Empirijsku analizu u Hrvatskoj su provodili Šergo i Tomčić (2003), Botrić (2005), Pivac i Grčić (2005) te Družić, Mamić i Tica (2006), Krznar (2011), Recher, Matošec i Palić (2017), Šego, Damijanić i Saftić (2013), Šego, Damijanić i Saftić (2013), Basarac (2009b).

Svi navedeni autori su nastojali procijeniti Phillipsovu krivulju različitim ekonometrijskim modelima. Njihovi rezultati ukazuju na činjenicu kako ne postoji veza između inflacije i zaposlenosti u Hrvatskoj.

Šergo i Tomčić (2003) istražuju empirijsku vezu između inflacije i jaza između stvarne i prirodne stope nezaposlenosti, a potom su provjerili mogućnost primjene Okunova zakona u Republici Hrvatskoj. Korištenjem ekonometrijskog modela pokušali su definirati ulogu nestabilnosti tečaja kune u povećanju jaza između stvarne i realne stope nezaposlenosti za Republiku Hrvatsku. Rezultati pokazuju kako stabilna dugoročna veza ne postoji. No, u ad hoc modelu (skraćenog oblika, bez konstante) veza između stope inflacije i nezaposlenosti postaje signifikantna i mjera reprezentativnosti postoje veća. Usprkos tome, autori navode kako je jasno da je procjenitelj parametra koji opisuje korelaciju između te dvije varijable pristran.

Grčić i Pivac (2005) ocjenjuju Phillipsovu krivulju u okruženju Hrvatskog gospodarstva primjenom osnovnih načela "nove klasične ekonomije". Autori procjenjuju vezu između stope rasta plaća i stope nezaposlenosti tako što su uzeli u obzir i adaptivna i racionalna očekivanja. U radu nije izračunata statistička signifikantnost procjenitelja parametara između nezaposlenosti i nominalnih plaća, pa se prema tome ne može zaključiti da li postoji veza između promjene plaća i nezaposlenosti.

Družić, Tica i Mamić (2006) istražuju vezu između nezaposlenosti i stope promjena cijena testirane u Hrvatskoj uz pomoć podataka u rasponu od 1962. do 2004. godine.

Empirijski dio istraživanja osmišljen je s ciljem testiranja originalne Phillipsove krivulje i prilagođene Phillipsove krivulje očekivanja koja je dizajnirana od strane Edmunda S. Phelps. Budući da su obje navedene verzije prilagođene američkom gospodarstvu, autori predlažu novu teoriju za hrvatsko gospodarstvo. Autori su koristili metodu najmanjih kvadrata (OLS) procjenom stope inflacije kao zavisnom varijablom te maržom, nezaposlenosti i faktorima koji utječu na odrađivanje plaća kao nezavisnim varijablama. Rezultati ukazuju na ne postojanje originalne Phillipsove krivulje u Hrvatskoj.

Krznar (2011) u svom radu procjenjuje originalnu Phillipsovu krivulju i Novu Keynezijansku Phillipsovu krivulju (NKPC) za otvoreno i zatvoreno gospodarstvo, na kvartalnim podacima za Hrvatsku za razdoblje od 1996. do 2008. godine. Inflaciju mjeri promjenom indeksa potrošačkih cijena, a nezavisne varijable koje koristi za originalnu Phillipsovu krivulju jesu jaz BDP-a i vremensko izostajanje stope inflacije. Autor koristi empirijsku analizu domaće stope inflacije u svjetlu nove Keynesijanske Phillipsove krivulje. Njegovi rezultati pokazuju kako stara Phillipsova krivulja ne postoji jer pokazatelji domaće gospodarske aktivnosti poput jaza BDP-a ne može objasniti kretanje domaće stope inflacije. Nova Keynezijanska krivulja pokazuje čvrstu vezu između graničnog troška otvorenog gospodarstva i stope inflacije te između očekivane i tekuće stope inflacije. Krznar (2011) daje jasniju sveobuhvatnu analizu odnosa inflacije i nezaposlenosti u Hrvatskoj i u skladu s tim opisuje strukturne karakteristike hrvatskog gospodarstva.

Recher, Matošec i Palić (2017) istražuju odnos nezaposlenosti i inflacije, odnosno procjenjuju Phillipsovu krivulju. Cilj njihovog rada bio je procijeniti odnos inflacije i nezaposlenosti na ranije nedostupnim podacima nakon krize 2008. godine kako bi se uočile promijene uslijed snažne recesijske krize u Hrvatskoj. Njihovi rezultati govore kako ne postoji sistematska povezanost inflacije i nezaposlenosti u Hrvatskoj za čitav promatrani period, ali je isto tako pronađena potpora za modificiranu Phillipsovu krivulju s adaptivnim očekivanjima prije krize. Rezultati ukazuju na ne postojanje veze između inflacije i nezaposlenosti u Hrvatskoj, kao razlog ne postojanja veze navode duboku i perzistentnu krizu koja je Hrvatsku zadesila spomenute godine, a koja je trajala punih šest godina. Autori zaključuju kako se nositelji ekonomske politike ne bi smjeli strogo oslanjati na procjene Phillipsove krivulje kao na čvrsti orijentir jer su one podložne različitim teorijskim interpretacijama i drugačijim empirijskim specifikacijama. Dodaju kako se

originalna ideja Phillipsove krivulje temeljila na negativnom odnosu inflacije i nezaposlenosti u dugom roku pa je zbog toga poželjno promotriti dugačku seriju podataka naspram kratke serije podataka koje su korištene u radovima koji istražuju NKPC (uključujući i naveden rad).

Šego, Damijanić i Saftić (2013) istraživali su pretpostavke linearnosti i konstantnosti modela Phillipsove krivulje pomoću očekivanih varijacija inflacije i metodologije koju su prethodno predložili Bai i Perron, na primjeru Hrvatske. U analizi su koristili kvartalne podatke, od 1994. do 2010. godine. Njihov je rad pokazao da su uzroci nezaposlenosti u Hrvatskoj nastali iz strukturnih razloga, a ne zbog niske stope inflacije. Antiinacijski šok iz studenog 1993. i stabilnost cijena postignuta nakon toga mogli su pokrenuti uzroke vrlo visoke i trajne stope nezaposlenosti. Autori navode da Phillipsova krivulja, koja je analizirana u ovome radu, danas više ne vrijedi.

Basarac (2009b) istražuje postojanje Kejnezijanske Phillipsove krivulje na primjeru Republike Hrvatske. Model NKPK opisuje povezanost između inflacije, očekivanja koja poduzeća posjeduju o budućoj inflaciji i realnih graničnih troškova. U radu je korištena VAR metodologija. Također, provedena je kointegracijska analiza korištenjem Johansenovog testa. U analizi je autor obuhvatio razdoblje od prvog tromjesečja 1996. godine do drugog tromjesečja 2008. godine. U radu je prikazano postojanje kointegracijske između varijabli, primjenom jediničnog troška. Što ukazuje na dugoročnu povezanost između spomenutih varijabli. Također, je utvrđeno da analiza modela NKPK korištenjem jaza proizvodnje, ukazuje na postojanje dugoročne ravnoteže između inflacije, očekivane inflacije te jaza proizvodnje.

3 Inflacija i nezaposlenost u Republici Hrvatskoj

3.1 *Nezaposlenost u Republici Hrvatskoj*

Nezaposlenost u Hrvatskoj predstavlja trajni problem uzrokovan nizom okolnosti i čini velik udio radno sposobnog stanovništva. S obzirom da je Hrvatska jedna od država koja se ubraja u socijalne države, u socijalnim državama mirovinski i zdravstveni sustavi uglavnom funkcioniraju na principu solidarnosti, svako povećanje nezaposlenosti također znači niže doprinose tim sustavima, što za posljedicu ima snižavanje standarda i socijalnih prava

građana (Rančić i Durbić, 2016). Tempo otvaranja radnih mjesta u Republici Hrvatskoj bio je spor zbog niza čimbenika, jedan od njih je nefleksibilno tržište rada. Iznimno strogi propisi o zaštiti zapošljavanja koji ograničavaju mobilnost radnih mjesta i relativno visoki jedinični troškovi rada koji obeshrabruju zapošljavanje i ulaganja, samo su neki od rigidnosti tržišta rada u Republici Hrvatskoj (Rutkowski, 2003).

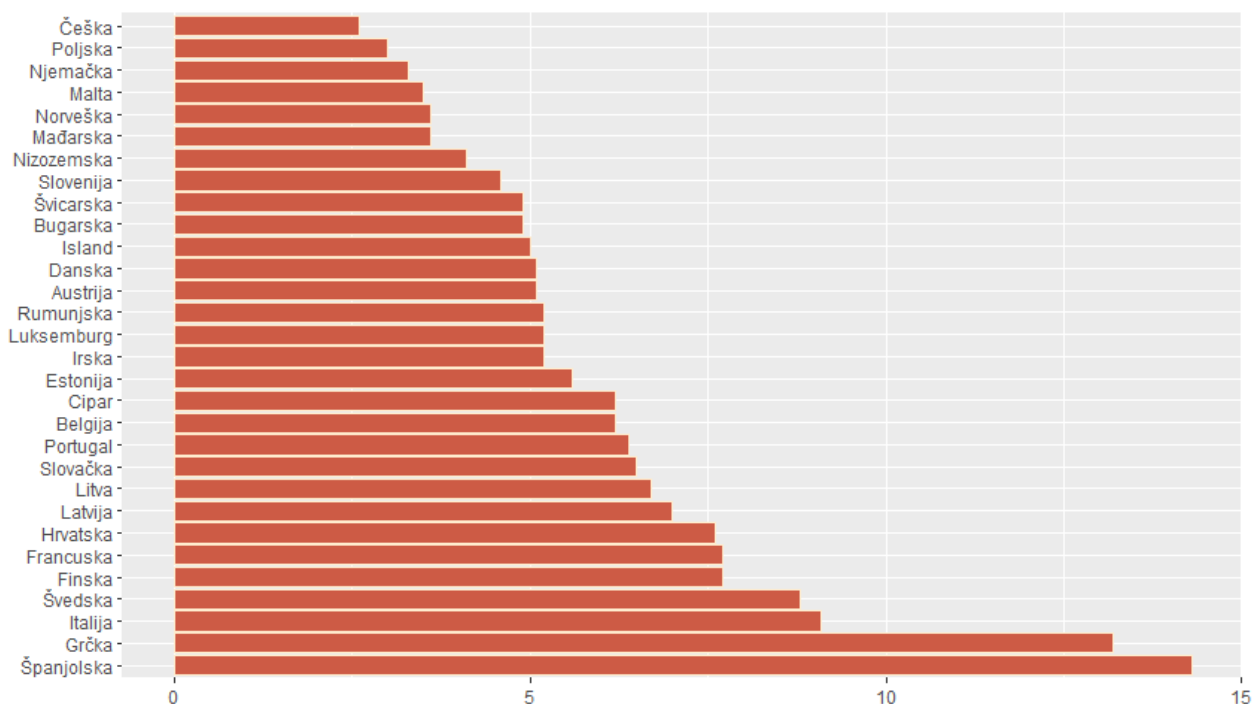
Hrvatska se od osamostaljenja suočava s velikom nezaposlenošću te nalazi na problem prijelaza iz socijalističkog autonomnog sustava na tržišni ekonomski sustav. Tranzicija je uglavnom bila spontana, bez odgovarajućeg planiranja te je situacija dodatno otežana ratnom situacijom. Zbog nedovoljno isplanirane privatizacije veliki broj ljudi ostao je bez radnog mjesta, a istovremeno nisu poduzete potrebne mjere i uvjeti za njihovo ponovno zaposlenje (Rančić i Durbić, 2016).

Ulazak Hrvatske u Europsku Uniju postavlja određene okvire i ograničenja koja treba uzeti u obzir pri rješavanju pitanja nezaposlenosti. Postoji mnogo ograničenja u korištenju zaštitnih kvota i carina za poticanje izvoza. Osim toga, Europska Unija zahtijeva politiku stabilnog tečaja, održavanje stabilnih financijskih tržišta, fiskalna konsolidacija i prijenos poreza s rada na druge manje opterećene izvore rada (Rančić i Durbić, 2016).

Nezaposlenost u RH je rezultat loše provedenih i još uvijek nedovršenih tranzicija i privatizacija, dubokih strukturnih problema i djelomičnih prelijevanja ekonomskih kriza s inozemnih tržišta. Ako je nezaposlenost uzrokovana ozbiljnim strukturnim nedostacima, važno je reformirati one institucije koje koče gospodarski razvoj; obrazovni, upravni, pravosudni, financijski ili bilo koji drugi sustav (Rančić i Durbić, 2016). Osim reforme institucija, potrebno je otvaranje novih radnih mjesta kako bi se smanjila nezaposlenost, za što je potrebna liberalizacija tržišta rada kako bi se smanjili troškovi zapošljavanja i otpuštanja (Rutkowski, 2003).

Na Slici 2. prikazanje dijagram koji prikazuje stope nezaposlenosti u Europskim zemljama u 2021. godini.

Slika 2. Stopa nezaposlenosti u odabranim državama Europe u 2021. godini



Izvor: Izrada autora prema podacima preuzetim s Eurostata (2022) :

<https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tps00203/default/bar?lang=en>

Posljednjih godina područje Europe te članice Europe Unije zabilježile su smanjenje stope nezaposlenosti. Međutim, još su prisutne velike razlike između zemlja članica Europske Unije. Stopa nezaposlenosti u Republici Hrvatskoj 2021. godine iznosila je 7.6%. Prema Eurostatovoj metodologiji, među nezaposlene ubrajamo osobe u dobi od 15 do 74 godine koje trenutno ne rade i aktivno traže posao (Eurostat, 2022). U 2021. godini, od trideset promatranih Europskih zemalja veću nezaposlenost imale su Francuska, Finska, Švedska, Italija, Grčka i Španjolska. Među državama s najmanjom nezaposlenosti nalaze se: Češka, Poljska i Njemačka (Slika 2.).

U usporedbi s ostalim članicama Europske Unije, Hrvatska ima najviši udio broja zaposlenih osoba u turističkim djelatnostima u okviru poslovnog sektora (13 posto), nakon Cipra, Grčke i Irske, te je najizraženija sezonalnost turizma tijekom ljetnih mjeseci. Republika Hrvatska ima najviši udio radnika s ugovorom ne dužim od 3 mjeseca (5,8%), što je 2,5 puta više od prosjeka EU (2,3%) (Hrvatska gospodarska komora, 2020).

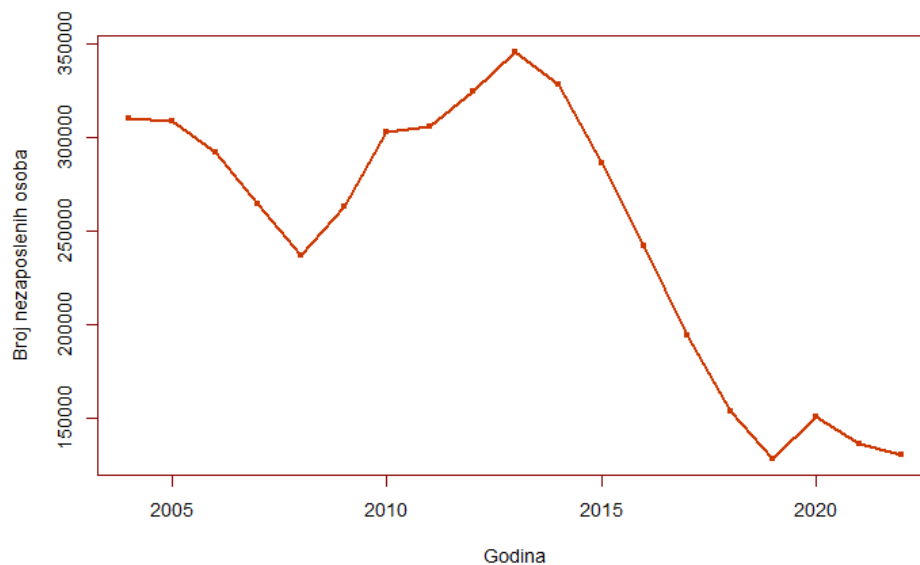
Međutim, treba imati na umu da prikazivanje samo podataka o stopi nezaposlenosti za pojedine zemlje bez daljnje analize strukture zaposlenosti i nezaposlenosti nije uvijek

najbolji pokazatelj radne aktivnosti stanovništva. Odnosno, u nekim relativnim terminima visok udio sive ekonomije, službeno nezaposleni i dalje rade neki posao i ostvaruju prihod od svog rada (Eurostat, 2022).

Glavnim krivcima visoke stope nezaposlenosti u Republici Hrvatskoj smatra se „loša makroekonomska politika, privatizacija te odgađanje provođenja strukturnih reformi“ (Škare, 2001). U Hrvatskoj je zabilježen znatan broj propadanja velikih poduzeća u javnom sektoru, uz paralelan razvoj privatnog sektora koji je zasnovan na uslugama trgovanja, a ne toliko na proizvodnji. Privatizacija je osiromašila javni sektor za velik broj radnih mjesta, rješenje ovog problema probalo se je naći u prijevremenom umirovljenju većine otpuštenih radnika. Ova ekonomska politika dovela je do prevelikog broja umirovljenika, za čije su naknade potrebna velika financijska sredstva, a Fond mirovinskog i invalidskog osiguranja nema na raspolaganju tolika financijska sredstva kako bi se riješio ovaj problem. U Ustavu RH zapisano je da je Hrvatska socijalna država te da je potrebno „starim, nemoćnim i drugim zbog nezaposlenosti ili nesposobnosti za rad, nezbrinutim građanima Republike Hrvatske osigurati pravo na pomoć za podmirenje osnovnih životnih potreba“ (Balaband, 1997).

Na Slici 3. prikazano je kretanje broja nezaposlenih osoba u Republici Hrvatskoj u razdoblju od 2004. do 2022. godine.

Slika 3. Kretanje broja nezaposlenih osoba u Republici Hrvatskoj u razdoblju od 2004. do 2022. godine



Izvor: Izrada autora prema podacima: HZZ: <https://statistika.hzz.hr/statistika.aspx?tipzvjestaja=1>

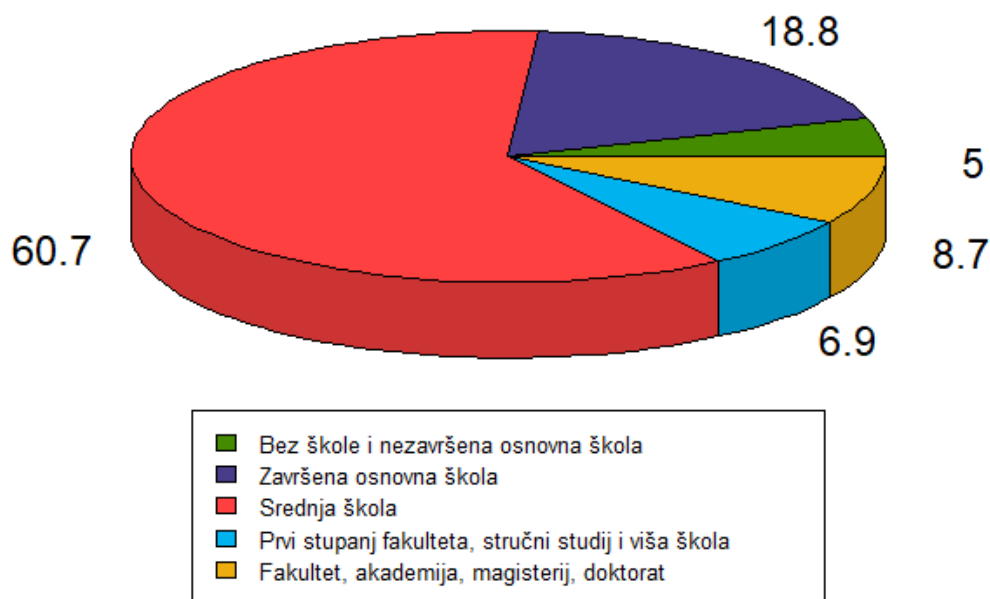
Nakon desetljeća trenda smanjivanja broja zaposlenih, u 2002. kretanja su preokrenuta te se nezaposlenost smanjuje. Vlada RH je 2002. pokrenula 'Program poticanja zapošljavanja'. U razdoblju 2002. do 2005. godine, zahvaljujući provođenju aktivne politike tržišta rada, zaposleno je više od 80000 nezaposlenih (Bejaković, 2007). Povećanje broja zaposlenih u usporedbi s prošlim desetljećem potaknuto je i značajnim porastom BDP-a. Iako je Hrvatska uspjela smanjiti rast nezaposlenih osoba, 2004. godine Hrvatska se nalazi pri vrhu zemalja srednje i istočne Europe po nezaposlenosti (Bejaković, 2007). 2004. godine Vlada Republike Hrvatske prihvatila je Nacionalni akcijski plan zapošljavanja za razdoblje 2005. do 2008. godine. Ovaj plan je obuhvaćao preventivne i aktivne mjere za nezaposlene i neaktivne osobe, razvoj poduzetništva i otvaranje novih radnih mjesta i promoviranje razvoja ljudskog kapitala (Bejaković, 2007).

U Hrvatskoj je u razdoblju od 2006. do 2008. značajno pao broj nezaposlenih osoba, ali na žalost trend pada zaustavila je ekonomska kriza 2008. godine. Vrhunac nezaposlenosti zabilježen je krajem 2008. godine. Najveće posljedice ekonomske krize bile su u padu bruto domaćeg proizvoda, izvoza i zaposlenosti, i slično (Jakšić, 2017). Republika Hrvatska ima otvoreno gospodarstvo, stoga je ekonomska kriza prelila i na Hrvatsko gospodarstvo, gdje je našla uvijete za daljnje širenje. Dotok stranog kapitala je zaustavljen, dolazi do naglog smanjenja proizvodnje i potrošnje (Rančić i Durbić, 2016). Nakon velikog rasta nezaposlenosti u 2009. godini, 2015. godine Hrvatsko je gospodarstvo na putu oporavka, ali uvjeti na tržištu rada su i dalje nezadovoljavajući. Unatoč padu nezaposlenosti, Hrvatska i dalje bilježi jednu od najviših stopa nezaposlenosti u Europskoj Uniji. Nakon ulaska Hrvatske u Europsku Uniju 2013. godine, otvaranje tržišta rada EU za hrvatske građane dovelo je do masovnih migracija i manjka radne snage u mnogim sektorima (Kelebuš, 2021). Nakon 2015. godine nezaposlenost bilježi znatan trend pada. U 2020. zabilježen je blag trend rasta u odnosu na 2019. godinu, zbog pandemije. U 2021. godini nezaposlenost ponovno bilježi trend pada.

Hrvatski zavod za zapošljavanje vodi evidenciju o strukturi nezaposlenih osoba prema razini obrazovanja, spolu, dobi, zanimanju, radnim iskustvu, trajanju nezaposlenosti i mnogim drugim. U nastavku su prikazane analize prema stupnju obrazovanja, spolu i prema dobnim skupinama u 2022. godini.

Jedna od najznačajnijih odrednica zaposlenje smatra se obrazovna i kvalifikacijska struktura nezaposlenosti. Slika 4. prikazuje strukturu nezaposlenih osoba u Republici Hrvatskoj prema razini obrazovanja u 2022. godini.

Slika 4. Struktura nezaposlenih osoba prema razini obrazovanja u 2022. godini u RH

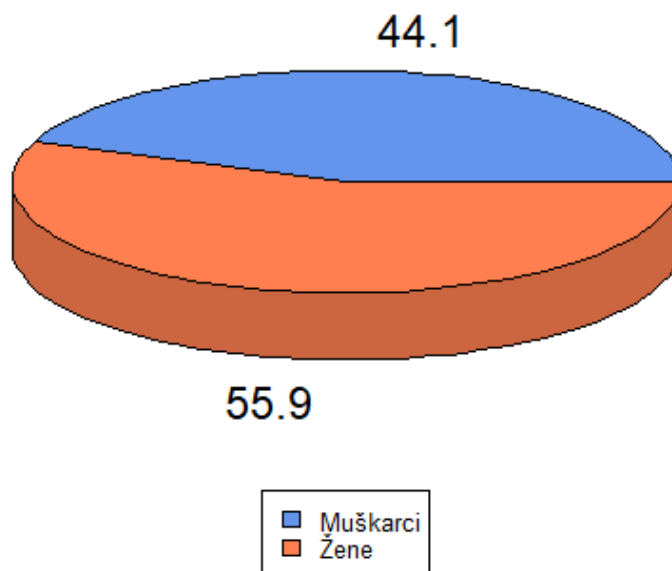


Izvor: Izrada autora prema podacima: HZZ: <https://statistika.hzz.hr/statistika.aspx?tiplzvjestaja=1>

Podaci pokazuju kako veći dio nezaposlenih osoba ima niži stupanj obrazovanja, tj. Srednju stručnu spremu, točnije 60,7% od ukupno 130.993 nezaposlenih u 2022. godini. 5% nezaposlenih u RH je bez nezavršene osnovne škole. 6,9% nezaposlenih čine osobe sa završenim prvim stupnjem fakulteta, dok 8,7 osoba s završenim fakultetom je nezaposlena. Obadić i Majić (2013) navode da osobe s višom ili visokom stručnom spremom imaju veću stopu participacije na tržištu rada za razliku od osoba s nižim stupnjem obrazovanja.

Na Slici 5. prikazana je struktura nezaposlenih osoba po spolu u 2022. u Republici Hrvatskoj.

Slika 5. Struktura nezaposlenih osoba po spolu u 2022. u Republici Hrvatskoj

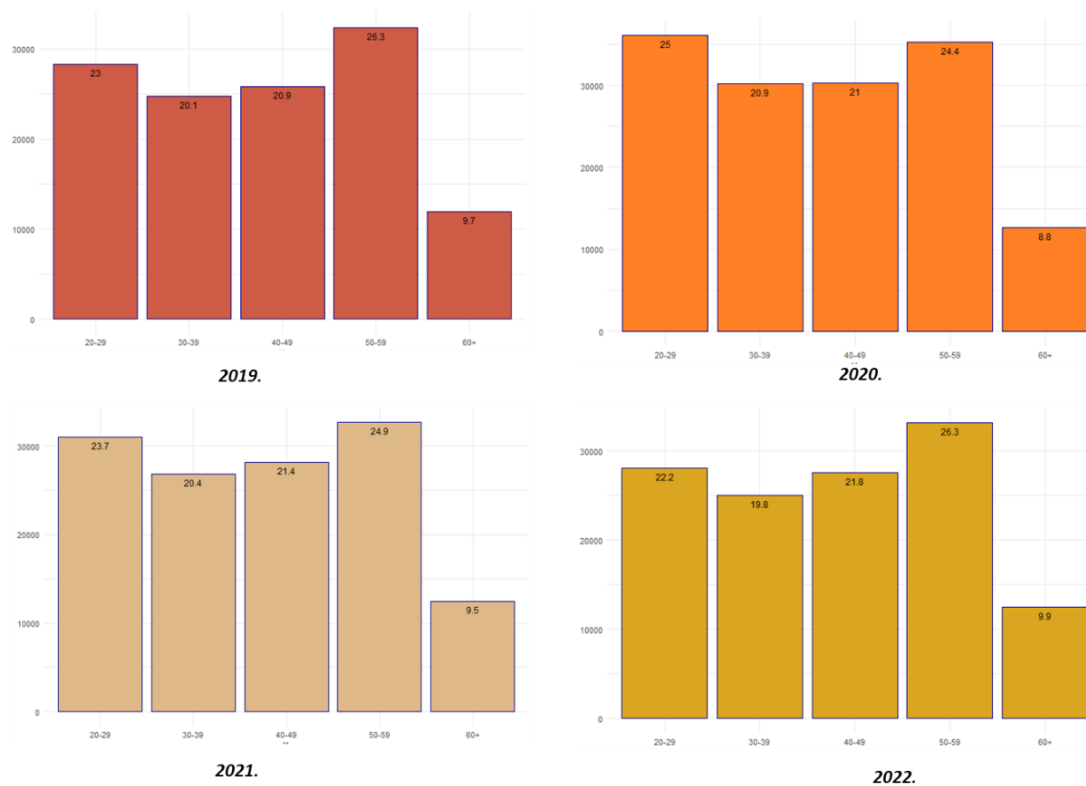


Izvor: Izrada autora prema podacima: HZZ: <https://statistika.hzz.hr/statistika.aspx?tiplzvjestaja=1>

Slična kretanja stope nezaposlenosti zabilježena su za žene i muškarce, iako je nešto viša stopa nezaposlenosti zabilježena za žene nego za muškarce (Slika 5). U 2022. godini 55,9% nezaposlenih čine žene. Stope zaposlenosti su općenito niže među ženama kako u Hrvatskoj tako i u EU. Rastuće sudjelovanje žena u radnoj snazi jedan je od najznačajnijih ekonomskih ciljeva razvoja prošlog stoljeća. No, unatoč značajnom pozitivnom napretku, žene i dalje imaju lošiji položaj na tržištu rada od muškaraca. Iako se rodna razlika u pokazateljima vezanim uz tržište rada u EU-u posljednjih godina smanjuje, još uvijek je značajna (Kerovec, 2003).

Na Slici 6. prikazana je analiza nezaposlenosti, prema dobnim skupinama u RH za 2019., 2020., 2021. i 2022. godinu

Slika 6. Nezaposlene osobe prema dobnim skupinama u Republici Hrvatskoj, 2019.-2022.



Izvor: Izrada autora prema podacima: HZZ: <https://statistika.hzz.hr/statistika.aspx?tipIzvjestaja=1>

Iz grafikona na Slici 4. može se iščitati da su u promatranim godinama najviše nezaposlenih u dobnj skupini 20-25 i 50-59. U promatranom razdoblju najmanji postotak nezaposlenih su osobe srednje dobi (30-50 godina).

3.2 Inflacija u Republici Hrvatskoj

Na Slici 7. prikazano je kretanje godišnjih stopa inflacije od 1999. do 2022. godine u Republici Hrvatskoj.

Slika 7. Kretanje godišnjih stopa inflacije od 1999. do 2022. godine u Republici Hrvatskoj



Izvor: Izrada autora prema podacima: HNB- Statistički podaci: Indeksi cijena:

<https://www.hnb.hr/statistika/statisticki-podaci/odabrane-nefinancijske-statistike/indeksi-cijena>

Za Hrvatsku su početak 1990-ih bio prilično dramatičan. Na političkom planu, Hrvatska se osamostalila od Jugoslavije, ali se i suočila s ratnom situacijom. Na gospodarskom planu doživjela je makroekonomsku nestabilnost u smislu značajnog gubitka proizvodnje i hiperinflacije (Vizek i Broz, 2007).

Inflacija je dosegla vrhunac između 1995. i 1998. godine, glavni razlozi naglog povećanja inflacije su (Bebek i Santini, 2008):

- Prilagodba hrvatskog tržišta, tako zvani tvrdi proračun ograničenja (preostali dio psihološke inflacije)
- Uvođenje poreza na dodanu vrijednost
- Vanjskotrgovinski deficit je smanjen u odnosu na kasnije razdoblje
- Privredna struktura se prilagođava putem promjene relativnih cijena
- Očekivanja Revizijskog programa

Krajem 1993. godine uveden je stabilizacijski program koji se temelji na sidru nominalnog tečaja. Kako navode Šonje i Nestić (1994) program antiinflacijske stabilizacije temeljio se na vezi Hrvatske kune za Njemačku marku koja je bila usklađena s očekivanim putem konvergencije inflacije prema njezinoj strukturnoj komponenti. U slučaju depreciranja nominalnog tečaja što bi doprinijelo inflatornim pritiscima, Hrvatska narodna banka bi kroz operacije na deviznom tržištu smanjila monetarnu bazu. Nadalje, devizno tržište je liberalizirano kako bi se omogućila interna konvertibilnost.

Program je uspješno ostvario svoj glavni cilj: u 10 godina (od 1998. do 2006.) Hrvatska je imala stabilnu stopu inflacije. Kontroliranje tečaja nacionalne valute prema Njemačkoj marki/euru postalo je ključ za održavanje stabilnosti cijena budući da je vezanje nominalnog tečaja značilo sidrenje domaćih inflacijskih očekivanja (Vizek i Broz, 2007). Posljedično, povezanost između kretanja tečaja i stope inflacije, posebice nakon provedbe stabilizacijskog programa, u javnosti je općenito percipirano kao da ide u istom smjeru. To je Hrvatskoj omogućilo da brzo uveze stopu inflacije i spusti je na razumnu razinu. Naime, Hrvatsko je gospodarstvo u relativno kratkom razdoblju uspjelo smanjiti inflaciju s vrlo visokih stopa, što se smatralo uspjehom u odnosu na druge zemlje koje su primjenjivale slične stabilizacijske programe (Botrić i Cota, 2007).

Nakon šoka 1999. godine, kad je zabilježen pad BDP-a, inflacija također usporava, 2002. stopa inflacije doseže razine niže od 2%. Na pad inflacije značajno utječu ekonomski čimbenici i ekonomske politike koju je provela Koalicija. 2003. godine inflacija se stabilizirala na orijentacijski prihvatljivih 3%, s trendom blagog smanjenja (Bebek i Santini, 2008). Hrvatska je u ovome razdoblju značajno usporila inflaciju u odnosu na ostale zemlje u razvoju te je kretanje inflacije bilo sličnije kretanjima inflacije u razvijenim zemljama. Smatra se da ako je u zemlji prisutna prirodna stopa nezaposlenosti, biti će prisutna i prirodna stopa inflacije. Može se očekivati da će razvijene zemlje svojim iznadprosječnom produktivnošću imati manju stopu prirodne nezaposlenosti te inflacije. Dok će tranzicijske zemlje imati veću stopu prirodne nezaposlenosti i veću stopu inflacije (Bebek i Santini, 2008).

Međutim, svjetska financijska kriza izazvala je dugotrajnu recesiju u Hrvatskoj od 2008. do 2014. Tijekom tog razdoblja BDP je pao za više od 12 %, dok se javni dug popeo na preko 85% BDP-a do 2014. godine, u ovome razdoblju inflacija bilježi znatan rast (Gil-Alana, Mervar i Payne, 2016). Inflacija je dosegla je povijesni maksimum 2009. godine zbog faktora koji potiču troškove, odnosno rasta cijena hrane i energije na svjetskim tržištima. (Erjavec, Lolić i Sorić, 2015).

Nakon kontinuiranog pada od početka 2013. godine, ukupna stopa inflacije u Hrvatskoj je u 2015. godini postala negativna. Tijekom istog razdoblja rast domaćeg BDP-a postupno se povećavao i konačno je postao pozitivan u 2015. godini. Ta su se kretanja u velikoj mjeri poklopila s padom stopa inflacije u euro području i većini drugih naprednih gospodarstava,

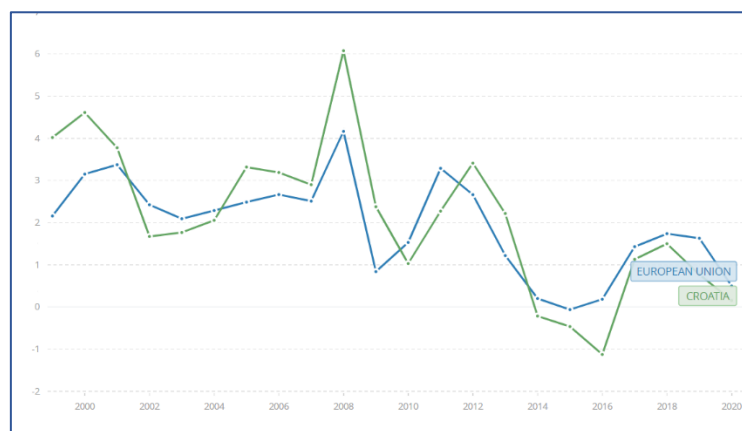
naglim padom svjetskih cijena nafte, te usporavanjem rasta globalne realne aktivnosti. S obzirom da se nominalne referentne stope već kreću oko nulte donje granice, glavne središnje banke diljem svijeta nastavile su koristiti nekonvencionalne mjere monetarne politike kako bi potakle rast BDP-a i vratile stope inflacije na svoje službene ciljeve. Primjerice, početkom 2015. godine Europska središnja banka objavila je novi program koji se planirao provesti najmanje do rujna 2016. godine, a u kojem je Europska središnja banka proširila kupnju na obveznice koje izdaju središnje države euro područja, agencijama i europskim institucijama (Jovičić i Kunovac, 2017). Nakon čega je inflacija opet bilježi trend rasta.

Hrvatska je jedna od najeuriziranijih ekonomija u Europi. Kao rezultat toga, visoka razina euroizacije ograničava stupanj fleksibilnosti tečaja koji s druge strane, ograničava sposobnost monetarne politike da postigne sve druge ciljeve osim stabilnosti cijena (Gil-Alana, Mervar i Payne, 2016).

Ulaskom Hrvatske u Europsku uniju u srpnju 2013. i izgledom za ulazak u eurozonu čim zadovolji kriterije iz Maastrichta, monetarne vlasti percipiraju usvajanje eura kao poželjan politički put i kao sredstvo za uklanjanje ograničenja nametnutih monetarnu politiku zbog visoke razine euroizacije (Gil-Alana, Mervar i Payne, 2016).

Na Slici 8. prikazano je kretanje potrošačkih cijena u razdoblju od 1999. do 2020. godine u Europskoj Uniji i Republici Hrvatskoj.

Slika 8. Kretanje indeksa potrošačkih cijena u razdoblju od 1999. do 2020. godine u Europskoj Uniji i Republici Hrvatskoj



Izvor: Izrada autora prema podacima: The World Bank:
https://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG?end=2020&locations=EU-HR&name_desc=false&start=1997&view=chart

Literatura o malim otvorenim gospodarstvima pokazuje da njihova agregatna ponuda, agregatna potražnja, a time i njihova gospodarska aktivnost i kretanje cijena uvelike ovise o dinamici velikih gospodarstava. Slika 8. sugerira da bi to moglo vrijediti i za Hrvatsko gospodarstvo; korelacija između kvartalnih stopa rasta indeksa svjetskih cijena sirovina i hrvatskog indeksa potrošačkih cijena iznosi 0,45 (Pufnik i Kunovac, 2006).

Inflacija je jedna od ključnih varijabli za ekonomsku politiku zemlji koja se pridružila EU – stabilna stopa inflacije u skladu s onima u drugim gospodarstvima Europske Unije, jedan je od preduvjeta za ulazak u monetarnu uniju. Stoga ne čudi činjenica da Europska središnja banka stavlja poseban naglasak na stopu inflacije u zemljama Europske Unije (Botrić i Cota, 2007).

4 Metodologija

4.1 Problem istraživanja i hipoteze

U nastavku će se pokušati istražiti postojanje veze između inflacije i nezaposlenosti u Republici Hrvatskoj. Veza između inflacije i nezaposlenosti je empirijski dokazana makroekonomskim događanjima u ekonomski razvijenim zemljama te je grafički prezentirana Phillipsovom krivuljom. Vremenski obuhvat promatranih podataka uključenih u ovo istraživanje omogućuje da se istraži odnos nezaposlenosti i inflacije prije i nakon ekonomske krize iz 2008. godine. Iako su mnoga istraživanja (Tica i Mamić, 2006; Botrić, 2005; Safrić i Težak, 2012; Basarac, 2009a) opovrgnula postojanje Phillipsove krivulje za Republiku Hrvatsku, može se očekivati da je ekonomska kriza, utjecala na odnos inflacije i nezaposlenosti.

Na temelju istraživanja Phillipsa (1958) i mnogih drugih koji su se bavili promatranjem inflacije i nezaposlenosti, postavljena je hipoteza:

- Postojanje inverznog odnosa između stope nezaposlenosti i inflacije – povećanje nezaposlenosti dovodi do smanjenja inflacije i obrnuto.

4.2 Metoda rada

U nastavku će se ispitati postojanje Phillipsove krivulje na podacima za Republiku Hrvatsku. Kako bi se ispitale dugoročne korelacije promatranih varijabli: stopa registrirane nezaposlenosti i indeks potrošačkih cijena, provedena je kointegracijska analiza pomoću multivarijatnog Johansenovog postupka.

Kako bi se empirijskim putem procijenila Phillipsova krivulja u Republici Hrvatskoj, provedena je analiza vremenskih nizova koja uključuje test jediničnih korijena: prošireni Dickey-Fullerov test koji je namijenjen testiranju stacionarnosti odabranih varijabli, ispitivanje reda VAR-a, ispitivanje kointegracije korištenjem Johansenovog testa, VEC model koji uključuje ocjenu kvalitete modela: testiranjem autokorelacije i heteroskeastičnosti. Zatim je dan prikaz utjecaja varijabli kroz impulsne funkcije, Grangerova uzročnost promatranih varijabli te doprinos varijabli na prognostičku pogrešku

kroz 20 kvartala. Za provođenje svih statističkih procjena i testova korišten je softverski paket za ekonometrijske analize Gretl.

4.3 Podaci

Za istraživanje Phillipsove krivulje korišteni su tromjesečni podaci u razdoblju od prvog tromjesečja 2000. godine do trećeg tromjesečja 2021. godine. Analiza obuhvaća razdoblje od 174 tromjesečja. Promatrane su dvije varijable: indeks potrošačkih cijena i stopa registrirane nezaposlenosti za područje Republike Hrvatske.

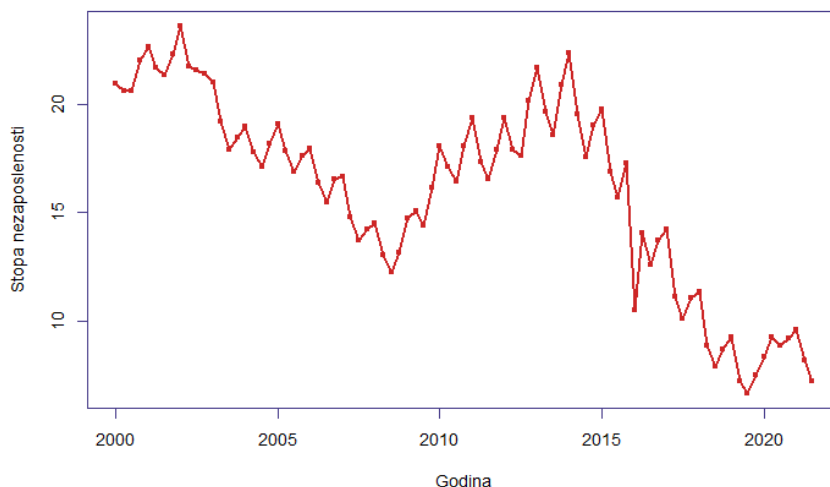
Indeks potrošačkih cijena (IPC) – „izražava promjenu u razini cijena dobara i usluga u tijeku nabavljanja“. Podaci o indeksu potrošačkih cijena su preuzeti iz statistike HNB-a.

Stopa registrirane stope nezaposlenosti - predstavlja administrativne podatke koji se odnose na broj osoba koje su registrirane kao nezaposlene u nacionalnom registru javnih službi za zapošljavanje svake zemlje. Podaci registrirane stope nezaposlenosti preuzeti su sa službenih stranica Državnog zavoda za statistiku.

4.3.1 Modeliranje registrirane stope nezaposlenosti i analiza stacionarnosti

Na Slici 9. prikazano je kretanje registrirane stope nezaposlenosti u periodu od prvog tromjesečja 2000. do trećeg tromjesečja 2021. godine.

Slika 9. Kretanje stope nezaposlenosti u Republici Hrvatskoj u periodu od prvog tromjesečja 2000. do drugog tromjesečja 2021. godine



Izvor: Izrada autora prema podacima: DZS

Može se zamijetiti da je stopa nezaposlenosti imala trend pada do 2008. godine, nakon čega bilježi trend rasta, 2014. godine zabilježen je trend pada nezaposlenosti. Može se uočiti ciklično kretanje stope nezaposlenosti, koja je znatno manja u ljetnim mjesecima, a razlog tome je turistička sezona koja otvara mnoga radna mjesta.

U Tablici 1. prikazana je osnovna statistika za varijablu stopa nezaposlenosti.

Tablica 1. Mjere centralne tendencije i raspršenosti za varijablu stopa nezaposlenosti

	<i>Min</i>	<i>Medijan</i>	<i>Aritmetička sredina</i>	<i>Max</i>	<i>S.D.</i>	<i>Simetričnost</i>	<i>Sploštenost</i>
Stopa nezaposlenosti	6,65	17,10	15,98	23,6	4,5	-0,48	-0,81

Najniža vrijednost stope nezaposlenosti zabilježena je u trećem tromjesečju 2019. godine i iznosila je 6,65%. Najviša vrijednost stope nezaposlenosti iznosila je 23,6% u prvom tromjesečju 2002. godine. Prosječna stopa nezaposlenosti za navedeni period iznosi 15,98%.

Ekonometrijske metode koje se bave vremenskim serijama često se temelje na stacionarnim varijablama. Međutim, istraživanje provedeno u ovom području pokazalo je da je ova pretpostavka bila netočna u slučaju mnogih vremenskih serija u kojima većina tih varijabli nije statična. Stoga je potrebno osigurati da su sve varijable stacionarne te procijeniti u kojoj razini je varijabla stacionarna.

Ispitivanje stacionarnosti podataka vrlo je važno u istraživanjima čiji se podaci temelje na vremenu. Važan ekonometrijski zadatak je određivanje najprikladnijeg oblika trenda u podacima. Mnoge ekonomske i financijske vremenske serije pokazuju trendovsko ponašanje ili nestacionarnost u prosjeku (Mushtaq, 2011).

Granger i Newbold (1974) dali su ideju da makroekonomski podaci u pravilu sadržavaju stohastičke trendove, te su ti podaci okarakterizirani prema jediničnom korijenu, oni također sugeriraju da korištenje ovih varijabli u ekonometrijskim modelima može dovesti do lažne regresije.

Za potvrdu stacionarnosti procesa proveden je Prošireni Dickey-Fuller (eng. *The augmented Dickey-Fuller- ADF*) test kako bi se ispitalo dali je riječ o stacionarnom procesu (Tablica 2.).

Prošireni Dickey-Fuller test je proširena verzija jednostavnog Dickey-Fullerovog testa. Zbog pojma pogreške za koji je malo vjerojatno da će biti bijeli šum, Dickey i Fuller (1979) proširili su svoj test uključivanjem dodatnog kašnjenja u smislu ovisnih varijabli kako bi eliminirali problem autokorelacije. Obično se koristi Prošireni Dickey-Fuller test umjesto jednostavnog Dickey-Fullerovog testa. Jednostavnim riječima uključuju se zaostale vrijednosti zavisne varijable u postojeći model i nastavlja se ovaj postupak sve dok se autokorelacija ne eliminira (Mushtaq, 2011).

ADF test testira se na specifikaciji (Dickey i Fuller, 1981):

$$\Delta z_t = \alpha + \beta_t + \gamma z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta \Delta z_{t-i} + \varepsilon_t$$

ADF testira da li je koeficijent $\gamma = 0$, nasuprot hipotezi da je $\gamma < 0$. Može se reći da Prošireni Dickey-Fuller test testira da li se radi o procesu sa slučajnim hodom s otklonom, suprotno od trend stacionarnog procesa.

Tablica 2. Rezultati Proširenog Dickey-Fullerovog testa jediničnih korijena u razini i prvoj diferenciji za varijablu registrirana stopa nezaposlenosti

Varijabla	U razini		U prvoj diferenciji	
	Konstanta	Konstanta i trend	Konstanta	Konstanta i trend
Stopa nezaposlenosti	-0,4159	-1,557	-11,89***	-11,86***

- Oznake *, **, *** predstavljaju 1%, 5% i 10% razine značajnosti

Iz Proširenog Dickey-Fuller testa za varijablu stopa nezaposlenosti vidljivo je da deterministički trend nije značajan u procesima (*t- vrijednost* = -1,55). P-vrijednost je veća od 0,05 (p-vrijednost= p= 0,1845) što ukazuje da se značajnost testa ne može odbaciti. Postoji velika vjerojatnost da je učinjena pogreška ako se odbaci hipoteza da je vrijeme jednako nula. Iz Proširenog Dickey-Fullerovog testa može se zaključiti da se radi o ne stacionarnom procesu ($p > 0,05$). Cijeli prikaz Dickey-Fullerovog testa za varijablu stopa nezaposlenosti prikazan je u Prilozima (Prilog 1.)

Potrebno je uzeti prvu diferenciju varijable koja je nestacionirana kako bi stacionirali proces.

Iz testa je izbačen trend, može se primijetiti da je dobiveni proces stacionaran u prvog diferenciji ($p < 0,05$). Može se zaključiti da se radi o $I(1)$ procesu, tj. o procesu koji je potrebno jednom diferencirati kako bi se stacionirao. Cijeli prikaz stacioniranja varijable nezaposlenost prikazan je u Prilozima (Prilog 2.).

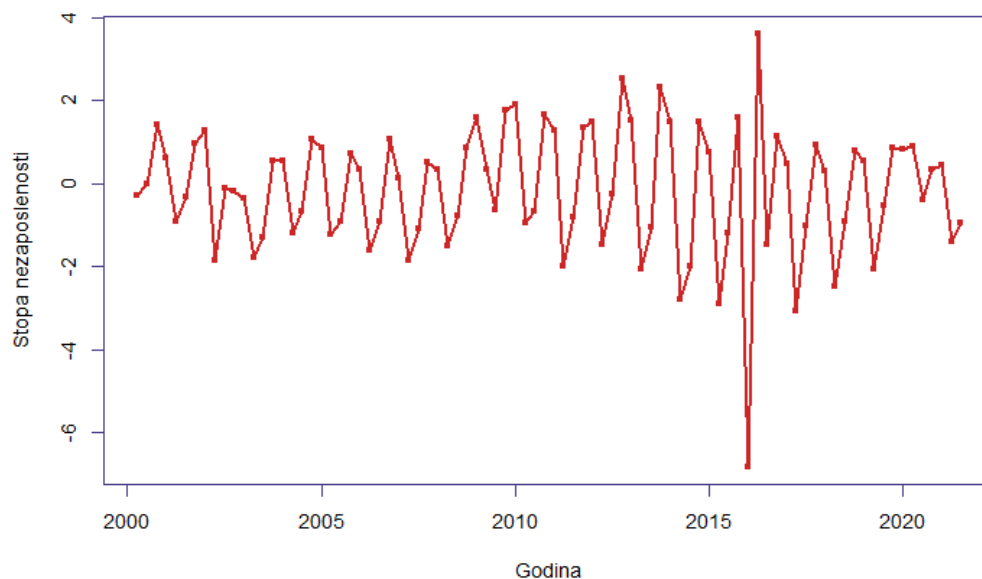
Na Slici 10. prikazano je kretanje stope nezaposlenosti u prvoj diferenciji, čime se stacionirala serija, ali se i dalje može primijetiti postojanje sezonalnosti.

Sezonalnost je karakteristika vremenske serije u kojoj podaci doživljavaju redovite i predvidljive promjene koje se ponavljaju svake kalendarske godine. Za svaku predvidljivu fluktuaciju ili obrazac koji se ponavlja tijekom određenog razdoblja kaže se da je sezonski (Majaski, 2022).

Važna statistička svojstva vremenske serije uključuju njezin smjer i prekretnice, kao i odnos prema drugim društveno-ekonomskim pokazateljima. Sezonski uzorak u nizu može prikriti ove važne značajke tako što otežava tumačenje kretanja podataka od razdoblja do razdoblja (Fortier i Gellatly, 2022). Stoga je često potrebna sezonska prilagodba ili desezonirane vremenskih serija.

Desezonirane vremenske serije dobivaju se uklanjanjem sezonske komponente iz podataka. Sezonalnost se može riješiti na dva načina: izvan modela, sezonskim prilagođavanjem serije prije izrade modela ili unutar modela, primjerice uključivanjem sezonskih lažnih varijabli (*eng. seasonal dummies*) (Whistler, 2022). U ovome istraživanju podaci su se desezonirali unutar modela dodavanjem sezonski lažnih varijabli. Prediktor "*seasonal dummies*" posebna je značajka koja modelu dodaje sezonski indikator ili "lažne" varijable koje služe kao regresori za sezonske učinke (Thomas i Wallis, 1971).

Slika 10. Kretanje registrirane stope nezaposlenosti u prvoj diferenciji u razdoblju od prvog tromjesečja 2000. do drugog tromjesečja 2021. godine

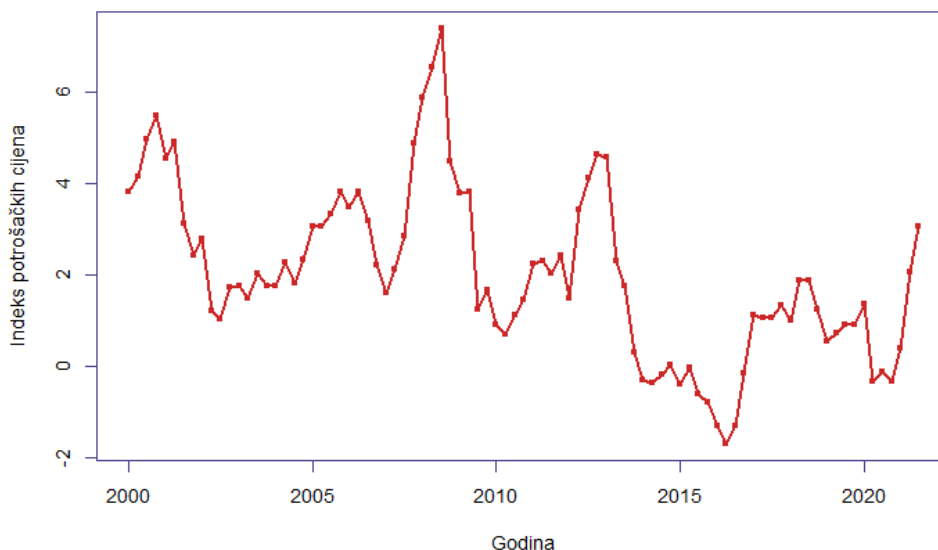


Izvor: Izrada autora prema podacima: DZS.

4.3.2 Modeliranje inflacije mjerene indeksom potrošačkih cijena i analiza stacionarnosti

Za modeliranje stope inflacije korišten je indeks potrošačkih cijena (IPC) u skladu s prethodnim istraživanjima Phillipsove krivulje. Kretanje indeksa potrošačkih cijena prikazano je na Slici 11., za razdoblje od prvog tromjesečja 2000. do trećeg tromjesečja 2021. godine. Može se uočiti postojanje cikličkih kretanja.

Slika 11. Kretanje indeksa potrošačkih cijena u Republici Hrvatskoj u razdoblju od siječnja 2000. do srpnja 2020. godine



Izvor: Izrada autora prema podacima: HNB.

U Tablici 3. prikazana je osnovna statistika indeksa potrošačkih cijena.

Tablica 3. Mjere centralne tendencije i raspršenosti za varijablu indeks potrošačkih cijena

	<i>Min</i>	<i>Medijan</i>	<i>Aritmetička sredina</i>	<i>Max</i>	<i>S.D.</i>	<i>Simetričnost</i>	<i>Spljoštenost</i>
Indeks potrošačkih cijena	-1,70	1,76	2,028	7,40	1,84	0,91	0,45

Najniža vrijednost indeksa potrošačkih cijena zabilježena je u drugom tromjesečju 2016. godine i ona je iznosila -1,70. Najviša vrijednost zabilježena je u trećem tromjesečju 2008. godine i iznosila je 7,40. Prosječni indeks potrošačkih cijena u promatranom razdoblju iznosi 2,028.

Schwert (1989) usporedio nekoliko testova jediničnog korijena i tvrdio da je ADF test Dickeyja i Fullera (1981) s dugim kašnjenjima superiorniji od ostalih, ovaj rad koristi ADF test za testiranje stacionarnosti serije (Tablica 4.). Kao što je prethodno prikazano za varijablu stopa nezaposlenosti.

Tablica 4. Rezultati Proširenog Dickey-Fullerovog testa jediničnih korijena u razini i prvoj diferenciji za varijablu registrirana indeks potrošačkih cijena

Varijabla	U razini		U prvoj diferenciji	
	Konstanta	Konstanta i trend	Konstanta	Konstanta i trend
Indeks potrošačkih cijena	-2,33	-2,43	-6,10***	-6,11***

- Oznake *, **, *** predstavljaju 1%, 5% i 10% razine značajnosti

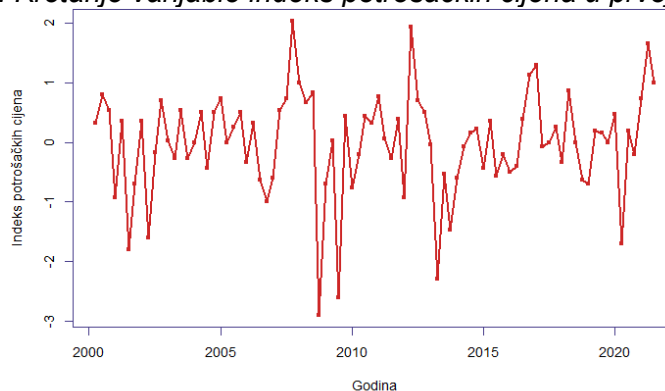
Iz Dickey-Fuller testa za varijablu inflacija vidljivo je da deterministički trend nije značajan u procesima (t - vrijednost = $-1,060 < 2$). P-vrijednost je veća od 0,05 (p -vrijednost = 0,29) što ukazuje da se značajnost testa ne može odbaciti. Iz Dickey-Fullerovog testa može se zaključiti da se radi o ne stacionarnom procesu ($p > 0,05$). Cijeli prikaz Dickey-Fullerovog test za varijablu inflacija prikazan je u Prilogu (Prilog 3.).

Potrebno je uzeti prvu diferenciju varijable koja je nestacionirana kako bi se stacionirao proces, ukoliko se radi o $I(1)$ procesu.

Iz testa je izbačen trend, može se primijetiti da je dobiveni proces stacionaran ($p < 0,05$). Može se zaključiti da se radi o $I(1)$ procesu, tj. o procesu koji je potrebno jednom diferencirati kako bi ga stacionirali. Cijeli prikaz stacioniranja varijable inflacija prikazan je u Prilozima (Prilog 4.)

Na Slici 12. prikazano je kretanje indeksa potrošačkih cijena u prvoj diferenciji čime je uklonjen trend, na taj način je serija stacionirana. Kao i za varijablu registrirana stopa nezaposlenosti prisutna je sezonalnost, koja je uklonjena dodavanjem sezonskih lažnih varijabli u modelu.

Slika 12. Kretanje varijable indeks potrošačkih cijena u prvoj diferenciji



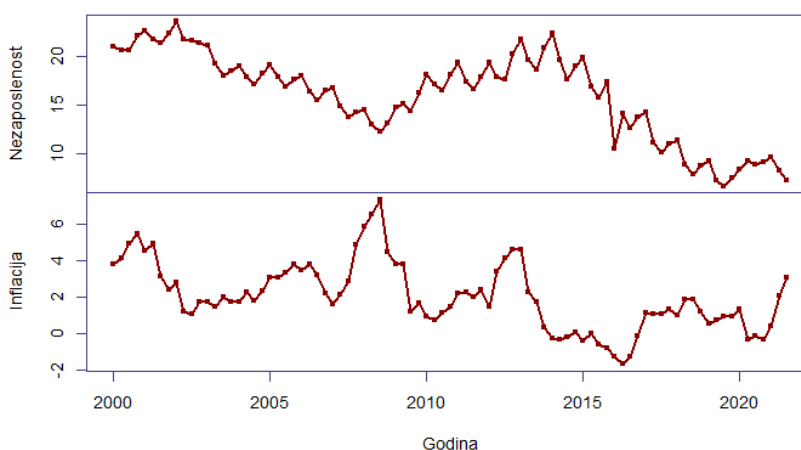
Izvor: Izrada autora prema podacima: HNB.

4.3.3 Analiza zajedničkog kretanja stope nezaposlenosti i inflacije

U ovom poglavlju analizirano je zajedničko kretanje stope nezaposlenosti i inflacije, želi se utvrditi dali postoji veza između njih. Korišteni su podaci o stopi nezaposlenosti i indeksu potrošačkih cijena za isto vremensko razdoblje.

Na Slici 13. prikazano je kretanje stope nezaposlenosti i indeksa potrošačkih cijena u Republici Hrvatskoj u periodu od prvog tromjesečja 2000. godine do trećeg tromjesečja 2021. godine.

Slika 13. Kretanje stope nezaposlenosti i indeksa potrošačkih cijena u Republici Hrvatskoj u periodu od siječnja 2000. do srpnja 2020. godine

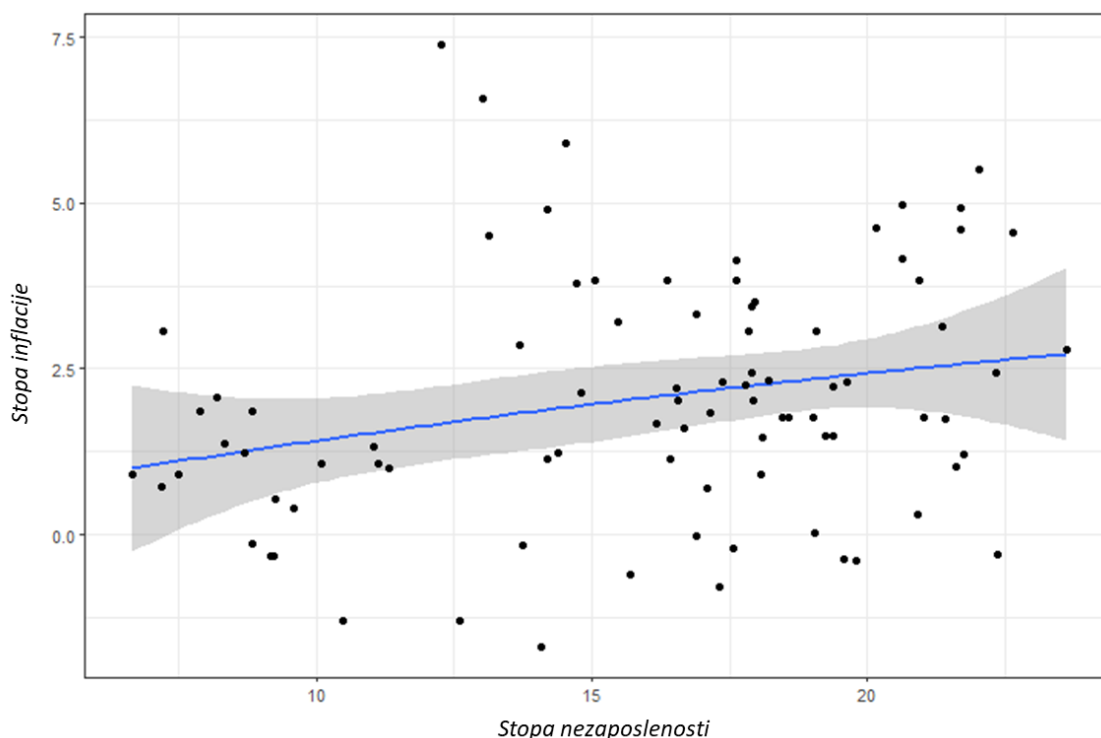


Izvor: Izrada autora prema podacima: HNB i DZS.

Na prvi pogled može se uočiti postojanje obrnuto proporcionalne veze između dvije varijable. Najizraženiji odnos može se uočiti u nakon ekonomke krize 2008. godine, kada je inflacija naglo pala, a nezaposlenost bila na vrhuncu. Kako bi se dokazala veza, potrebno je izraditi niz testova koji će dati dokaz postojanju obrnuto proporcionalne veze ili odbiti hipoteze u postojanju Phillipsove krivulje na podacima za Republiku Hrvatsku.

Na Slici 14. prikazana je regresija Phillipsove krivulje na podacima za Republiku Hrvatsku.

Slika 14. Phillipsova krivulja na podacima za Republiku Hrvatsku, 2000. - 2021. godine



Izvor: Izrada autora prema podacima: HNB i DZS.

Iz Slike 14. može se vidjeti da je odnos između nezaposlenosti i inflacije u Hrvatskoj izrazito ravan, kao i u mnogim drugim zemljama koje su opovrgnule Phillipsovu krivulju. Rastuća nezaposlenost ne mora nužno pomoći u suzbijanju inflacije.

Iakova (2007) navodi da globalizacija može biti razlog izravnavanja Phillipsove krivulje, navodeći tri stavke koje bi mogle biti razlog izravnavanja Phillipsove krivulje. Prvo, zbog povećanja konkurencije iz inozemstva, poduzeća imaju manje mogućnosti za podizanje cijena kada potražnja raste. Drugo, povećani trgovinski i investicijski tokovi učinili su cijene roba manje osjetljivima na pritiske domaće potražnje. Treće, mobilnost radne snage (stvarna i virtualna) koja se također se povećala posljednjih godina.

4.4 Odabir modela za analizu rezultata

Analiza vremenskih serija odnosi se na mnoga područja. U ekonomiji je povijest gospodarstva često zabilježena u obliku vremenskih serija. Ekonomsko ponašanje se kvantificira u vremenskim serijama kao što su indeks potrošačkih cijena, nezaposlenost, bruto nacionalni proizvod, stanovništvo i proizvodnja (Fuller, 2009).

U proučavanju fenomena često se susrećemo sa skupom podataka u kojem se promatranja provode prema vremenskom redu. Ovaj vremenski poredani slijed promatranja naziva se vremenska serija. Temeljna karakteristika vremenske serije je da su njezina opažanja u korelaciji. Većina standardnih statističkih metoda koje se temelje na slučajnim uzorcima nisu primjenjive, a potrebne su različite metode (Wei, 2013).

Multivarijantni VAR (Vektorska autoregresija) modeli procijenjeni s nestacionarnim podacima postavljaju teška ekonometrijska pitanja jer razlikovanje radi postizanja stacionarnosti može unijeti izobličenja u multivarijantne modele. Predložena su tri pristupa za procjenu takvih modela (Fanchon i Wendel, 1992):

1. modeli vektorske korekcije pogrešaka (VEC) razlikuju podatke kako bi se postigla stacionarnost i koriste izraz za ispravljanje pogrešaka kako bi se zamijenile dugoročne informacije izgubljene zbog razlikovanja;
2. VAR modeli se mogu procijeniti s podacima u razinama, ako nestacionarni podaci ne kointegriraju literatura dokazuje da će procjena s takvim podacima dati dosljedne procjene parametara;
3. Na Bayesove procjene parametara ne utječe nestacionarnost, iako neki analitičari tvrde da Bayesova analiza nije prikladna za podatke koji su također kointegrirani.

Vektor auto-regresivni (VAR) integrirani model obuhvaća više vremenskih serija i prilično je koristan alat za predviđanje. Može se smatrati proširenjem auto-regresivnog (AR dio ARIMA) modela. VAR model uključuje više neovisnih varijabli i stoga ima više od jedne jednačbe. Svaka jednačba koristi svoje varijable za objašnjenje zaostajanja svih varijabli i vjerojatno deterministički trend. Modeli vremenskih serija za VAR obično se temelje na primjeni VAR-a na stacionarne serije s prvim razlikama u odnosu na originalne serije i zbog toga uvijek postoji mogućnost gubitka informacija o odnosu na one između integriranih serija (Maitra, 2019).

Simultana analiza skupa vremenskih serija korištenjem VAR modela postaje kompliciranija ako su sve ili neke od varijabli kointegrirane (postoji stacionarna linearna kombinacija osnovne serije), u ovom slučaju najbolji model predviđanja za kratkoročne i dugoročne veze postaje vektorski model ispravljanja pogrešaka (Tomić, 2012).

Za predviđanje i ekonomsku analizu koriste se mnoge varijable u logaritmima. U analizi vremenskih serija ova se transformacija često smatra stabilizacijom varijance serije

(Lütkepohl i Xu, 2009). U ovome radu na podacima se nije izvršila logaritamska transformacija. Razlog tome je jer su podaci već izraženi u postocima (stopama).

4.4.1 Vektorski autoregresivni modeli

U ekonometrijskoj i ekonomskoj literaturi navedeno je kako se uzročno-posljedična veza između inflacije i nezaposlenosti ponajbolje može opisati vektorskim modelima vremenskih nizova (Tomić, 2012). Modeli višesmjernih simultanih jednadžbi naširoko su korišteni za makroekonomsku analizu kada je Sims (1980) zagovarao vektorske autoregresivne modele (VAR). U to vrijeme dulji i češće promatrani makroekonomski vremenski nizovi zahtijevali su modele koji opisuju dinamičku strukturu varijabli. VAR modeli služe u tu svrhu. Obično sve se varijable tretiraju kao apriorno endogene (Hashimzade i Thornton, 2013). Ograničenja, uključujući egzogenost nekih varijabli, mogu se nametnuti VAR modelima na temelju statističkih postupaka. VAR modeli prirodni su alati za predviđanje. Njihovo je postavljanje takvo da se trenutne vrijednosti skupa varijabli djelomično objašnjavaju prošlim vrijednostima uključenih varijabli. Međutim, oni se također mogu koristiti za ekonomsku analizu jer opisuju zajednički mehanizam stvaranja uključenih varijabli. Strukturna VAR analiza pokušava istražiti strukturne ekonomske hipoteze uz pomoć VAR modela (Hashimzade i Thornton, 2013). Model vektorske autoregresije (VAR) se smatra jednim od najuspješnijih, najfleksibilnijih i najjednostavnijih modela za analizu više varijantnih vremenskih nizova.

VAR model reda p i dimenzije K , može se definirati slijedećim jednadžbom (Tomić, 2012):

$$z_t = a + B_0 z_t + B_1 z_{t-1} + \dots + B_p z_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, n$$

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 bijelom šumom ili inovacijski proces za kojega vrijedi $E(\varepsilon_t) = 0$, $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Sigma_s$, $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s') = 0$ za $s \neq t$. Matrica kovarijanci Σ_ε predstavlja dijagonalnu matricu, što podrazumijeva da su svi članovi vektora ε_t međusobno ne korelirani. Matrica B_0 na glavnoj dijagonali ima nule, elementi izvan glavne dijagonale osiguravaju trenutačni utjecaj jedne varijable na drugu što proizlazi iz vektora z_t . VAR koji je definiran na ovaj način naziva se strukturni VAR. Strukturni VAR je moguće transformirati

kroz određeni 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 sljedeće pravilo (Tomić, 2012):

$$z_t = v + A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + u_t,$$

Gdje je:

$$v = B^{-1}a,$$

$$A_i = B^{-1}B_i,$$

$$u_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

Matrica kovarijanci u ovome slučaju nije dijagonalna. Parametar u_t je sličan ε_t , te vrijedi sljedeće pravilo (Tomić, 2012):

$$E(u_t) = 0, E(u_t, u_t') = \Sigma_u, E(u_t, u_s') = 0 \text{ za } s \neq t$$

Elementi vektora u_t , koji imaju sredinu nula, konstantnu varijancu i pojedinačno nisu serijski autokorelirani, ali mogu biti međusobno korelirani. Ovaj oblik se naziva standardnim VAR-om (Tomić, 2012).

4.4.2 Kointegracija i modeli s korekcijom odstupanja (VECM)

Diferenciranje nizova kako bi se stacionirali je ključno, ali po cijenu zanemarivanja mogućih važnih ("dugoročnih") odnosa između razina. Bolje rješenje je testirati jesu li regresije razina pouzdane ("kointegracija"). Uobičajeni pristup je korištenje Johansenove metode za testiranje postoji li kointegracija ili ne. Ako je odgovor "da", tada se umjesto VAR-a u razinama može procijeniti vektorski model ispravljanja pogrešaka (VECM), koji kombinira razine i razlike (Maitra, 2019).

Pojam kointegracije, koji je formalno korišten u Engleu i Grangeru (1987), čini regresije koje uključuju $I(1)$ varijable potencijalno smislenim. Potpuni tretman kointegracije je matematički uključen, ali možemo opisati osnovne probleme i metode koje se koriste u mnogim aplikacijama.

Elementi vektora slučajnih varijabli $z_t = \{(z_1, z_2, \dots, z_{Kt})\}$ su kointegrirani, reda d, b što se može zapisati $z_t \sim CI(d, b)$ ako:

1. Svi su elementi vektora z_t integrirani u red d
2. Postoji vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)'$ takav da je linearna kombinacija $\beta z_t = \beta_1 z_{1t} + \beta_2 z_{2t} + \dots + \beta_k z_{kt}$ za $\beta \neq 0$ integriranog reda $(d-b)$, gdje je $b > 0$.

Vektor β zovemo kointegracijski vektor. Kointegracijski proces je onaj proces koji se sastoji od kointegracijskih varijabli. Varijable koje su kointegracijske za njih možemo reći da postoji dugoročna linearna veza (Wooldridge, 2019).

Općenito, nakon ispitivanja dugoročne veze između varijabli, za određivanje smjera uzročnosti između varijabli koriste se standardna Grangerova kauzalnost temeljena na VAR sustavu ili Grangerova kauzalnost temeljena na modelu vektorske korekcije pogreške. Ako postoji kointegracija između varijabli, može se koristiti model vektorske korekcije pogrešaka. Ova metoda je poznata kao prošireni Grangerov test uzročnosti. U ovom pristupu, termin za ispravljanje pogrešaka dodaje se VAR sustavu. Značajnost t-statistike za parametar ispravljanja pogrešaka ukazuje da postoji dokaz o postojanju dugoročne veze i dugoročne uzročnosti između varijabli (Çetin, Ecevit, Seker i Günaydin, 2015).

4.4.3 Johansenov test kointegracije

Traženje kointegracije između varijabli trenutno je rašireno u empirijskoj ekonomiji, na primjer, pronaći odnose među nestacionarnim varijablama, testirati konvergenciju, promatranje uzročnosti među varijablama (Ferré, 2004).

Poznato je da ako su dvije ili više varijabli kointegrirane, one se moraju pokoravati nekom dugotrajnom ravnotežnom odnosu bez obzira na redoslijed svake varijable $I(1)$ ili višeg reda (Zhao, Raehsler, Sohng i Woodburne, 2012).

Vremenske serije mogu kointegrirati na različite načine, uz pretpostavku pojedinosti kao što su trendovi neke važnosti jer asimptotske distribucije ovise o prisutnosti ili nedostatku takvih pojmova (Dwyer, 2015).

Osnovna ideja iza kointegracije je da ako sve komponente procesa vektorskog vremenskog niza z_t imaju jedinični korijen, mogu postojati linearne kombinacije $\xi^T z_t$ bez jediničnog korijena. Ove linearne kombinacije se tada mogu tumačiti kao dugoročni odnosi između komponenti z_t (Bierens, 1997).

Ideja korištenja kointegracijskih vektora u proučavanju nestacionarnih vremenskih serija dolazi iz rada Grangera (1981), Grangera i Weissa (1983), Grangera i Englea (1985). Povezanost s modelima ispravljanja pogrešaka istraživali su brojni autori; jedan od značajnijih autora je Johansen (1988).

Johansenov test se može promatrati kao multivarijantna generalizacija proširenog Dickey-Fullerovog testa. Generalizacija je ispitivanje linearnih kombinacija varijabli za jedinične korijene. Johansenov test i strategija procjene – maksimalna vjerojatnost – omogućuje procjenu svih kointegrirajućih vektora kada postoji više od dvije varijable (Dwyer, 2015). Ovo je test koji ima sva poželjna statistička svojstva. Slabost testa je u tome što se oslanja na asimptotska svojstva, te je stoga osjetljiv na greške specifikacije u ograničenim uzorcima (Sjo, 2008).

Johansenov test je zadužen za određivanje kointegracijskih vektora analizom značajnosti svojstvenih vektora matrice Π koja se temelji na prepoziciji da je rang određene matrice jednak broju svojstvenih vrijednosti matrice različit od nule. Kointegracijski rang pomoću Johansenovog testa dobiva se sljedećim jednažbama (Johansen, 1988):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^K \ln(1 - \lambda'_i)$$

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \lambda'_{r+1})$$

gdje je λ'_i procijenjena vrijednost svojstvenih vrijednosti ocijenjene matrice Π , koja je poredana sljedećim redoslijedom: $\lambda'_1 > \lambda'_2 > \dots > \lambda'_K$, T predstavlja broj korištenih opažanja. Ako varijable nisu kointegrirane, tada je Π nul matrica te sve svojstvene vrijednosti su nula. λ_{trace} statistika testira nul hipotezu da je broj različitih kointegracijskih vektora ($rang(\Pi)$) manji ili jednak r nasuprot alternativnoj hipotezi da je veći od r . λ_{max} statistika testira nul hipotezu da je broj kointegracijskih vektora jednak r , nasuprot hipotezi da je jednak $r+1$. Da bi se provjerilo jesu li dvije varijable kointegrirane i da bi se znalo broj vektora kointegracije, počinjemo testiranjem $H_0 : r = 0$. Ako je odbijen, testiramo $H_0 : r = 1$. Kada test nije odbijen, ovdje se završava s testiranjem i konačna vrijednost r je broj kointegrirajućih odnosa (vektor).

Potrebno je izabrati model s neograničenom konstantom ili model s ograničenim trendom u kointegracijskom prostoru. Kako bi se provjerilo, kada bi varijable kointegrirale da li bi trend bio prisutan prvo je potrebno izraditi VECM model s ograničenim trendom u kointegracijskom prostoru te analizirati da li je trend značajan. U promatranom istraživanju trend je značajan jer je $t = 4,56$ ($t = 0,369/0,0809$). Stoga je odabran Johansenov test s ograničenim trendom (Restricted trend).

Kako bi se ispitao postoji li kointegracija između inflacije i nezaposlenosti proveden je Johansenov test (Tablica 5.).

Tablica 5. Johansenov test

Rank	Eigenvalue	Trace test	p-value	Lmax test	p-value
0	0,30975	34,511	[0,0025]	30,768	[0,0004]
1	0,044098	3,7433	[0,7752]	3,7433	[0,7769]

Može se odbaciti hipoteza da je rang 0, tj. da je ispravan model VAR u prvoj diferenciji. Ne možemo odbaciti hipotezu da je rang jednak jedan. Može se zaključiti da između varijabli stopa nezaposlenosti i inflacija postoji jedna dugoročna kointegracijska veza. Konačni broj kointegriranih vektora jednak je jedan, tj. rang (π)=1. Zaključujemo da su serije kointegrirane.

Engle i Granger (1987) utvrđuju da se kointegrirajuća jednadžba može predstaviti kao model ispravljanja pogrešaka koji uključuje promjene i razine varijabli tako da su svi elementi stacionarni. Međutim, VAR modeli procijenjeni s kointegriranim podacima bit će pogrešno specificirani ako se svi podaci razlikuju jer će dugoročne informacije biti izostavljene, a izostavit će se i ograničenja koja uzrokuju na stacionaranost ako se svi podaci koriste u razinama. Ako niz nije kointegriran, možemo procijeniti VAR model. Ako je niz kointegriran, moramo razmotriti dugotrajni odnos procjenom VEC modela.

Varijable su kointegrirane, izraz za ispravljanje pogreške mora biti uključen u model vektorske autoregresije. Ispravan model za analizu na promatranim podacima je vektorski model ispravljanja pogrešaka (VECM) koji se još naziva ograničeni VAR.

4.4.4 Odabir reda VAR-a

Osim varijabli koje ćemo uključiti u model, također moramo odlučiti o redoslijedu VAR-a koji će se koristiti. Budući da ponašanje funkcije impulsnog odziva uvelike ovisi o redoslijedu VAR-a kao i dekompozicija varijance pogrešaka prognoze, potrebno je uzeti neke kriterije pri odabiru redoslijeda VAR-ova.

Važan aspekt empirijskog istraživanja temeljenog na modelu vektorske autoregresije je izbor redoslijeda kašnjenja, budući da svi zaključci u ovom modelu ovise o ispravnoj specifikaciji modela (Gutierrez, Souza i de Carvalho Guillén, 2009). Opće je poznato da

dinamička svojstva impulsnih odgovora mogu kritično ovisiti o redosljedu kašnjenja VAR modela prilagođenog podacima. Te razlike mogu biti dovoljno velike da utječu na interpretaciju procjene VAR impulsnog odziva (Ivanov i Kilian, 2005).

Četiri testa za testiranje redosljeda VAR-a su uobičajena: Test omjera vjerojatnosti (LR), Akaike informacijski kriterij (AIC), Bayesov informacijski kriterij (BIC) i kriterij Hannana Quinna (HQC).

Akaike informacijski kriterij (AIC) (Akaike, 1969) definiran je sljedećom jednadžbom:

$$AIC(p) = \ln|\Sigma'_p| + \frac{2k^2p}{T}$$

Gdje je T broj promatranja, k dimenzija vremenske serije, p procijenjeni broj kašnjenja i Σ'_p procijenjena matrica kovarijacije bijelog šuma.

Bayesov informacijski kriterij (BIC) (Schwarz, 1978) definiran je:

$$BIC(p) = \ln|\Sigma'_p| + \frac{k^2p \ln T}{T}$$

Hannana Quinna (HQC) može se definirati na sljedeći način (Hannan i Quinn, 1979):

$$HQC(p) = \ln|\Sigma'_p| + \frac{2pk^2 \ln \ln T}{T}$$

LR test procjenjuje usklađenost dvaju konkurentskih statističkih modela na temelju omjera njihovih vjerojatnosti, točnije jednog pronađenog maksimizacijom u cijelom prostoru parametara i drugog pronađenog nakon nametanja nekog ograničenja. LR test uključuje niz testova oblika (Lütkepohl, 1985):

$$LR(i) = N(\ln|\Sigma'(p' - i)| - \ln \ln|\Sigma'(p' - i + 1)|)$$

Postupci korišteni u radu temelje se na informacijskim kriterijima i dani su rezultati za AIC, HQ i BIC u Tablici 6.

Tablica 6. Broj vremenskih pomaka VAR-a

lags	loglik	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	-220,78127		5,968751	6,331321*	6,113894
2	-219,92496	0,78842	6,049358	6,532785	6,242883
3	-218,77802	0,68188	6,122513	6,726798	6,364420
4	-206,87834	0,00009	5,919957*	6,645099	6,210245*

AIC i HQ kriteriji obično pokazuju veći broj vremenskih pomaka i bolje procjenjuju ispravnu duljinu od BIC-a. AIC podcjenjuje duljinu kašnjenja rjeđe od HQC i stoga može biti poželjni kriterij pri izvođenju zaključivanja (Hafer i Sheehan, 1989).

Na temelju istraživanja koje su proveli Ivanov i Kilian (2005) zaključili su da za mjesečne VAR modele Akaikeov informacijski kriterij (AIC) nastoji proizvesti najtočnije strukturne i polustrukturne procjene impulsnog odziva za realne veličine uzorka. Za tromjesečne VAR modele, Hannan-Quinn kriterij (HQC) je najtočniji kriterij s iznimkom veličine uzorka manjih od 120, za što je Schwarzov informacijski kriterij (BIC) točniji.

Korištenje sekvencijalnih LR i LM testova zahtijeva eksplicitni izbor razine značajnosti. Ako dva kriterija odaberu različite redoslijede kašnjenja, Hatemi i Hacker (1999) su predložili korištenje testa omjera vjerojatnosti (LR) za odabir između dva kašnjenja.

Test je proveden u dvadeset četiri vremenska pomaka i cilj je bio izabrati pravilan broj vremenskih pomaka za autoregresivni model. Iz dobivenih rezultata prikazanih u Tablici 6., može se zaključiti da Akaike, i Hannan-Quinnov kriterij ukazuju na četiri vremenska pomaka, dok Bayesov informacijski kriterij ukazuje na jedan vremenski pomak. S obzirom da ekonometrijska literatura daje prednost Akaike i Hannan-Quinnov kriteriju, za analizu će se uzeti četiri vremenska pomaka.

5 Rezultati

Konstantni dugoročni odnos između varijabli potvrđen Johansenovim testom kointegracije možda neće postojati u kratkom roku. Stoga, je vektorski model ispravljana pogrešaka (VECM) korišten za odlučivanje o razini kratkoročnih prilagodbi dugoročne ravnoteže odnosa između varijabli.

S obzirom da je potvrđena kointegracija, sada se može primijeniti model vektorske korekcije pogrešaka. Skup podataka korišten u ovoj studiji transformiran je u njihovu prvu razliku kako bi se osigurala stacionaranost. No, prve razlike ne bi dale jasnu sliku dugoročnog odnosa između varijabli. To znači da se varijable trebaju koristiti u razinama.

Postojanje kointegracije za stopu inflacije i stopu nezaposlenosti implicira da je model ispravljanja pogrešaka (VECM) održiv pristup u opisivanju kratkoročne varijacije (u prvoj razlici) oko dugoročne veze (u razini) (Zhao, Raehsler, Sohng i Woodburne, 2012).

VECM ima kointegracijske odnose ugrađene u specifikaciju tako da ograničava dugoročno ponašanje endogenih varijabli da se konvergira na njihov kointegracijski odnos, dok dopušta kratkoročnu dinamiku prilagodbe. Pojam kointegracije poznat je kao pojam korekcije pogreške budući da se odstupanje od dugoročne ravnoteže postupno ispravlja nizom djelomičnih kratkoročnih prilagodbi (Mishra, 2011). Trend varijabla je značajna ($t = 0,37 / 0,08 = 4,63 > 2$) za model stoga je odabran model s ograničenim trendom.

Na temelju provedenih testova, pravilan model je VECM s četiri vremenska pomaka i rangom 1, te ograničenim trendom, također u model su uključene sezonski lažne varijable kako bi se podaci desezonirali (*lags=4, rank=1, Restricted trend*). Rezultati VECM-a prikazani su u Prilogu 6.

Na temelju procijenjenog vektora kointegracije donose se zaključci o dugoročnom odnosu varijabli. Relacija kointegracije, tj. dugoročna jednadžba s odgovarajućim t-vrijednostima u zagradama, dana je kao:

$$\text{Nezaposlenost} = 7,47 * \text{inflacija} (t = 5,94)$$

$$\text{Inflacija} = 0,13 * \text{nezaposlenost} (t = 1,81)$$

U dugoročnoj jednadžbi varijabla inflacija ima statistički značajan pozitivan učinak na varijablu nezaposlenost. U drugoj dugoročnoj jednadžbi može se vidjeti da varijabla nezaposlenost nema statistički značajan učinak na varijablu inflacija ($t < 2$).

VECM se koristi za ispravljanje neravnoteže u kointegracijskom odnosu, kao i za testiranje dugoročne i kratkoročne uzročnosti među kointegriranim varijablama. Korekcija neravnoteže vrši se pomoću srednje vrijednosti termina ispravke pogreške (ECT) (Hamdi i Sbia, 2012).

Procijenjeni koeficijent korekcije pogreške (ECT) za varijablu nezaposlenosti, pokazuje da se oko (-0,052 ili 5,2%) odstupanja stope inflacije od njezine dugoročne ravnotežne razine korigira u svakom razdoblju u kratkom roku. Član korekcijske pogreške je statistički značajan ($p < 0,05$ i $t = -5,039$), što ukazuje na tromjesečnu korekciju neravnoteže od 5,2%.

Negativan predznak daje informaciju o povratu varijable nezaposlenost u ravnotežu, a iznos ECT-a označava stopu povrata u ravnotežu. Važno je napomenuti da varijabla za ispravljanje pogrešaka ima negativan predznak i statistički značajna potvrđuje postojanje dugoročne veze među varijablama.

Procijenjeni koeficijent korekcije pogreške (ECT) za varijablu inflacija, pokazuje da se oko (0,034 ili 3,4%) odstupanja stope inflacije od njezine dugoročne ravnotežne razine korigira u svakom razdoblju u kratkom roku. Član korekcijske pogreške je statistički značajan ($p < 0,05$ i $t = 2,238$), ali pozitivan znak ukazuje da se proces dugoročno ne konvergira.

5.1 Ocjena kvalitete modela

Nakon što je postavljen model potrebno je ocijeniti kvalitetu modela. Analiza reziduala je temeljni korak u izgradnji empirijskih modela vremenskih serija i ono na neki način predstavlja provjeru kvalitete zadanog modela (Monti, 1994).

Proveden je test autokorelacije i heteroskedastičnosti kako bi se utvrdila ispravnost modela, tj. potrebno je ispitati je li postavljeni model ispravan.

Autokorelacija je matematički prikaz stopa sličnosti između dane vremenske serije i zakašnjele verzije same sebe u uzastopnim vremenskim intervalima. Konceptualno je slična korelaciji između dva različita vremenska niza, ali autokorelacija dvaput koristi istu vremensku seriju: jednom u izvornom obliku i jednom s kašnjenjem u jednom ili više vremenskih razdoblja (Smith, 2021).

Najčešći test autokorelacije pogrešaka u regresijskim modelima je test Durбина i Watsona (Dufour i Dagenais, 1985). Statistika Durбина Watsona je testna statistika za otkrivanje autokorelacije u rezidualima iz regresijske analize (Corporate Finance Institute, 2022). Vrijednosti Durbin-Watson testa (2,02 i 1,75) pokazuje kako zadani model nema problema s autokorelacijom reziduala.

U Tablici 7. prikazan je test autokorelacije VEC modela.

Tablica 7. test autokorelacije VAR modela.

Test for autocorrelation of order up to 4			
	Rao F	Approx dist.	p-value
lag 1	2,419	F(4, 146)	0,0512
lag 2	1,289	F(8, 142)	0,2539
lag 3	0,956	F(12, 138)	0,4935
lag 4	0,942	F(16, 134)	0,5232

Iz Tablice 7., koja prikazuje test autokorelacije, iz čega se može iščitati da u modelu nije prisutna autokorelacija ($p > 0,05$). Test autokorelacije upućuje na ispravnost modela.

U statistici, heteroskedastičnost se događa kada standardne devijacije predviđene varijable, praćene na različitim vrijednostima neovisne varijable ili povezane s prethodnim vremenskim razdobljima, nisu konstantne (Hayes, 2020).

U Tablici 8. prikazan je test heteroskedastičnosti VEC modela.

Tablica 8. Test heteroskedastičnosti

Test for ARCH of order up to 4			
	LM	df	p-value
lag 1	11,641	9	0,2343
lag 2	17,310	18	0,5019
lag 3	20,619	27	0,8038
lag 4	36,555	36	0,4429

Testiranje heteroskedastičnosti predstavlja test koji postavlja konstantu varijancu slučajne greške koja je jednaka za sva opažanja. P-vrijednosti su veće od 0,05 što ukazuje da model nema problema sa heteroskedastičnošću.

Postavljeni VEC model nema problema s autokorelacijom reziduala i heteroskedastičnošću, iz čega se može zaključiti da je odabrani VEC model ispravan.

5.2 Testiranje utjecaja odabranih varijabli

U nastavku će se testirati, uzročnost u Grangerovom smislu, utjecaji promatranih varijabli kroz impulsne funkcije te doprinos varijabli na prognostičku pogrešku kroz promatrano razdoblje.

5.2.1 Grangerova uzročnost između odabranih varijabli

Grangerova uzročnost je statistički koncept uzročnosti koji se temelji na predviđanju. Prema Grangerovoj uzročnosti, ako varijabla X u Grangerovom smislu utječe na varijablu Y, tada bi prošle vrijednosti X trebale sadržavati informacije koje pomažu predvidjeti Y iznad i izvan informacija sadržanih u prošlim vrijednostima samo Y (Seth, 2007). Njegova matematička formulacija temelji se na linearnom regresijskom modeliranju stohastičkih procesa (Granger, 1969).

Varijabla u Grangerovom smislu utječe na drugu varijablu kada njezine prošle realizacije utječu na sadašnju realizaciju neke druge varijable. U Tablici 9. prikazani su rezultati Grangerovog testa uzročnosti.

Tablica 9. Rezultati Grangerovog testa uzročnosti

	F-test	p-vrijednost
Nezaposlenost	0,46779	0,7592
Inflacija	0,64338	0,6334

Varijabla Nezaposlenost:

Rezultati Grangerove uzročnosti tvrde da se može potvrditi nulta hipoteza da stopa nezaposlenost ne utječe u Grangerovom smislu na stupu inflacije, hipoteza je prihvaćena na razini značajnosti ($p > 0,05$) koja kaže da ne postoji jednosmjerna uzročnost.

Varijabla inflacija:

Rezultati Grangerove uzročnosti tvrde da se može potvrditi nulta hipoteza da stopa inflacije ne utječe u Grangerovom smislu na stupu nezaposlenosti, hipoteza je prihvaćena na razini značajnosti ($p > 0,05$) koja kaže da ne postoji jednosmjerna uzročnost.

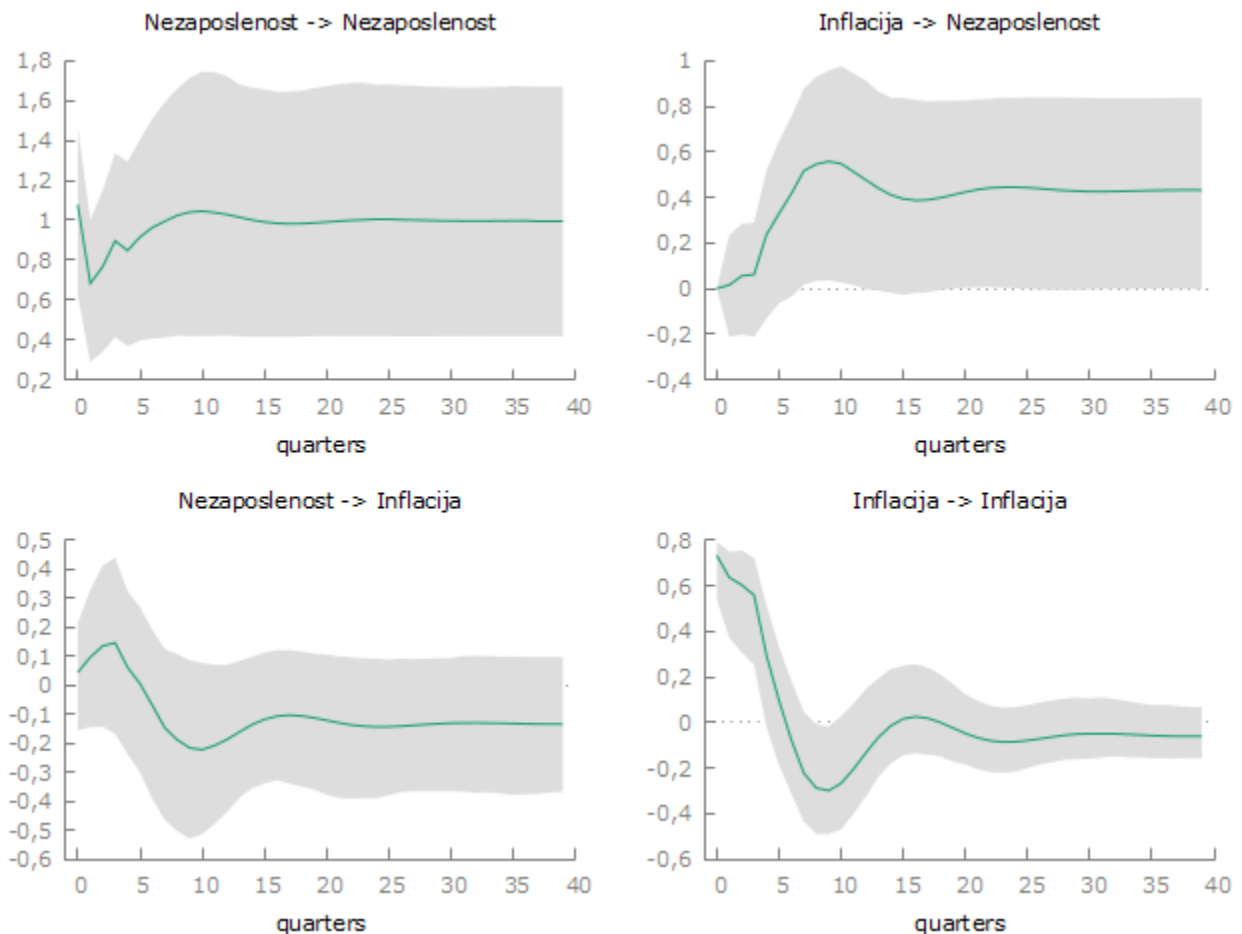
Rezultat u tablici 9. pokazuje da inflacija nema kratkoročni utjecaj na nezaposlenost, te nezaposlenost ne utječe na inflaciju u Grangerovom smislu.

5.2.2 Analiza impulsnog odziva promatranih varijabli

Analiza impulsnog odgovora važan je korak u ekonometrijskoj analizi koja koristi vektorske autoregresivne modele. Njihova je glavna svrha opisati evoluciju varijabli modela kao reakciju na šok u jednoj ili više varijabli. Ova značajka omogućuje praćenje prijenosa jednog šoka unutar inače bućnog sustava jednadžbi i stoga ih čini vrlo korisnim alatima u procjeni ekonomskih politika (Mohor, 2021).

Vizualizacija je neophodna za tumačenje funkcije impulsnog odziva (*eng. Impulse responses function - IRF*). Na Slici 15. prikazana je analiza impulsnog odziva promatranih varijabli, asimptotske standardne pogreške prikazane su prema zadanim postavkama te su prikazane na razini značajnosti od 95%.

Slika 15. Stope pokrivenosti i prosječne duljine 95% intervala pouzdanosti impulsnog odgovora u VECM modelu



Na Slici 15. funkcije impulsnog odziva su ucrtane za 40 razdoblja, a na svakom dijagramu plava linija predstavlja funkciju impulsnog odziva, a crne linije predstavljaju intervale povjerenja od 95%.

Na prvom grafikonu prikazujete impulsni odgovor stope nezaposlenosti prema stopi nezaposlenosti. U početnom razdoblju pozitivan šok na nezaposlenost dovesti će do povećanja nezaposlenosti za iznos šoka - dakle početnu vrijednost od jedan. Propadanje u dijagramu ilustrira da, kako vrijeme prolazi, učinci šoka na nezaposlenost opadaju na 0,8.

Analiza prikazana grafikona na Slici 15. (drugi grafikon) pokazuje da inflacija u prva četiri razdoblja ne reagira na stopu nezaposlenosti. Nakon petog razdoblja pozitivno reagira na nezaposlenost. Rast je prisutan do desetog razdoblja nakon čega je konstantan.

Analiza grafikona prikazana na Slici 15. (treći grafikon) pokazuje kako u prva 3 razdoblja nezaposlenost pozitivno reagira na nezaposlenost. Nakon petog razdoblja značaj se smanjuje polako nestaje (bliži se nuli).

Četvrti grafikon prikazuje impulsni odgovor stope inflacije prema stopi inflacije. U početnom razdoblju pozitivan šok na inflaciju dovesti će do povećanja inflacije za iznos šoka - dakle početnu vrijednost od 0,8. Nakon petog razdoblja učinci šoka na inflaciju naglo opadaju. Učinak šoka na stopu inflacije bio je pozitivan tijekom razdoblja do 10 kvartala. U desetom razdoblju uzroci šoka su negativni. Kako vrijeme prolazi, učinci šoka u inflaciji bliže se nuli.

5.2.3 Doprinosa varijabli na prognostičku grešku kroz 20 tromjesečja

Dekompozicija varijance je klasična statistička metoda u multivarijantnoj analizi za otkrivanje pojednostavljenih struktura u velikom skupu varijabli. U makroekonomskoj analizi termin „dekompozicija varijance” ili, točnije, „dekompozicija varijance greške prognoze” uže se koristi kao određeni alat za tumačenje odnosa između varijabli opisanih vektorskim autoregresivnim modelima (Lütkepohl, 2010). U empirijskim istraživanjima uobičajeno je da sama varijabla objašnjava veliki dio varijance svoje prognostičke pogreške u kratkom vremenskom razdoblju (Enders, 2008).

Dekompozicija varijance omogućuje analizu relativnog udjela svake od varijabli u objašnjavanju varijacije u budućim razdobljima. U slučaju da se vrijednosti varijable mogu adekvatno predvidjeti na temelju njezinih prethodnih vrijednosti, varijanca prognostičke

pogreške bit će objašnjena prognostičkim pogreškama same varijable (Kučiš i Palić, 2021). Sims (1982) napominje da ako je varijabla uistinu egzogena u odnosu na druge varijable u sustavu, njezine vlastite inovacije bi objasnile svu varijancu prognozne pogreške varijable.

U nastavku je objašnjena dekompozicija varijance za mjerenje postotka predviđene pogreške varijacije koji je prikazan drugom varijablom. Dekompozicija varijance pokazuje udio varijance prognostičke pogreške varijacija u samoj varijabli naspram varijacija u drugim varijablama sustava.

U Tablici 10. prikazana je dekompozicija prognostičke greške za varijablu registrirana stopa nezaposlenosti.

Tablica 10. Dekompozicija varijance prognostičke greške za varijablu registrirana stopa nezaposlenosti

Decomposition of variance for Nezaposlenost			
period	std. error	Nezaposlenost	Inflacija
1	1,07799	100,0000	0,0000
2	1,27622	99,9853	0,0147
3	1,48955	99,8508	0,1492
4	1,73936	99,7652	0,2348
5	1,94955	98,3288	1,6712
6	2,17891	96,3797	3,6203
7	2,41859	94,0892	5,9108
8	2,66578	91,3730	8,6270
9	2,90746	89,2201	10,7799
10	3,13804	87,5852	12,4148
11	3,35266	86,4501	13,5499
12	3,5472	85,8038	14,1962
13	3,72394	85,4820	14,5180
14	3,88487	85,3720	14,6280
15	4,0329	85,3851	14,6149
16	4,17161	85,4492	14,5508
17	4,3037	85,5195	14,4805
18	4,43149	85,5695	14,4305
19	4,55673	85,5853	14,4147
20	4,68038	85,5641	14,4359

Rezultati dekompozicije varijance pokazuju da stopa nezaposlenosti samu sebe objašnjava oko 100% komponenti varijacije u prvom razdoblju, a u drugom razdoblju pada na 99,98% predviđanja pogreške varijabilnosti. U svakom razdoblju postotak se smanjuje,

u dvadesetom razdoblju rezultati dekompozicije varijance ukazuju da stopa nezaposlenosti samu sebe objašnjava sa 85,56%.

Rezultati dekompozicije varijance u zadnjem stupcu tablice ukazuju da stopa nezaposlenosti inflaciju objašnjava sa svega 0,0147% u drugom razdoblju. U trećem razdoblju raste na 0,1492% predviđanja pogreške varijabilnosti. U svakom razdoblju postotak je se povećava, u dvadesetom razdoblju rezultati dekompozicije varijance ukazuju da stopa nezaposlenosti inflaciju objašnjava sa 14,44%.

U Tablici 11. prikazana je dekompozicija prognostičke greške za varijablu stopa inflacije.

Tablica 11. Dekompozicija varijance prognostičke greške za varijablu inflacija

Decomposition of variance for Inflacija			
period	std. error	Nezaposlenost	Inflacija
1	0,734817	0,3562	99,6438
2	0,976942	1,1806	98,8194
3	1,15624	2,2107	97,7893
4	1,29237	3,0533	96,9467
5	1,32654	3,1123	96,8877
6	1,33009	3,0971	96,9029
7	1,33415	3,3497	96,6503
8	1,36069	4,3991	95,6009
9	1,40358	5,9379	94,0621
10	1,45134	7,7712	92,2288
11	1,4924	9,5744	90,4256
12	1,52068	11,1019	88,8981
13	1,53784	12,3360	87,6640
14	1,54766	13,2650	86,7350
15	1,55374	13,9345	86,0655
16	1,55832	14,4287	85,5713
17	1,56221	14,8269	85,1731
18	1,56573	15,1962	84,8038
19	1,56931	15,5832	84,4168
20	1,57355	16,0128	83,9872

Rezultati dekompozicije varijance pokazuju da stopa inflacije samu sebe objašnjava oko 99,64% komponenti varijacije u prvom razdoblju, a u drugom razdoblju pada na 99,82% predviđanja pogreške varijabilnosti. U svakom razdoblju postotak je se smanjuje, u dvadesetom razdoblju rezultati dekompozicije varijance ukazuju da stopa inflacije samu sebe objašnjava sa 83,98%.

Rezultati dekompozicije varijance ukazuju da stopa inflacije objašnjava sa svega 0,36% stope nezaposlenosti u prvom razdoblju. U drugom razdoblju raste na 0,6099% predviđanja

pogreške varijabilnosti. U svakom razdoblju postotak je se povećava, u dvadesetom razdoblju rezultati dekompozicije varijance ukazuju da stopa nezaposlenosti inflaciju objašnjava sa 16,02%.

6 Diskusija

U istraživačkom dijelu ovoga rada, dobiveno je da su obje varijable nestacionarne u razinama, te stacionirane su u prvim diferencijama. Za nestacionarne varijable, ova studija ispituje jesu li kointegrirane. Kointegracijski Johansenov test ukazuje da postoji jedan skup kointegracijskih odnosa u jednadžbi inflacije i nezaposlenosti. Nakon odabira pravilnog broja vremenskih pomaka izrađen je model koji ispituje ovisnost između inflacije (mjerene indeksom potrošačkih cijena) i stope nezaposlenosti u kratkom roku. S obzirom na postojanje kointegracijske, razmotren je dugotrajni odnos procjenom VEC modela. Procijenjeni koeficijent korekcije pogreške (ECT) za varijablu nezaposlenosti, pokazuje da se oko (-0,052 ili 5,2%) odstupanja stope inflacije od njezine dugoročne ravnotežne razine korigira u svakom razdoblju u kratkom roku. Član korekcijske pogreške je statistički značajan ($p < 0,05$ i $t = -5,039$), što ukazuje na tromjesečnu korekciju neravnoteže od 5,2%. Negativan predznak daje informaciju o povratu varijable nezaposlenost u ravnotežu, a iznos ECT-a označava stopu povrata u ravnotežu. Važno je napomenuti da varijabla za ispravljanje pogrešaka ima negativan predznak i statistički je značajna, što potvrđuje postojanje dugoročne veze među varijablama. Pozitivan znak procijenjenog koeficijent korekcije pogreške (ECT) za varijablu inflacija ukazuje da se proces dugoročno ne konvergira.

VEC model je testiran na autokorelaciju i heteroskedastičnost kako bi se testirala ispravnost modela. Ovim testovima utvrđena je ispravnost zadanog modela.

Rezultati o Grangerovoj uzročnosti između promatranih varijabli ukazuju da varijable međusobno ne utječu jedna na drugu u Grangerovom smislu te da ne postoji kratkoročna veza između nezaposlenosti i inflacije.

Impulsne funkcije, također, ukazuju na dugoročan utjecaj inflacije na nezaposlenost ali je utjecaj pozitivan. Što nije u skladu s teoretskom postavkom Phillipsove krivulje.

Čini da se je tradicionalna kratkoročna Phillipsova krivulja ne može primijeniti na podacima za Republiku Hrvatsku. Ovi rezultati navode na zaključak da Phillipsova krivulja stope nezaposlenosti ne može igrati korisnu ulogu u predviđanju inflacije.

No rezultati se slažu s prethodnim istraživanjima koja su se provodila na podacima za Republiku Hrvatsku. Družić, Tica i Mamić (2004) istraživali su postojanje originalne

Phillipsove krivulje, na podacima od 1963. do 2004. godine za RH, te su došli do zaključka da ne postoji statistički značajna veza između inflacije i nezaposlenosti. Grčić i Pivac (2005) su nastojali procijeniti vezu između stope rasta plaća i stope nezaposlenosti tako što su uzeli u obzir i adaptivna i racionalna očekivanja. U radu nije izračunata statistička signifikantnost procjenitelja parametara, pa se prema tome ne može zaključiti da li postoji veza između promjene plaća i nezaposlenosti ili ne postoji. Recher, Matošec i Palić (2017) zaključuju kako se nositelji ekonomske politike ne bi smjeli strogo oslanjati na procjene Phillipsove krivulje kao na čvrsti orijentir jer su one podložne različitim teorijskim interpretacijama i drugačijim empirijskim specifikacijama.

Mogući razlog nepostojanja negativne veze između stope nezaposlenosti i inflacije na podacima za RH je činjenica da je Hrvatska pretežno uvozna zemlja što znatno utječe na inflaciju te stanje recesije što rezultira insolventnošću. Također, literatura o malim otvorenim gospodarstvima pokazuje da njihova agregatna ponuda, agregatna potražnja, a time i njihova gospodarska aktivnost i kretanje cijena uvelike ovise o dinamici velikih gospodarstava. Što je po svemu sudeći i slučaj za Republiku Hrvatsku. Još jedan razlog koji se navodi u literaturi o nepostojanju veze između inflacije i nezaposlenosti, je to što nezaposlenost nije uvjetovana samo šokovima na strani ponude i potražnje kojima je neka ekonomija izložena, već i nizom drugih varijabli, kao što je njezina prošlost i fleksibilnost tržišta rada. Također, razumijevanje kratkoročnih inflacijskih pritisaka i mogućnost kratkoročnih inflacijskih prognoza zahtjeva praćenje znatno šire osnove od one koju pruža tržište rada (Borožan, 2000). Iakova (2007) navodi da globalizacija može biti razlog nestanka Phillipsove krivulje. Na primjer, povećanjem konkurencije iz inozemstva, poduzeća imaju manje mogućnosti za podizanje cijena kada potražnja raste. Također, mobilnost radne snage koja se također se povećala posljednjih godina mogla bi biti jedan od razloga nestanka odnosa inflacije i nezaposlenosti.

Postoje i druga empirijska ispitivanja teorije koja su pokazala da ne postoji odnos između ove dvije varijable i da ne postoji odnos između inflacije i tržišta rada općenito (Družić, Tica i Mamić, 2006). Odnos između inflacije i nezaposlenosti testiran je i za područje Europske unije za otvorene ekonomije i rezultati su pokazali da su očekivana inflacija i deprecijacija normalnog tečaja prilično značajni čimbenici u određivanju cijena, dok se nezaposlenost pokazala kao beznačajna.

Industrijalizirane ekonomije se prilagođavaju recesiji kroz povećanu nezaposlenost, Hrvatska se prilagođava usporavanju gospodarske aktivnosti kroz povećanu nesolventnost. Osim toga, tvrtke u Hrvatskoj još više odgađaju isplate stvarajući sve veću nesolventnost te nagomilavaju dug u uvjetima gospodarskog usporavanja. Na kraju kumulativni učinak nesolventnosti dovodi državu još dublje u ekonomsko usporavanje. Može se zaključiti da tijekom recesije poduzeća u Hrvatskoj jednostavno ne otpuštaju ljude. Zbog prilagodbe temeljene na insolventnosti, zapravo ljudi ne dobivaju otkaze, već ih buduće generacije subvencioniraju insolventnošću koji će vratiti dugove nakupljene tijekom recesije. U industrijskim zemljama nezaposlenost raste tijekom pada, ali u Hrvatskoj nezaposlenost ostaje nepromijenjena, a nesolventnost raste (Družić, Tica i Mamić, 2006). Postoji dodatan razlog, koji se navodi u literaturi koji bi mogao biti razlog nepostojanja veze između nezaposlenosti i inflacije. Naime, originalna Phillipsova krivulja fokusirana je na negativan odnos između inflacije i nezaposlenosti u dugom roku. Stoga bi bilo poželjno promatrati dugačku seriju podataka naspram kratke serije podataka (Racher, Matošec i Palić 2007), kakva je korištena u istraživanjima koji ispituju odnos inflacije i nezaposlenost, uključujući i ovaj.

Također, ovaj odnos je opovrgnut i u mnogim stranim istraživanjima. Stock i Watson (1999) tvrde da je Phillipsova krivulja dala bolju prognozu kada se procjenjuje sa stvarnim ekonomskim varijablama (BDP) nego kada se procjenjuje Phillipsova krivulja s varijablom nezaposlenost. Zhao, Raehsler, Sohng i Woodburne (2012) navode da je odnos prekinut tijekom stagflacije 1970-ih, kada su porasle i inflacija i stopa nezaposlenosti. Čak i prije stagflacije 1970-ih, Friedman (1968) i Phelps (1967) doveli su u pitanje valjanost Phillipsove krivulje, tvrdeći da promjene u razinama i promjenama stopa rasta, te očekivanja takvih promjena, predstavljaju uzajaman odnos, prije nego što su zbog odnosa između razina. Izvorna tvrdnja Phillipsove krivulje je sve više osporavana na temelju toga da je (1) njegovo obrazloženje u najboljem slučaju dvosmisleno, (2) odnos je nestabilan i (3) da je to samo kratkoročni odnos (Nugent i Glezakos, 1982).

Može se zaključiti da ne postoji konsenzus o procjenama Phillipsove krivulje kako ne u domaćoj tako ni u inozemnoj literaturi, posljednjih 50 godina, stoga kreatori ekonomske politike ne bi trebali koristiti procijene Phillipsove krivulje kao pouzdan vodič, budući da su one podložne različitim teorijskim tumačenjima i različitim empirijskim specifikacijama.

7 Zaključak

U ovom radu željela se utvrditi veza između stope nezaposlenosti i indeksa potrošačkih cijena za Hrvatsku te postojanje Phillipsove krivulje u Hrvatskoj. Nezaposlenost i inflacija te njihova međusobna veza čest je predmet rasprava mnogih ekonomskih istraživanja. Veza između inflacije i nezaposlenosti zove se Phillipsova krivulja, dobila je naziv po Phillips-u (1958) koji je utvrdio postojanje stabilnog empirijskog odnosa između stope promjene plaća ili cijena i stope nezaposlenosti.

Za istraživanje Phillipsove krivulje korišteni su tromjesečni podaci u razdoblju od prvog tromjesečja 2000. godine do trećeg tromjesečja 2021. godine. Analiza obuhvaća razdoblje od 174 tromjesečja. Promatrane su dvije varijable: indeks potrošačkih cijena i stopa registrirane nezaposlenosti za područje Republike Hrvatske.

Phillipsova krivulja govori da postoji inverzni odnos između inflacije i nezaposlenosti. Uzimajući ovu krivulju kao referencu, glavni cilj mnogih istraživača bio je odrediti model koji se može koristiti za predviđanje inflacije na najbolji način, s obzirom na postojanje kratkoročne veze između dva niza. U ovome radu kako bi se empirijskim putem procijenila Phillipsova krivulja u Republici Hrvatskoj, provedena je analiza vremenskih nizova koja uključuje test jediničnih korijena: prošireni Dickey-Fullerov test koji je namijenjen testiranju stacionarnosti odabranih varijabli, ispitivanje reda VAR-a, ispitivanje kointegracije korištenjem Johansenovog testa, VEC model koji uključuje ocjenu kvalitete modela: testiranjem autokorelacije i heteroskeastičnosti. Zatim je dan prikaz utjecaja varijabli kroz impulsne funkcije, Grangerova uzročnost promatranih varijabli te doprinos varijabli na prognostički grešku kroz 30 kvartala

Primijenjeni test korelacije otkriva da postoji dokaz o dugotrajnoj uzročnosti između nezaposlenosti i inflacije tijekom promatranog razdoblja. VEC model, ukazuje da varijabla inflacija ima statistički značajan pozitivan učinak na varijablu nezaposlenost, ali nezaposlenost nema značajni utjecaj na inflaciju.

Međutim, VECM je pokazao je da se ovaj odnos ne može primjenjiti u kratkom roku. Također, rezultati ukazuju na nepostojanje Grangerove uzročnosti između ove dvije serije.

Jedno od mogućih objašnjenja za to je ekonomska nestabilnost u Republici Hrvatskoj. Istraživanja su pokazala da je odnos između inflacije i nezaposlenosti u zemljama u razvoju upravo obrnut od onog koji postoji između njih u razvijenim zemljama (Nugent i Glezakos, 1982). Mnogi autori tvrde da je odnos između inflacije i nezaposlenosti prekinut tijekom stagflacije 1970-ih, kada su porasle i inflacija i stopa nezaposlenost, te da se ovaj odnos ne može primijeniti na podacima u dvadesetom stoljeću.

Kretanja u gospodarstvu posljednjih godina generirala su izrazit pesimizam u procjeni veze između inflacije i nezaposlenosti.

Moderni makroekonomski modeli često koriste drugu verziju Phillipsove krivulje u kojoj proizvodni jaz zamjenjuje stopu nezaposlenosti kao mjeru agregatne potražnje u odnosu na agregatnu ponudu. Proizvodni jaz je razlika između stvarne razine BDP-a i potencijalne razine agregatne proizvodnje izražene kao postotak potencijala. Phillipsova krivulja hvaljena je 1960-ih kao prikaz procesa inflacije koji je do sada nedostajao u konvencionalnim makroekonomskim modelima. Danas, Phillipsova krivulja, transformirana hipotezom prirodne stope, ostaje ključ za povezivanje nezaposlenosti s inflacijom u glavnoj makroekonomskoj analizi (Hoover, 2008).

Potrebna su daljnja istraživanja kako bi se riješila takva sporna točka korištenjem relativno dužih vremenskih serija i uključivanjem u studiju većeg broja makroekonomskih varijabli.

8 Literatura

Knjige:

1. Babić, M. (2003). Makroekonomija. Zagreb: Mate d.o.o.
2. Borozan, D. (2000). Makroekonomija, Osijek, Sveučilište J.J. Strossmayera u Osijeku, Ekonomski fakultet.
3. Campante, F., Sturzenegger, F., & Velasco, A. (2021). *Advanced Macroeconomics: An Easy Guide*. Ubiquity Press (London School of Economics).
4. Case, K. E., Fair, R. C., & Oster, S. E. (2019). *Principles of Macroeconomics, Global Edition (13th ed.)*. Pearson.
5. Curtis, D. i Irvine, I., (2017). *Principles of Macroeconomics*, Lyryx Learning
6. Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
7. Fuller, W. A. (2009). *Introduction to statistical time series*. John Wiley & Sons.
8. Hashimzade, N., & Thornton, M. A. (2013). *Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics (Handbooks of Research Methods and Applications series)*. Edward Elgar Publishing.
9. Klein, L. R., & Goldberger, A. S. (1955). *Econometric model of the united states, 1929-1952*.
10. Mankiw, G. N. (2019). *Macroeconomics (10th ed.)*. Worth Publishers.
11. Samuelson, P. A. (2009). *Understanding inflation and the implications for monetary policy: A Phillips curve retrospective*. J. C. Fuhrer, Y. K. Kodrzycki, J. S. Little, & G. P. Olivei (Eds.). Cambridge, MA: MIT Press.
12. Tobin J. (1995). *Inflation and Unemployment*. In: Estrin S., Marin A. (eds) *Essential Readings in Economics*. Palgrave, London
13. Wei, W. W. (2006). *Time series analysis*. In *The Oxford Handbook of Quantitative Methods in Psychology: Vol. 2*.
14. Wooldridge, J. M. (2019). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Cengage Learning.

Članci:

1. Akaike, H. (1969). Fitting autoregressive models for prediction. *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21(1), 243-247.
2. Akcay, S. (2011). The causal relationship between producer price index and consumer price index: Empirical evidence from selected European countries. *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 227-232.
3. Ambler, S. (2007). The costs of inflation in New Keynesian models. *Bank of Canada Review*, 2007(Winter), 7-16.
4. Balaband, A. (1997). Socijalna skrb i nezaposlenost u Republici Hrvatskoj. *Revija za socijalnu politiku*, 4(3), 253-263.
5. Basarac, M. (2009a). "Procjena Phillipsove krivulje na primjeru Republike Hrvatske: Parcijalni i VEC model." *Economics*, vol. 16, br. 1, str. 49-74.
6. Basarac, M. (2009b). Nova kejnzijska Phillipsova krivulja na primjeru Hrvatske: VEC model. *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 19 (119), 27- 51. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/40217>
7. Bebek, S., & Santini, G. (2008). Hrvatska inflacija-jučer danas sutra. *Ekonomija Economics*, 15(2), 219-261.
8. Bejaković, P. (2007). Zaposlenost i nezaposlenost. *Javne financije u Hrvatskoj*, Ott, Katarina (ur.), Zagreb: Institut za javne financije, 121-131.
9. Bierens, H. J. (1997). Nonparametric cointegration analysis. *Journal of Econometrics*, 77(2), 379-404.
10. Blanchard, O., Dell'ariccia, G. i Mauro, P. (2010), Rethinking Macroeconomic Policy, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, issue s1, p. 199-215,
11. Bogut, Z. (2002). PROBLEM NEZAPOSLENOSTI I MJERE ZA NJEZINO SUZBIJANJE U SUVREMENIM GOSPODARSTVIMA. *Ekonomski misao i*
12. Borozan, Đ. (2000). Od Phillipsove krivulje do NAIRU. *Ekonomski vjesnik*, XIII (1-2), 83-96. Dostupno na: <https://hrcak.srce.hr/200296>
13. Botrić, V. i Cota, B. (2006). SOURCES OF INFLATION IN TRANSITION ECONOMY: THE CASE OF CROATIA. *Ekonomski pregled*, 57 (12), 835-854. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/8525>

14. Çetin, M., Ecevit, E., Seker, F., & Günaydin, D. (2015). Financial Development and Energy Consumption in Turkey. *Handbook of Research on Behavioral Finance and Investment Strategies*, 297–314. Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957“, *Economica*, vol. 25, br. 100, 1958, str. 283-299.
15. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427-431.
16. Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
17. Dooley, D., Fielding, J., & Levi, L. (1996). Health and Unemployment. *Annual Review of Public Health*, 17(1), 449–465.
18. Družić, I., Tica, J. i Mamić, A. (2006). The Challenge of Application of Phillips Curve: The Case of Croatia. *Zagreb International Review of*
19. Dwyer, G. P. (2015). The Johansen tests for cointegration. White Paper, 1-7. *Economics & Business, SCI* (1), 45-59. Preuzeto s: <https://hrcak.srce.hr/78588>
20. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
21. Erjavec, N., Lolić, I. i Sorić, P. (2015). How (i)rrational are we? A case of Croatian inflation. *Croatian Operational Research Review*, 6 (1), 241-253.
22. Fanchon, P., & Wendel, J. (1992). Estimating VAR models under non-stationarity and cointegration: alternative approaches for forecasting cattle prices. *Applied Economics*, 24(2), 207–217.
23. Ferré, M. (2004). The Johansen test and the transitivity property. *Economics Bulletin*, 3(27), 1-7.
24. Fischer, S., & Modigliani, F. (1978). Towards an understanding of the real effects and costs of inflation. *Review of World Economics*, 114(4), 810-833.
25. Fisher, I. (1973). I Discovered the Phillips Curve: “A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes.” *Journal of Political Economy*, 81(2, Part 1), 496–502.
26. Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *Essential Readings in Economics*, 58(1), 215-231.

27. Gil-Alana, L. A., Mervar, A., & Payne, J. E. (2016). The stationarity of inflation in Croatia: anti-inflation stabilization program and the change in persistence. *Economic Change and Restructuring*, 50(1), 45–58.
28. Goodrich, R. L., Mehra, R. K., Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1985). Exploration and Comparison of New Methods for Electric Demand Forecasting. *IFAC Proceedings Volumes*, 18(5), 1045-1053.
29. GORDON, R. J. (2009). The History of the Phillips Curve: Consensus and Bifurcation. *Economica*, 78(309), 10–50.
30. Gordon, R. J. (2018). Friedman and Phelps on the Phillips curve viewed from a half century's perspective. *Review of Keynesian Economics*, 6(4), 425-436.
31. Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.
32. Granger, C. W. (1981). Some properties of time series data and their use in econometric model specification. *Journal of econometrics*, 16(1), 121-130.
33. Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
34. Granger, C. W., & Weiss, A. A. (1983). Time series analysis of error-correction models. In *Studies in econometrics, time series, and multivariate statistics* (pp. 255-278). Academic Press.
35. Grčić, B. I Pivac, S. „Modifications of Phillips Curve on Example of Croatia, Proceedings of the 6th International Conference on Enterprise in Transition“, Split, Ekonomski fakultet Split, str. 332-334.
36. Gruen, D., Pagan, A., & Thompson, C. (1999). The Phillips curve in Australia. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 223–258.
37. Gutierrez, C. E. C., Souza, R. C., & de Carvalho Guillén, O. T. (2009). Selection of optimal lag length in cointegrated VAR models with weak form of common cyclical features. *Brazilian Review of Econometrics*, 29(1), 59-78.
38. Hafer, R. W., & Sheehan, R. G. (1989). The sensitivity of VAR forecasts to alternative lag structures. *international Journal of Forecasting*, 5(3), 399-408.
39. Hamdi, H., & Sbia, R. (2012). Short-run and Long-run causality between electricity consumption and economic growth in a small open economy.

40. Hannan, E. J., & Quinn, B. G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 41(2), 190-195.
41. Hatemi-J, A., & S. Hacker, R. (2009). Can the LR test be helpful in choosing the optimal lag order in the VAR model when information criteria suggest different lag orders?. *Applied Economics*, 41(9), 1121-1125.
42. Hazell, J., Herreno, J., Nakamura, E., & Steinsson, J. (2020). The slope of the Phillips Curve: evidence from US states (No. w28005). National Bureau of Economic Research.
43. Hjalmarsson, E., & Österholm, P. (2007). Testing for cointegration using the Johansen methodology when variables are near-integrated. Available at SSRN 1007890.
44. Hoover, K. D. (2008). Phillips curve. *The concise encyclopedia of economics*.
45. Humphrey, T. M. (1985). *The Early History of the Phillips Curve* by Thomas M. Humphrey :: SSRN.
46. Iakova, D. (2007). Flattening of the Phillips curve: Implications for monetary policy.
47. Ivanov, V., & Kilian, L. (2005). A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(1).
48. Jakšić, S. (2017). Objašnjenje regionalne nezaposlenosti u Hrvatskoj: GVAR pristup. *Revija za socijalnu politiku*, 24 (2), 217-217. <https://doi.org/10.3935/rsp.v24i2.1301>
49. Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
50. Jondeau, E., & le Bihan, H. (2005). Testing for the New Keynesian Phillips Curve. Additional international evidence. *Economic Modelling*, 22(3), 521–550.
51. Jovičić, G., & Kunovac, D. (2017). What is driving inflation and GDP in a small European economy: the case of Croatia (No. 49).
52. Jurčić, Lj. (2017). SVJETSKO GOSPODARSTVO DESET GODINA NAKON POČETKA KRIZE. *Ekonomski pregled*, 68 (6), 655-685. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/191145>
53. Kelvin, P. (1981). Work as a source of identity: The implications of unemployment. *British Journal of Guidance & Counselling*, 9(1), 2–11.
54. Kerovec, N. (2003). Nejednakost žena na tržištu rada. *Revija za socijalnu politiku*, 10 (3), 263-282. <https://doi.org/10.3935/rsp.v10i3.105>

55. Khanssa, M., Nasser, W., & Mourad, A. (2018). An econometric analysis of inflation and unemployment in Lebanon: A vector error correction model (VECM). *International Journal of Economics and Finance*, 10(2), 133-141.
56. Kimball, M. S. (1995). The quantitative analytics of the basic neomonetarist model.
57. Kingdon, G., & Knight, J. (2006). The measurement of unemployment when unemployment is high. *Labour Economics*, 13(3), 291–315.
58. Krznar, I. (2011). *Analiza kretanja domaće stope inflacije i Phillipsova krivulja*, Zagreb, Hrvatska narodna banka, Dostupno na <https://www.hnb.hr/documents/20182/121357/i-031.pdf/1c75189b-f0e84b18-aa38-8a2ef70261b0> .
59. Kučiš, Ž., & Palić, I. (2021). Empirical analysis of the elasticity of employment to output gap in the republic of croatia. *Interdisciplinary Description of Complex Systems: INDECS*, 19(1), 94-105.
60. Lang, D., & de Peretti, C. (2009). A strong hysteretic model of Okun's Law: theory and a preliminary investigation. *International Review of Applied Economics*, 23(4), 445–462
61. Lucas Jr, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of economic theory*, 4(2), 103-124.
62. Lütkepohl, H. (1985). Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of time series Analysis*, 6(1), 35-52.
63. Lütkepohl, H. (2010). Variance Decomposition. In: Durlauf, S.N., Blume, L.E. (eds) *Macroeconometrics and Time Series Analysis*. The New Palgrave Economics Collection. Palgrave Macmillan, London. https://doi.org/10.1057/9780230280830_38
64. Lütkepohl, H., & Xu, F. (2012). The role of the log transformation in forecasting economic variables. *Empirical Economics*, 42(3), 619-638.
65. Mishra, P. K. (2011). The dynamics of relationship between exports and economic growth in India. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 4(2), 53-70.
66. Moazzami, B., & Dadgostar, B. (2009). Okuns Law Revisited: Evidence From OECD Countries. *International Business & Economics Research Journal (IBER)*, 8(8).
67. Mohseni, M., & Jouzaryan, F. (2016). Examining the effects of inflation and unemployment on economic growth in Iran (1996-2012). *Procedia Economics and Finance*, 36, 381-389.

68. Monti, A. C. (1994). A proposal for a residual autocorrelation test in linear models. *Biometrika*, 81(4), 776-780.
69. Mushtaq, R. (2011). Augmented Dickey Fuller Test. SSRN Electronic Journal.
70. Nason, J. M., & Smith, G. W. (2008). Identifying the new Keynesian Phillips curve. *Journal of Applied Econometrics*, 23(5), 525–551.
71. Neely, C. J. (2010). Okun's Law: Output and Unemployment. *Economic Synopses*, 2010(4).
72. Nugent, J. B., & Glezakos, C. (1982). Phillips curves in developing countries: The Latin American case. *Economic Development and Cultural Change*, 30(2), 321-334.
73. O'Neill R., Ralph J., A. Smith P. (2017) What Is Inflation?. In: *Inflation*. Palgrave Macmillan, Cham.
74. Obadić, A. i Majić, E. (2013). ANALIZA STRUKTURE NEZAPOSLENOSTI VISOKOOBRAZOVANIH OSOBA U REPUBLICI HRVATSKOJ I MJERE ZA NJEZINO SMANJIVANJE. *Poslovna izvrsnost*, 7 (2), 103-122. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/112693>
75. Okun, A. (1962). M. 1962, "Potential Gnp: Its Measurement and Significance". In *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section of the American Statistical Association* (pp. 89-104).
76. Okun, A. M. (1971). The mirage of steady inflation. *Brookings papers on economic activity*, 1971(2), 485-498.
77. Ólafsson, Þ. T. (2006). The new Keynesian Phillips curve: in search of improvements and adaptation to the open economy. Central Bank of Iceland, Economics Department.
78. Ormerod, P., Rosewell, B., & Phelps, P. (2013). Inflation/unemployment regimes and the instability of the Phillips curve. *Applied Economics*, 45(12), 1519–1531.
79. Patel, N., Villar, A., (2016). "Measuring inflation," *BIS Papers chapters*, in: Bank for International Settlements (ed.), *Inflation mechanisms, expectations and monetary policy*, volume 89, pages 9-21, Bank for International Settlements.
80. Pehlivanoğlu, F., & Tanga, M. (2016). An Analysis on the Validity of Okun's Law: Case of Turkey and BRICS. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*
81. Phelps, E. S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. *Economica*, 34(135), 254. doi:10.2307/2552025

82. Phillips, A. W. (1958). The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100), 283.
83. Pufnik, A., & Kunovac, D. (2006). Short-term forecasting of inflation in Croatia with seasonal ARIMA processes (No. 16).
84. Quaas, G., & Klein, M. (2010). Is the Phillips Curve of Germany Spurious?.
85. Rančić, doc.dr.sc., N. i Durbić, J. (2016). Uzroci nezaposlenosti i utjecaj na smanjenje nezaposlenosti kroz institucionalno-strukturne reforme u Republici Hrvatskoj. *Pravnik*, 50. (100.), 39-54. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/174760>
86. Recher, V., Matošec, M. i Palić, P. (2017). Analiza Odnosa Nezaposlenosti i Inflacije U Uvjetima Krize: Primjer Hrvatske. *Ekonomski pregled*, 68 (1), 32-58. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/179103>
87. Robert E Lucas Jr. (1972). Expectations and the neutrality of money. , 4(2), 0–124. doi:10.1016/0022-0531(72)90142-1
88. Roeger, W., & Herz, B. (2018). Traditional versus new keynesian phillips curves: Evidence from output effects. 29th issue (June 2012) of the International Journal of Central Banking.
89. Rutkowski, J. (2003). Analiza i prijedlozi poboljšanja tržišta rada u Hrvatskoj. *Financijska teorija i praksa*, 27 (4), 495-513. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/5768>
90. Samuelson, P. A., & Solow, R. M. (1960). Analytical aspects of anti-inflation policy. *The American Economic Review*, 50(2), 177-194.
91. Scheibe, J., & Vines, D. (2005). A Phillips curve for China.
92. Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 461-464.
93. Schwert, G. W. (2002). Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(1), 5-17.
94. Sergio, Z., Saftić, D., & Tezak, A. (2012). Stability of Phillips Curve: The Case of Croatia. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 25(sup1), 65–85.
95. Seth, A. (2007). Granger causality. *Scholarpedia*, 2(7), 1667.
96. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1.
97. Sjö, B. (2008). Testing for unit roots and cointegration. *Lectures in Modern Econometric Time series Analysis*.

98. Stiglitz, J. (1997). Reflections on the natural rate hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 3-10.
99. Stock, J. H., & Watson, M. W. (1999). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 293-335.
100. Šergo, Z., & Tomčić, Z. (2003, May). Testing the Phillips-Okun Law and Growth Irregularity: the Case of Croatia. In *Proceedings of the Fifth International Conference on Enterprise in Transition* (pp. 22-24).
101. Šergo, Z., Saftić, D. i Težak, A. (2012). STABILITY OF PHILLIPS CURVE: THE CASE OF CROATIA. *Economic research - Ekonomska istraživanja, Special Issue* (1), 65-85. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/103227>
102. Škare, M. (2001). Nezaposlenost u Hrvatskoj i determinante potražnje za radom. *Revija za socijalnu politiku*, 8 (1), 19-34. <https://doi.org/10.3935/rsp.v8i1.227>
103. Šonje, V. i Nestić, D. (1995). STOPPING HIGH INFLATION IN AN EX-SOCIALIST COUNTRY: THE CASE OF CROATIA 1993/1994. *Croatian Economic Survey*, (2), 19-59. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/6379>
104. Tenzin, U. (2019). The nexus among economic growth, inflation and unemployment in Bhutan. *South Asia Economic Journal*, 20(1), 94-105.
105. Thomas, J. J., & Wallis, K. F. (1971). Seasonal variation in regression analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 134(1), 57-72.
106. Tomić, D. (2012). Utjecaj prihodovnih uvjeta razmjene na gospodarsku aktivnost Republike Hrvatske, doktorska disertacija, Ekonomski fakultet Zagreb, Zagreb
107. Tomić, D., Stjepanović, S., & Grbac, V. (2020). Usporedba rezultata testiranja Okunovog zakona za Hrvatsku i Slovačku. *Oeconomica Jadertina*, 10(2), 21-40.
108. Vedrin, A (2015): "Inflation targeting and financial stability: providing policymakers with relevant information", BIS Working Papers
109. Vizek, M. i Broz, T. (2007). Modeliranje inflacije u Hrvatskoj. *Radni materijali EIZ-a*, (3), 5-21. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/71593>
110. Walsh, C. E. (2007). The contribution of theory to practice in monetary policy: recent developments. ECB (ed.) *Monetary Policy: A Journey from Theory to Practice*, 142-59.

111. Wen, Y., & Chen, M. (2012). Okun's Law: A Meaningful Guide for Monetary Policy? Economic Synopses, 2012(15).
112. Woodburne, P., Zhao, Y., Raehsler, R., & Sohng, S. (2018). The dynamic Phillips curve revisited: An error correction model. International Journal of Advances in Agriculture Sciences.
113. Yun, T. (1996). Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles. Journal of monetary Economics, 37(2), 345-370.

Internet izvori:

1. Congressional Research Service (2021). Introduction to U.S. Economy: Inflation, Dostupno na: <https://fas.org/sqp/crs/misc/IF10477.pdf>
2. Corporate Finance Institute (2022). Durbin Watson Statistic. Dostupno na: <https://corporatefinanceinstitute.com/resources/knowledge/other/durbin-watson-statistic/>
3. Eurostat (2022). Total unemployment rate, Dostupno na: <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tps00203/default/bar?lang=en>
4. Fortier, S. i Gellatly, G. (2022). Seasonally adjusted data, Statistics Canada, Dostupno na: <https://www150.statcan.gc.ca/n1/dai-quo/btd-add/btd-add-eng.htm>
5. Hayes, A. (2020). Heteroskedasticity. Investopedia. Dostupno na: <https://www.investopedia.com/terms/h/heteroskedasticity.asp>
6. Hrvatska gospodarska komora (2020). AKTUALNA KRETANJA NATRŽIŠTU RADA U OKOLNOSTIM PANDEMIJE UZROKOVANE COVIDOM-19, Sektor za financijske institucije i ekonomske analize, Dostupno na: <https://www.hgk.hr/documents/hgk-analiza-kretanja-na-trzistu-rada-tijekom-pandemije5ebe6e5c96a6a.pdf>
7. HZZ, Dostupno na: <https://www.hzz.hr/statistika/pokazatelji-zaposlenosti.php>
8. Kelebuh, I. (2021). Pregled kretanja zaposlenosti i nezaposlenosti u Hrvatskoj i zemljama EU-a, , TEB poslovno savjetovanje. Dostupno na: <https://www.teb.hr/novosti/2021/pregled-kretanja-zaposlenosti-i-nezaposlenosti-u-hrvatskoj-i-zemljama-eu-a/>
9. Maitra, S. (2021). Time-series Analysis with VAR & VECM: Statistical approach. Medium. Dostupno na: <https://towardsdatascience.com/vector-autoregressions-vector-error-correction-multivariate-model-a69daf6ab618>

10. Majaski, C. (2022). What Is a Seasonal Adjustment? Investopedia. <https://www.investopedia.com/terms/s/seasonal-adjustment.asp>
11. McDermott, J. (2014). What is inflation? , Reserve Bank of New Zealand, Dostupno na: <https://www.rbnz.govt.nz//media/ReserveBank/Files/Publications/Factsheets%20and%20Guides/factsheet-what-is-inflation.pdf>
12. Mohor, F. (2021). An Introduction to Impulse Response Analysis of VAR Models - r-econometrics. R-Econometrics. Dostupno na: <https://www.r-econometrics.com/timeseries/irf/>
13. OECD (2001). Glossary of Statistical Terms – Unemployed - Eurostat Definition.
14. Oner, C.,(2010). What Is Inflation?. Finance & Development, March 2010. USA: INTERNATIONAL MONETARY, Dostupno na: [https://www.elibrary.imf.org/view/IMF022/10725-9781451922257/10725-9781451922257_A017.xml?rskey=953Ocn&result=7](https://www.elibrary.imf.org/view/IMF022/10725-9781451922257/10725-9781451922257/10725-9781451922257_A017.xml?rskey=953Ocn&result=7)
15. Parker, J. (2010). Macroeconomic Theory: Models Of Unemployment, Economics 314, Dostupno na: <https://www.reed.edu/economics/parker/s11/314/book/Ch14.pdf>
16. Smith, T. (2021). What Is Autocorrelation? Investopedia. Dostupno na: <https://www.investopedia.com/terms/a/autocorrelation.asp>
17. Whistler, D. (2022). Seasonal Dummy Variables, An Introductory Guide to SHAZAM, Dostupno na: <http://www.econometrics.com/intro/dumseas.htm>

Izvori podataka korištenih u empirijskom dijelu:

1. **Stopa nezaposlenosti** - Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Zagreb. Dostupno na: <http://www.dzs.hr>
2. **Indeks potrošačkih cijena – HNB:** <https://www.hnb.hr/statistika/statisticki-podaci/odabrane-nefinancijske-statistike/indeksi-cijena>

9 Popis slika

Slika 1. Izvorna Phillipsova krivulja.....	17
Slika 2. Stopa nezaposlenosti u odabranim državama Europe u 2021. godini	28
Slika 3. Kretanje broja nezaposlenih osoba u Republici Hrvatskoj u razdoblju od 2004. do 2022. godine	29
Slika 4. Struktura nezaposlenih osoba prema razini obrazovanja u 2022. godini u RH.....	31
Slika 5. Struktura nezaposlenih osoba po spolu u 2022. u Republici Hrvatskoj	32
Slika 6. Nezaposlene osobe prema dobnim skupinama u Republici Hrvatskoj, 2019.-2022.	33
Slika 7. Kretanje godišnjih stopa inflacije od 1999. do 2022. godine u Republici Hrvatskoj	34
Slika 8. Kretanje indeksa potrošačkih cijena u razdoblju od 1999. do 2020. godine u Europskoj Uniji i Republici Hrvatskoj.....	36
Slika 9. Kretanje stope nezaposlenosti u Republici Hrvatskoj u periodu od prvog tromjesečja 2000. do drugog tromjesečja 2021. godine	39
Slika 10. Kretanje registrirane stope nezaposlenosti u prvoj diferenciji u razdoblju od prvog tromjesečja 2000. do drugog tromjesečja 2021. godine	43
Slika 11. Kretanje indeksa potrošačkih cijena u Republici Hrvatskoj u razdoblju od siječnja 2000. do srpnja 2020. godine.....	44
Slika 12. Kretanje varijable indeks potrošačkih cijena u prvoj diferenciji	45
Slika 13. Kretanje stope nezaposlenosti i indeksa potrošačkih cijena u Republici Hrvatskoj u periodu od siječnja 2000. do srpnja 2020. godine	46
Slika 14. Phillipsova krivulja na podacima za Republiku Hrvatsku, 2000. - 2021. godine .	47
Slika 15. Stope pokrivenosti i prosječne duljine 95% intervala pouzdanosti impulsnog odgovora u VECM modelu	60

10 Popis Tablica

Tablica 1. Mjere centralne tendencije i raspršenosti za varijablu stopa nezaposlenosti	40
Tablica 2. Rezultati Proširenog Dickey-Fullerovog testa jediničnih korijena u razini i prvoj diferenciji za varijablu registrirana stopa nezaposlenosti.....	41
Tablica 3. Mjere centralne tendencije i raspršenosti za varijablu indeks potrošačkih cijena.....	44
Tablica 4. Rezultati Proširenog Dickey-Fullerovog testa jediničnih korijena u razini i prvoj diferenciji za varijablu registrirana indeks potrošačkih cijena	45
Tablica 5. Johansenov test.....	53
Tablica 6. Broj vremenskih pomaka VAR-a	54
Tablica 7. test autokorelacije VAR modela.....	58
Tablica 8. Test heteroskedastičnosti	58
Tablica 9. Rezultati Grangerovog testa uzročnosti	59

11 Prilozi

Prilog 1. ADF test za varijablu stopa registrirane nezaposlenosti u razini

Augmented Dickey-Fuller test for Nezaposlenost
 testing down from 4 lags, criterion t-statistic
 sample size 85
 unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant plus seasonal dummies
 including one lag of (1-L)Nezaposlenost
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: -0,0123915
 test statistic: $\tau_c(1) = -0,415874$
 asymptotic p-value 0,9043
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,013

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2000:3-2021:3 (T = 85)
 Dependent variable: d_Nezaposlenost

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,0128696	0,497205	0,02588	0,9794	
Nezaposlenost_1	-0,0123915	0,0297964	-0,4159	0,9043	
d_Nezaposlenost_1	-0,264746	0,109486	-2,418	0,0179	**
S1	-0,148310	0,419203	-0,3538	0,7244	
S2	-2,12588	0,388553	-5,471	5,10e-07	***
S3	-2,07506	0,363640	-5,706	1,93e-07	***

AIC: 274,687 BIC: 289,343 HQC: 280,582

with constant and trend plus seasonal dummies
 including 3 lags of (1-L)Nezaposlenost
 model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: -0,072872
 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -1,55704$
 asymptotic p-value 0,8098
 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,023
 lagged differences: $F(3, 74) = 2,805 [0,0456]$

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2001:1-2021:3 (T = 83)
 Dependent variable: d_Nezaposlenost

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	1,49668	1,07459	1,393	0,1679	
Nezaposlenost_1	-0,0728720	0,0468016	-1,557	0,8098	
d_Nezaposlenost_1	-0,244749	0,116573	-2,100	0,0392	**
d_Nezaposlenost_2	0,0617511	0,119308	0,5176	0,6063	
d_Nezaposlenost_3	0,195974	0,113257	1,730	0,0877	*
time	-0,0109583	0,00818048	-1,340	0,1845	
S1	0,223769	0,475361	0,4707	0,6392	
S2	-1,91699	0,510184	-3,757	0,0003	***
S3	-2,29509	0,435050	-5,275	1,27e-06	***

AIC: 270,229 BIC: 291,999 HQC: 278,975

Prilog 2. ADF test za varijablu stopa registrirane nezaposlenosti u prvoj diferenciji

testing down from 4 lags, criterion t-statistic
sample size 85
unit-root null hypothesis: a = 1

test with constant plus seasonal dummies
including 0 lags of (1-L)d_Nezaposlenost
model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + e$
estimated value of (a - 1): -1,27315
test statistic: $\tau_c(1) = -11,8935$
asymptotic p-value 2,323e-25
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,014

Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2000:3-2021:3 (T = 85)
Dependent variable: d_d_Nezaposlenost

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,186878	0,127849	-1,462	0,1477
d_Nezaposlenost_1	-1,27315	0,107046	-11,89	2,32e-025 ***
S1	-0,145938	0,416992	-0,3500	0,7273
S2	-2,13478	0,385953	-5,531	3,89e-07 ***
S3	-2,08487	0,360995	-5,775	1,41e-07 ***

AIC: 272,873 BIC: 285,086 HQC: 277,786

with constant and trend plus seasonal dummies
including 0 lags of (1-L)d_Nezaposlenost
model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + e$
estimated value of (a - 1): -1,27731
test statistic: $\tau_{ct}(1) = -11,8615$
asymptotic p-value 8,776e-28
1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,013

Dickey-Fuller regression
OLS, using observations 2000:3-2021:3 (T = 85)
Dependent variable: d_d_Nezaposlenost

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,0445504	0,266425	-0,1672	0,8676
d_Nezaposlenost_1	-1,27731	0,107686	-11,86	8,78e-028 ***
time	-0,00317543	0,00520883	-0,6096	0,5439
S1	-0,134667	0,419047	-0,3214	0,7488
S2	-2,12316	0,387946	-5,473	5,06e-07 ***
S3	-2,08372	0,362425	-5,749	1,62e-07 ***

AIC: 274,474 BIC: 289,13 HQC: 280,369

Prilog 3. ADF test za varijablu indeks potrošačkih cijena u razini

Augmented Dickey-Fuller test for Inflacija
 testing down from 4 lags, criterion t-statistic
 sample size 82
 unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
 including 4 lags of (1-L)Inflacija
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: -0,131906
 test statistic: $\tau_c(1) = -2,38101$
 asymptotic p-value 0,1472
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,029
 lagged differences: $F(4, 76) = 7,178 [0,0001]$

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2001:2-2021:3 (T = 82)
 Dependent variable: d_Inflacija

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,242901	0,137773	1,763	0,0819	*
Inflacija_1	-0,131906	0,0553990	-2,381	0,1472	
d_Inflacija_1	0,179166	0,0965901	1,855	0,0675	*
d_Inflacija_2	0,254491	0,100245	2,539	0,0132	**
d_Inflacija_3	0,180709	0,103293	1,749	0,0842	*
d_Inflacija_4	-0,405690	0,105431	-3,848	0,0002	***

AIC: 190,542 BIC: 204,982 HQC: 196,339

with constant and trend
 including 4 lags of (1-L)Inflacija
 model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: -0,18136
 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -2,50481$
 asymptotic p-value 0,3258
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,038
 lagged differences: $F(4, 75) = 7,387 [0,0000]$

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2001:2-2021:3 (T = 82)
 Dependent variable: d_Inflacija

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	0,567009	0,335429	1,690	0,0951	*
Inflacija_1	-0,181360	0,0724049	-2,505	0,3258	
d_Inflacija_1	0,202098	0,0989091	2,043	0,0445	**
d_Inflacija_2	0,276977	0,102388	2,705	0,0084	***
d_Inflacija_3	0,207939	0,106361	1,955	0,0543	*
d_Inflacija_4	-0,373251	0,109704	-3,402	0,0011	***
time	-0,00484712	0,00457450	-1,060	0,2927	

AIC: 191,323 BIC: 208,17 HQC: 198,087

Prilog 4. ADF test za varijablu indeks potošačkih cijena u prvoj diferenciji

unit-root null hypothesis: $a = 1$

test with constant
 including 3 lags of (1-L)d_Inflacija
 model: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: -1,04248
 test statistic: $\tau_c(1) = -6,10323$
 asymptotic p-value 6,735e-08
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,003
 lagged differences: $F(3, 77) = 9,045 [0,0000]$

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2001:2-2021:3 (T = 82)
 Dependent variable: d_d_Inflacija

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,0191582	0,0853480	-0,2245	0,8230
d_Inflacija_1	-1,04248	0,170808	-6,103	6,74e-08 ***
d_d_Inflacija_1	0,192462	0,157226	1,224	0,2246
d_d_Inflacija_2	0,397875	0,136298	2,919	0,0046 ***
d_d_Inflacija_3	0,499658	0,100686	4,963	4,07e-06 ***

AIC: 194,441 BIC: 206,475 HQC: 199,272

with constant and trend
 including 3 lags of (1-L)d_Inflacija
 model: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 estimated value of $(a - 1)$: -1,0482
 test statistic: $\tau_{ct}(1) = -6,10958$
 asymptotic p-value 6,232e-07
 1st-order autocorrelation coeff. for e: 0,003
 lagged differences: $F(3, 76) = 8,920 [0,0000]$

Augmented Dickey-Fuller regression
 OLS, using observations 2001:2-2021:3 (T = 82)
 Dependent variable: d_d_Inflacija

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value
const	-0,137464	0,189025	-0,7272	0,4693
d_Inflacija_1	-1,04820	0,171567	-6,110	6,23e-07 ***
d_d_Inflacija_1	0,191903	0,157748	1,217	0,2276
d_d_Inflacija_2	0,395176	0,136803	2,889	0,0050 ***
d_d_Inflacija_3	0,498196	0,101041	4,931	4,69e-06 ***
time	0,00253898	0,00361656	0,7020	0,4848

AIC: 195,911 BIC: 210,351 HQC: 201,709

Prilog 5. Johansenov test

Johansen test:

Number of equations = 2

Lag order = 4

Estimation period: 2001:1 - 2021:3 (T = 83)

Case 3: Unrestricted constant

Log-likelihood = 16,1841 (including constant term: -219,36)

Rank	Eigenvalue	Trace test	p-value	Lmax test	p-value
0	0,23234	24,156	[0,0015]	21,946	[0,0019]
1	0,026266	2,2092	[0,1372]	2,2092	[0,1372]

Corrected for sample size (df = 71)

Rank Trace test p-value

0	24,156	[0,0018]
1	2,2092	[0,1445]

eigenvalue 0,23234 0,026266

beta (cointegrating vectors)

Nezaposlenost	0,058952	-0,24609
Inflacija	-0,68213	0,039731

alpha (adjustment vectors)

Nezaposlenost	-0,32054	0,14512
Inflacija	0,35044	0,073291

renormalized beta

Nezaposlenost	1,0000	-6,1939
Inflacija	-11,571	1,0000

renormalized alpha

Nezaposlenost	-0,018897	0,0057658
Inflacija	0,020660	0,0029119

long-run matrix (alpha * beta')

	Nezaposlenost	Inflacija
Nezaposlenost	-0,054610	0,22441
Inflacija	0,0026232	-0,23614

Rezultati regresije u procjeni Phillipsove krivulje za Republiku Hrvatsku za tromjesečne podatke u razdoblju od 2000.- 2021. godine

VECM system, lag order 4
 Maximum likelihood estimates, observations 2001:1-2021:3 (T = 83)
 Cointegration rank = 1
 Case 4: Restricted trend, unrestricted constant
 beta (cointegrating vectors, standard errors in parentheses)

Kointegracijski prostor normaliziran po varijabli nezaposlenost.

Nezaposlenost	1,0000
	(0,00000)
Inflacija	7,4745
	(1,2575)
trend	0,36927
	(0,080942)

Kointegracijski prostor normaliziran po varijabli inflacija.

Nezaposlenost	0,13379
	(0,074006)
Inflacija	1,0000
	(0,00000)
trend	0,049404
	(0,012862)

alpha (adjustment vectors)

Nezaposlenost 0,033868
 Inflacija -0,051990

Log-likelihood = -216,0534
 Determinant of covariance matrix = 0,62522224
 AIC = 5,7844
 BIC = 6,4838
 HQC = 6,0654

Equation 1: d_Nezaposlenost

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,84678	0,748401	-2,468	0,0160	**
d_Nezaposlenost_1	-0,401162	0,120824	-3,320	0,0014	***
d_Nezaposlenost_2	-0,0949921	0,126164	-0,7529	0,4540	

d_Nezaposlenost_3	0,0870103	0,115958	0,7504	0,4555	
d_Inflacija_1	-0,232067	0,156182	-1,486	0,1417	
d_Inflacija_2	-0,188146	0,164308	-1,145	0,2560	
d_Inflacija_3	-0,213882	0,170592	-1,254	0,2140	
S1	0,303752	0,475217	0,6392	0,5248	
S2	-1,65396	0,520806	-3,176	0,0022	***
S3	-2,06709	0,441897	-4,678	<0,0001	***
EC1	0,0338675	0,0151349	2,238	0,0284	**
Mean dependent var	-0,178313	S.D. dependent var		1,555267	
Sum squared resid	96,45040	S.E. of regression		1,165528	
R-squared	0,513727	Adjusted R-squared		0,438389	
rho	-0,008433	Durbin-Watson		2,016620	

Equation 2: d_Inflacija

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2,49836	0,510153	4,897	<0,0001	***
d_Nezaposlenost_1	0,106366	0,0823605	1,291	0,2007	
d_Nezaposlenost_2	0,116755	0,0860003	1,358	0,1789	
d_Nezaposlenost_3	0,0930206	0,0790439	1,177	0,2432	
d_Inflacija_1	0,256326	0,106463	2,408	0,0187	**
d_Inflacija_2	0,324954	0,112002	2,901	0,0049	***
d_Inflacija_3	0,308529	0,116285	2,653	0,0098	***
S1	-0,0966042	0,323935	-0,2982	0,7664	
S2	-0,156891	0,355011	-0,4419	0,6599	
S3	-0,252188	0,301223	-0,8372	0,4053	
EC1	-0,0519897	0,0103168	-5,039	<0,0001	***
Mean dependent var	-0,029317	S.D. dependent var		0,881232	
Sum squared resid	44,81631	S.E. of regression		0,794491	
R-squared	0,296211	Adjusted R-squared		0,187174	
rho	0,109800	Durbin-Watson		1,752323	

Cross-equation covariance matrix:

	Nezaposlenost	Inflacija
Nezaposlenost	1,1621	0,047273
Inflacija	0,047273	0,53996

determinant = 0,625222

Sažetak

Phillipsova krivulja govori da postoji inverzni odnos između inflacije i nezaposlenosti. Uzimajući ovu krivulju kao referencu, glavni cilj ovog rada bio je istražiti performanse Phillipsove krivulje na podacima za Republiku Hrvatsku. Za istraživanje Phillipsove krivulje korišteni su tromjesečni podaci u razdoblju od prvog tromjesečja 2000. godine do trećeg tromjesečja 2021. godine. Analiza obuhvaća razdoblje od 174 tromjesečja. Promatrane su dvije varijable: indeks potrošačkih cijena i stopa registrirane nezaposlenosti. Kako bi se empirijskim putem procijenila Phillipsova krivulja u Republici Hrvatskoj, provedena je analiza vremenskih nizova koja uključuje test jediničnih korijena: prošireni Dickey-Fullerov test koji je namijenjen testiranju stationarnosti odabranih varijabli, ispitivanje reda VAR-a, ispitivanje kointegracije korištenjem Johansenovog testa, VEC model koji uključuje ocjenu kvalitete modela: testiranjem autokorelacije i heteroskeastičnosti. Zatim je dan prikaz utjecaja varijabli kroz impulsne funkcije, Grangerova uzročnost promatranih varijabli te doprinos varijabli na prognostički pogrešku kroz 20 kvartala.

Kointegracijski Johansenov test ukazuje na postojanje jednog kointegracijskog odnosa u jednadžbi nezaposlenosti i inflacije. Na temelju analize vremenske serije koja je provedena pomoću VEC modela, uočeno je postojanje kointegracijskog odnosa, a rezultati dugoročne elastičnosti pokazuju da je inflacija pozitivno i značajno povezana s varijablom stopa nezaposlenosti. Procijenjeni koeficijent korekcije pogreške (ECT) za varijablu nezaposlenosti, pokazuje da se oko 5,2% odstupanja stope inflacije od njezine dugoročne ravnotežne razine korigira u svakom razdoblju u kratkom roku. Što implicira da sve varijable u sustavu imaju tendenciju brzog povratka u svoj ravnotežni odnos. To znači da bi svako povećanje stope inflacije dugoročno pozitivno utjecalo na stopu nezaposlenosti. Varijabla nezaposlenost nema ima statistički značajan učinak na varijablu inflacija. Grangerov test uzročnosti pokazao je dokaze o nepostojanju kratkoročne jednosmjerne uzročnosti između inflacije i nezaposlenosti. Čini da se je tradicionalna kratkoročna Phillipsova krivulja ne može primijeniti na podacima za Republiku Hrvatsku. Ovi rezultati navode na zaključak da Phillipsova krivulja stope nezaposlenosti ne može igrati korisnu ulogu u predviđanju inflacije.

Ključne riječi: Phillipsova krivulja, Republika Hrvatska, stopa nezaposlenosti, indeks potrošačkih cijena, VECM, stopa inflacije, analiza vremenskih serija

Abstract

The Phillips curve shows that there is an inverse relationship between inflation and unemployment. Taking this curve as a reference, the main goal of this paper was to investigate the performance of the Phillips curve on data for the Republic of Croatia. Quarterly data from the first quarter of 2000 to the third quarter of 2021 were used to study the Phillips curve. The analysis covers a period of 174 quarters. Two variables were observed: the consumer price index and the registered unemployment rate. In order to empirically assess the Phillips curve in the Republic of Croatia, time series analysis was performed, which includes the unit root test: Augmented Dickey-Fuller test for static testing of selected variables, VAR lag selection, VAR cointegration test, VEC model which includes evaluation of model quality: by testing autocorrelation and heteroskedasticity. Then is presented the influence of variables through impulse functions, Granger causality of the observed variables and the contribution of variables to prognostic error over 20 quarters.

The Johansen cointegration test shows that there is one set of cointegration relation in the equation of unemployment and inflation. Based on the analysis of the time series conducted using the VEC model, it shows the existence of a cointegration relationship, and the results of long-term elasticity show that inflation is positively and significantly related to the unemployment rate variable. The estimated error correction coefficient (ECT) for the unemployment variable shows that about 5.2% of the deviation of the inflation rate from its long-term equilibrium level is corrected in each period in the short run. Which implies that all variables in the system tend to return quickly to their equilibrium relationship. This means that any increase in the inflation rate would have a positive impact on the unemployment rate in the long run. The variable unemployment has no statistically significant effect on the variable inflation. Granger's causality test showed evidence of the absence of short-term one-way causality between inflation and unemployment. It seems that the traditional short-term Phillips curve cannot be applied to the data for the Republic of Croatia. These results lead to the conclusion that the Phillips unemployment curve cannot play a useful role in predicting inflation.

Keywords: Phillips curve, Republic of Croatia, unemployment rate, consumer price index, VECM, inflation rate, time series analysis

