

Utjecaj stope federalnih fondova na investicije u gospodarstvu Sjedinjenih Američkih Država

Tkalec, Tin

Master's thesis / Diplomski rad

2022

Degree Grantor / Ustanova koja je dodijelila akademski / stručni stupanj: **University of Zagreb, Faculty of Economics and Business / Sveučilište u Zagrebu, Ekonomski fakultet**

Permanent link / Trajna poveznica: <https://um.nsk.hr/um:nbn:hr:148:764035>

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

Download date / Datum preuzimanja: **2025-01-02**



Repository / Repozitorij:

[REPEFZG - Digital Repository - Faculty of Economics & Business Zagreb](#)



Sveučilište u Zagrebu

Ekonomski fakultet

Integrirani preddiplomski i diplomski sveučilišni studij Ekonomija

**UTJECAJ STOPE FEDERALNIH FONDOVA NA
INVESTICIJE U GOSPODARSTVU SJEDINJENIH AMERIČKIH
DRŽAVA**

Diplomski rad

Tin Tkalec

Zagreb, Rujan, 2022.

Sveučilište u Zagrebu

Ekonomski fakultet

Integrirani preddiplomski i diplomski sveučilišni studij Ekonomija

**UTJECAJ STOPE FEDERALNIH FONDOVA NA
INVESTICIJE U GOSPODARSTVU SJEDINJENIH AMERIČKIH
DRŽAVA**

**THE IMPACT OF THE FEDERAL FUNDS RATE ON
INVESTMENTS IN THE ECONOMY OF THE UNITED STATES
OF AMERICA**

Diplomski rad

Student: Tin Tkalec

JMBAG: 0067544233

Mentor: Izv. Prof. dr. sc. Željko Bogdan

Zagreb, Rujan, 2022.

IZJAVA O AKADEMSKOJ ČESTITOSTI

Izjavljujem i svojim potpisom potvrđujem da je diplomski rad
(vrsta rada)
isključivo rezultat mog vlastitog rada koji se temelji na mojim istraživanjima i oslanja se na objavljenu literaturu, a što pokazuju korištene bilješke i bibliografija. Izjavljujem da nijedan dio rada nije napisan na nedozvoljen način, odnosno da je prepisan iz necitiranog rada, te da nijedan dio rada ne krši bilo čija autorska prava. Izjavljujem, također, da nijedan dio rada nije iskorišten za bilo koji drugi rad u bilo kojoj drugoj visokoškolskoj, znanstvenoj ili obrazovnoj ustanovi.

Student/ica:

U Zagrebu, 23. 6. 2022.

T. T. Kralj
(potpis)

STATEMENT ON ACADEMIC INTEGRITY

I hereby declare and confirm with my signature that the master's thesis
(type of the paper)
is exclusively the result of my own autonomous work based on my research and literature published, which is seen in the notes and bibliography used.

I also declare that no part of the paper submitted has been made in an inappropriate way, whether by plagiarizing or infringing on any third person's copyright.

Finally, I declare that no part of the paper submitted has been used for any other paper in another higher education institution, research institution or educational institution.

In Zagreb, 23. 6. 2022.
(date)

Student:

T. T. Kralj
(signature)

Sažetak i ključne riječi

Ovaj diplomski rad bavi se utjecajem stope federalnih fondova na investicije u gospodarstvu Sjedinjenih Američkih Država u razdoblju od 1985. do 2007. godine. Empirijska analiza je provedena pomoću strukturnog modela vektorske autoregresije, a rezultati istraživanja upućuju na signifikantnost BDP-a u opisivanju kretanja varijable investicija, dok je utjecaj stope federalnih fondova statistički neznačajan u modelu.

Ključne riječi: BDP, investicije, stopa federalnih fondova, SVAR

Abstract and key words

This thesis deals with the influence of the federal funds rate on investments in the economy of the United States of America in the period from 1985 to 2007. The empirical analysis was carried out using the vector autoregression structural model, and the research results point to the significance of GDP in describing the movement of the investment variable, while the influence of the federal funds rate is statistically insignificant in the model.

Keywords: GDP, investments, federal funds rate, SVAR

1	UVOD	1
1.1	Predmet i cilj istraživanja	1
1.2	Izvor podataka i metoda prikupljanja	1
1.3	Sadržaj i struktura rada	2
2	PREGLED LITERATURE O UTJECAJU KAMATNIH STOPA NA INVESTICIJE	3
2.1	Teorijski okvir i pregled prijašnjih empirijskih istraživanja o utjecaju kamatnih stopa na investicije	3
2.1.1	Teorijska pozadina utjecaja kamatnih stopa na investicije	3
2.1.2	Empirijska istraživanja	6
2.2	KLASIFIKACIJA GLAVNIH POJMOVA.....	9
2.2.1	Investicije u fizički kapital i Bruto privatna domaća ulaganja.....	9
2.2.2	Stopa federalnih fondova	9
2.2.2.1	Utjecaj stope federalnih fondova na kratkoročne i dugoročne kamatne stope ..	11
2.3	Povijesni okvir stope federalnih fondova	11
3	METODOLOŠKI OKVIR ISTRAŽIVANJA I PREGLED EMPIRIJSKIH PODATAKA ..	19
3.1	Metodologija.....	19
3.1.1	Opći oblik modela vektorske autoregresije	19
3.1.2	Strukturni oblik modela vektorske autoregresije	21
3.1.3	Identifikacija i dekompozicija Choleskog.....	23
3.1.4	Stacionarnost	24
3.1.5	Grangerova uzročnost	25
3.2	Pregled empirijskih podataka	25
3.2.1	Odabir podataka i vremenska dimenzija istraživanja.....	25
3.2.2	Realna efektivna stopa federalnih fondova	26

3.2.3	Realni Bruto domaći proizvod	27
3.2.4	Realne bruto privatne domaće investicije	29
4	EMPIRIJSKA ANALIZA	31
4.1	Dijagnostika modela	31
4.1.1	Stacionarnost varijabli	31
4.1.2	Informacijski kriteriji o broju pomaka u modelu	39
4.1.3	Procjena modela i stabilnost	40
4.1.4	Testiranje pretpostavki modela	41
4.1.4.1	Autokorelacija grešaka relacije	41
4.1.4.2	Normalnost grešaka relacije	43
4.1.4.3	Homoskedastičnost grešaka relacije	45
4.2	Grangerova uzročnost	45
4.3	Identifikacija unutar modela	47
4.4	Funkcije impulsnog odaziva	49
4.5	Dekompozicija varijance	53
5	ZAKLJUČAK	55
	PRILOG	58
	POPIS LITERATURE	59
	POPIS TABLICA	63
	POPIS SLIKA	64
	POPIS GRAFIKONA	65

1 UVOD

1.1 Predmet i cilj istraživanja

Poveznica između kamatne stope i investicija jedna je od najstarijih relacija u makroekonomiji – formuliran od strane Keynesa u *Općoj teoriji o zaposlenosti, kamati i novcu* (1936.), te dodatno formaliziran od strane Johna Hicksa u IS-LM modelu (1937.) kao svojevrsna interpretacija Keynesovih glavnih ideja, ovaj odnos implicira negativnu vezu između kamatne stope i razine investicija u gospodarstvu. U najosnovnijem smislu, veza između kamate stopa i investicija je negativna, jer kamatna stopa predstavlja trošak posudbe novca, a s obzirom da su investicije u fizički kapital uobičajeno financirane posuđenim sredstvima (izdavanjem obveznica ili dogovaranjem dugoročnih kredita), povećanje kamatnih stopa implicira povećanje troška zaduživanja, što u kratkom roku rezultira smanjenjem investicija. S obzirom da u pojedinom gospodarstvu postoji veći broj kamatnih stopa različitog oblika i prirode, javlja se problem odabira kamatne stope ili grupa kamatnih stopa na kojima će biti provedeno istraživanje. Opseg rada limitiran je na gospodarstvo Sjedinjenih Američkih Država, a kamatna stopa koja je odabrana za empirijsku analizu je stopa federalnih (saveznih) fondova, s obzirom da se za navedenu kamatnu stopu smatra kao je ona referentna kamatna stopa u SAD-u, što implicira da ona direktno utječe na kretanje ostalih kamatnih stopa u gospodarstvu, ali u različitim omjerima i intenzitetima, o čemu će više biti riječ u narednim poglavljima.

Glavni cilj istraživanja je empirijski analizirati odnos između stope federalnih fondova i razina investicija u fizički kapital u gospodarstvu Sjedinjenih Američkih Država kroz vremenski period od 1985. godine do 2007. godine.

1.2 Izvor podataka i metoda prikupljanja

Empirijska analiza koja je provedena u ovom radu bazirana je na sekundarnim podacima koji su preuzeti sa baze podataka FRED (Federal Reserve Economic Data) koju održava Istraživački odjel

Banke Saveznih Rezervi u St. Louisu. Nad podacima je provedena deskriptivna i inferencijalna statistička analiza, a za analizu podataka korišten je programski paket Eviews-12.

1.3 Sadržaj i struktura rada

Ovaj diplomski rad se sastoji od pet poglavlja. U drugom poglavlju prvo je naveden pregled literature u pogledu teorijskog okvira istraživanja i pregleda prijašnjih empirijskih istraživanja o temi. Nakon pregleda literature, slijedi klasifikacija glavnih pojmova (stopa federalnih fondova i investicije). U trećem poglavlju je opisana metodologija rada koja se temelji na SVAR modelu, a uključuje koncepte stacionarnosti varijabli, Grangerovu uzročnost i indentifikaciju u modelu na temelju faktorizacije Cholsekog. Nadalje, u trećem poglavlju je dan i pregled varijabli koje se koriste u empirijskoj analizi – a to su prirodni logaritam varijable realni BDP, prirodni logaritam varijable realna privatna domaća ulaganja te realna stopa federalnih fondova. U četvrtom poglavlju dani su rezultati empirijske analize u kojem je prvo provjerena stacionarnost varijabli u modelu, potom su varijable dekomponirane na cikličke i trend komponente te su na temelju dekompozicije u daljnjoj analizi korištene cikličke komponente varijabli. Nakon toga je provedena dijagnostika modela u kojem su provjerene pretpostavke modela i stabilnost. U slijedećem koraku je procijenjen SVAR model, te je provedena analiza funkcije impulsnog odaziva i dekompozicije varijance, a rezultati upućuju na nesigifikantnost varijable kamatne stope u modelu. Peto poglavlje je zaključak u kojem je dan kratki osvrt na rezultate empirijske analize i obrazloženi su potencijalni razlozi za divergenciju rezultata od saznanja iz ekonomske teorije.

2 PREGLED LITERATURE O UTJECAJU KAMATNIH STOPA NA INVESTICIJE

2.1 Teorijski okvir i pregled prijašnjih empirijskih istraživanja o utjecaju kamatnih stopa na investicije

2.1.1 Teorijska pozadina utjecaja kamatnih stopa na investicije

Keynes je jedan od prvih autora koji razmatraju vezu između kamatne stope i razine investicija. U *Općoj teoriji zaposlenosti kamate i novca* (1936), Keynes definira *graničnu efikasnost kapitalnog dobra* kao odnos između očekivanog prinosa – koji je određen kao razlika između potencijalnog prihoda od prodaje outputa proizvedenog pomoću tog kapitalnog dobra i troška proizvodnje – i *troška zamijene* kapitala, kojeg Keynes (1936) objašnjava kao cijenu koja bi potaknula proizvođača da proizvede dodatnu jedinicu tog kapitalnog dobra.

Preciznije, Keynes (1936) određuje *graničnu efikasnost kapitala* kao jednaku diskontnoj stopi koja bi rezultirala jednakošću sadašnje vrijednosti anuiteta – izvedenih iz očekivanih prinosa kapitalnog dobra, i *troška zamijene kapitala*. Ako u određenom periodu postoji povećana investicijska aktivnost u arbitrarno kapitalno dobro, *granična efikasnost kapitala* će padati kako investicije rastu, što je prema Keynesu (1936) djelomično rezultat pada očekivanog prinosa koji proizlazi iz tog kapitalnog dobra kako se povećava njegova ponuda, te zbog činjenice da rastući pritisak na faktore koji određuju ponudu kapitalnog dobra općenito rezultiraju rastom troška zamijene. Posljedično tome, Keynes (1936) postulira kako je za bilo koji tip kapitalnog dobra moguće determinirati raspored koji određuje koliko će investicije rasti u danom periodu, kako bi granična efikasnost kapitala pala na određenu razinu. Nadalje, Keynes (1936) tvrdi kako agregacija navedenih rasporeda za svaki tip kapitalnog dobra određuje stopu agregatnih investicija u gospodarstvu koje su određene agregiranom graničnom efikasnosti kapitala. Keynes (1936) ovaj odnos naziva rasporedom granične efikasnosti kapitala. Shodno tome, stvarna količina tekućih investicija biti će svedena upravo na onu razinu na rasporedu granične efikasnosti kapitala gdje je granična efikasnost kapitala jednaka tržišnoj kamatnoj stopi. Navedeno predstavlja jednu od centralnih ideja, prezentiranih od strane Keynesa (1936), koja dovodi u vezu tržišnu kamatnu stopu i razinu

investicija u kapitalna dobra, gdje svaka očekivanja o promijeni u vrijednosti novca (reprezentirano kamatnom stopom), rezultiraju promjenom u razini outputa. Primjerice, percipirani pad u vrijednosti novca stimulira investicije, te posljedično tome i zaposlenost, i to upravo zato što povećava raspored granične efikasnosti kapitala.

Hicksova interpretacija Keynesa sadržana je u Hicksovom radu iz 1937. godine u kojem je konstruirana prva inačica IS-LM modela, tada poznatim pod nazivom IS-LL model, te koji je baziran na Keynesovoj Općoj Teoriji kao reprezentacija Keynesovih glavnih ideja u obliku matematičkog modela. U Hicksovom modelu (1937) pretpostavlja se slijedeće; kratki rok – što implicira fiksne količine fizičkog kapitala, homogenost rada, nepostojanje deprecijacije kapitala kroz vrijeme te ljepljivost cijena. Nadalje, Hicks (1937) definira varijable x i y kao polazišnu točku modela, pri čemu one predstavljaju količine investicijskih (kapitalnih) odnosno potrošnih dobara, dok N_x i N_y predstavljaju količine radnika koji su zaposleni u njihovoj proizvodnji. Ako se fokusiramo samo na determinante fizičkog kapitala, imamo slijedeću funkciju koja određuje količinu investicijskih dobara kao funkciju radnika koji su zaposleni u proizvodnji istih.

$$x = f_x(N_x) \tag{1}$$

Razina cijena kapitalnih dobara dana je kao njen granični trošak, dakle razina cijena investicijskih dobara može se napisati kao:

$$w \left(\frac{dN_x}{dx} \right) \tag{2}$$

Nadalje, vrijednost investicija, koju Hicks (1937.) označava kao I_x je dana kao:

$$wx \left(\frac{dN_x}{dx} \right) \tag{3}$$

Vrijednost investicija I_x determinirana je pomoću dvije jednadžbe – prva je ona koja je prethodno definirana kao umnožak razine cijena i količine fizičkog kapitala, a druga je relacija koja dovodi u vezu razinu investicija i tržišnu kamatnu stopu, što direktno korespondira sa Keynesovim (1936) rasporedom granične efikasnosti kapitala, koju Hicks (1937) definira u funkcionalnom obliku kao:

$$I_x = C(i) \tag{4}$$

pri čemu je i jednako tržišnoj kamatnoj stopi koja na isti način utječe na razinu investicija kao što je prethodno opisao Keynes (1936) – pad kamatne stope rezultira rastom investicija u fizički kapital s obzirom da kamatna stopa aproksimira trošak posudbe novčanih sredstava.

Iako je Keynesova relacija koja povezuje kamatnu stopu i investicije preživjela sve do danas, ona je kroz vrijeme proširena drugim teorijama, a jedna od prvih značajnijih je svakako Tobinova q teorija investicija (1969). S obzirom da je matematička pozadina modela izvan opsega ovog rada, prezentirati će se pojednostavljena verzija (Tica, 2020) koja sadrži srž Tobinovih glavnih ideja. U najosnovnijem obliku, q teorija investicija postulira kako je cilj poduzeća odabrati onu razinu investicija I , koje maksimiziraju tržišnu vrijednost poduzeća V_t koju određuje tržište vrijednosnih papira. Nadalje, imamo zamjensku vrijednost kapitala K_t koju određuje tržište kapitalnih dobara. U Tobinovoj q teoriji, parametar q – po kojem je teorija dobila ime – jednak je omjeru tržišne vrijednosti poduzeća i zamjenske vrijednosti kapitala. Dakle imamo:

$$q_t = \frac{V_t}{K_t} \tag{5}$$

Onda kada je $q_t > 1$, investicije u poduzeću će rasti, a u suprotnom slučaju kada je q omjer manji od 1, imovina poduzeća će biti rasprodana u dijelovima (zato što je u tom slučaju zamjenska vrijednost kapitala veća od tržišne vrijednosti poduzeća), što će rezultirati rasprodajom imovine u poduzeću i smanjenjem investicija (Tica, 2020).

Utjecaj kamatnih stopa na razinu investicija u Tobinovom q modelu moguće je razmotriti tek nakon što je definiran način na koji je određena tržišna vrijednost poduzeća. Ako pretpostavimo da se vrijednost poduzeća određuje na temelju sadašnje vrijednosti očekivanih dividendi i očekivanoj budućoj cijeni poduzeća, tada će porast kamatne stope smanjiti sadašnju vrijednost budućih očekivanih dividendi i kapitalnih dobitaka, što će smanjiti trenutnu vrijednost poduzeća V_t i posljedično tome, smanjiti će i parametar q . S obzirom da q pada, to direktno implicira kako je zamjenska vrijednost kapitala porasla u odnosu na tržišnu vrijednost poduzeća što rezultira smanjenjem investicija i/ili rasprodajom imovine (Tica, 2020).

2.1.2 Empirijska istraživanja

Sandmo (1971) u svom radu prezentira neoklasični model baziran na investicijskoj teoriji poduzeća, a originalni doprinos rada je u tome što je model formuliran u diskretnom vremenu, što po autoru omogućuje bolje distinkcije između kratkog i dugog roka. Autor zaključuje kako u dugom roku ne postoji stabilna veza između investicija i kamatne stope, za razliku od kratkog roka u kojem navedena veza postoji, te je konzistentna sa Keynesianiskim zaključcima.

Greene i Villanueva (1991) analiziraju utjecaj nekoliko makroekonomskih varijabli na udio privatnih investicija u BDP-u u zemljama u razvoju za period od 1975 do 1987. Realna kamatna stopa je jedna od varijabli koja je uključena u model, a rezultati ekonometrijske analize upućuju na negativnu vezu između realne kamatne stope i udjela privatnih investicija u BDP-u.

Dean, Elmeskov i Hoeller (1991) razmatraju trendove u realnim kamatnim stopama, štednji i investicijama u osamdesetim godinama prošlog stoljeća, te zaključuju kako su stope rasta štednje i investicija imale tendenciju pada naspram prijašnjeg desetljeća u OECD zemljama, te određenom broju ostalih zemalja. Razlog za pad investicija pronalaze u padu privatnih investicija u ovom periodu, koji je, između ostalog, obilježen visokim realnim kamatnim stopama. Iako važno je napomenuti kako autori ne donose zaključak o povezanosti između realnih kamatnih stopa i investicija, ali navode kako su prijašnja istraživanja pokazala kako je elastičnost investicija na promijene u kamatnim stopama mala.

Rittenberg (1991) analizira utjecaj realne kamatne stope na razinu investicija u Turskoj u periodu od 1964. do 1986., te utvrđuje da je rast investicija pozitivno koreliran sa kamatnim stopama koje su ispod ravnotežne razine, te negativno korelirane sa onima koje su iznad ravnotežne razine.

Hill i Athukorala (1998) provode empirijsko istraživanje o odnosu kamatne stope, investicija i štednje u Indiji za period od 1955. do 1995. Rezultati upućuju na to da visoke kamatne stope promoviraju štednju, ali isto tako, u suprotnosti sa ekonomskom teorijom, i privatne investicije. Kao razlog tome navode tvrdnju kako kombinirani pozitivni učinci povećanja kamatnih stopa, koji djeluju kroz povećano posredovanje duga i samo-financiranu akumulaciju kapitala nadmašuje učinak izravnih troškova ulaganja.

Beccarini (2007) razmatra utjecaj diskontne stope u SAD-u i Euro zoni na investicije u fizički kapital pod uvjetima neizvjesnosti. Autor zaključuje kako su investicije nelinearna funkcija kamatne stope ako postoji neizvjesnost, a veza između ove dvije varijable može biti pozitivna ako postoji veliki stupanj neizvjesnosti koji se održava na kamatne stope pomoću volatilnosti stope.

Eregha (2010) razmatra varijacije kamatnih stopa i determinante investicija u Nigeriji za period od 1970. do 2002. godine. Metodologija rada bazirana je na dinamičkom modelu sa dvije jednačbe koje su procijenjene metodom procijene instrumentalnih varijabli. Rezultati upućuju na to da su varijacije u kretanju kamatne stope igrale značajnu ulogu u determiniranju razine investicija, no autor zaključuje kako je veza između kamatnih stopa i investicija indirektna, te da druge varijable, kao što su stupanj zaduženosti, ekonomska stabilnost, vanjska trgovina te slaba infrastruktura imali veći utjecaj na investicije.

Malawi i Bader (2010) analiziraju utjecaj realnih kamatnih stopa na razinu investicija u gospodarstvu Jordana. Vremenski period istraživanja je između 1990. do 2005. godine, a analiza je provedena na temelju kointegracijske analize sa tri varijable: razina investicija, realna kamatna stopa i dohodak. Rezultati istraživanja upućuju na negativnu vezu između realne kamatne stope i razina investicija, gdje porast realne kamate stope od 1% rezultira smanjenjem razina investicija za 44%.

Dore, Makken i Eastman (2013) koriste model vektorske autoregresije kako bi se ispitala veza između nekoliko varijabli: privatnih ne-rezidencijalnih investicija, efektivne stope federalnih fondova, osobne potrošnje, nefinancijskih profita poduzeća te nefinancijskog duga korporativnih kredita. Model implementira Toda-Yamamoto proceduru kako bi se provjerila kauzalnost u Grangerovom smislu. S obzirom da je ovaj diplomski rad isključivo fokusiran na utjecaj kamatnih stopa na investicije, rezultati koji su vezani uz ostale varijable neće se navesti. Preliminarni rezultati istraživanja kose se sa ekonomskog teorijom te upućuju na to da investicije u fiksni kapital ovise o stupnju potražnje u ekonomiji i o profitima, ali ne i o kamatnoj stopi. Nadalje, autori navode kako VAR model ne potvrđuje hipotezu da niske kamatne stope rezultiraju povećanom razinom investicija.

Muhammad (2013) razmatra utjecaj realnih kamatnih stopa na investicije u Pakistanu, za razdoblje od 1964. do 2012. godine, a u radu provodi Johansenov test kointegracije varijabli. Rezultati

istraživanja upućuju na validnost ekonomske teorije u slučaju Pakistana, tj. da investicije imaju inverzan odnos sa realnom kamatnom stopom.

Karim i Azman-Saini (2013) razmatraju efikasnost monetarne politike u poticanju investicijske potrošnje poduzeća u Maleziji za period od 1990. do 2008. godine. U radu, kanali monetarne politike opisani su preko transmisivskih mehanizama, prije svega preko politika kamatnih stopa i preko kreditiranja. Metodologija je bazirana na neoklasičnoj funkciji investicija, a podaci su prikupljeni na uzorku od 419 poduzeća. Rezultati ukazuju na to da efekti monetarne transmisije imaju heterogen utjecaj na poduzeća, pri čemu su manja poduzeća reaktivnija na restriktivnu monetarnu politiku od onih većih.

Khurshid (2015) provodi istraživanje o utjecaju kamatnih stopa na investicije u Jiangsu provinciji u Kini, koja je odabrana iz razloga što navedena regija bilježi najveću razinu investicija u toj zemlji. Za dugi rok, proveden je Johansenov test kointegracije, a za analizu kratkoročnih učinaka implementiran je vektorski model korekcije greške relacije (vector error correction model). Vremenski period istraživanja je od 2003. do 2012. godine, a rezultati upućuju na postojanje veze između kamatnih stopa i investicija, pri čemu je modelom utvrđeno da u dugom roku, shodno ekonomskoj teoriji, postoji negativna veza između varijabli, dok je u kratkom roku ona pozitivna.

2.2 KLASIFIKACIJA GLAVNIH POJMOVA

2.2.1 Investicije u fizički kapital i Bruto privatna domaća ulaganja

U makroekonomskom smislu, investicije su onaj dio dohotka koji se tijekom danog perioda (najčešće definirano kao godinu dana) koristi u proizvodnji fiksne (permanentne) imovine, primjerice tvornice, strojevi, kuće i stanovi. Bitno je naglasiti kako ulaganje u instrumente financijskih tržišta nije smatrano investicijom u makroekonomskom smislu, već se u makroekonomiji klasificira kao financijska investicija te predstavlja porast bogatstva privatnog sektora, ali ne povećava nužno proizvodni kapacitet ekonomije kao što to čini povećanje fizičkog kapitala (Tica, 2020).

Investicije u makroekonomskom smislu uključuju ulaganja u slijedeće oblike imovine: rezidencijalne investicije u nekretnine, ne-rezidencijalne investicije u fizički kapital (primjerice strojevi, razna oprema i tvornice) te zalihe investicijskih dobara. Prilikom izračuna BDP-a pomoću potrošnog pristupa, investicije predstavljaju jednu od komponenata BDP-a, koji se izračunava na slijedeći način:

$$BDP = C + I + G + NX \quad (6)$$

Pri čemu je C osobna potrošnja, I su investicije, G je državna potrošnja, a NX je neto izvoz koji je dan kao razlika između vrijednosti izvoza i uvoza (Blanchard, 2019).

U praksi, kod izračuna BDP-a na temelju navedenog pristupa, za izračun investicija koristi se mjera koja nosi naziv bruto privatna domaća ulaganja, a istovjetna je makroekonomskoj definiciji investicija, te kao takva uključuje sve navedene stavke (rezidencijalna i ne-rezidencijalna ulaganja te zalihe).

2.2.2 Stopa federalnih fondova

U Sjedinjenim Američkim Državama, stopa federalnih (saveznih) fondova (FFR) je kamatna stopa po kojoj depozitarne financijske institucije trguju saveznom fondovima na preko noćnoj bazi, pri čemu su federalni fondovi novčana stanja koje banke i druge depozitarne institucije drže kod

Sustava federalnih rezervi (eng, Federal Reserve District). U slučaju kada banka ili neka druga depozitarna institucija bilježi višak novčanih sredstava nad obveznom rezervom, ona može kreditirati druge depozitarne institucije kojima je potreban višak sredstava od onih koje bilježe na stanju. Individualna stopa po kojoj dvije depozitarne institucije međusobno pozajmljuju sredstva je određena od strane dviju banaka. Kako bi se odredila efektivna stopa saveznih fondova, potrebno je odrediti ponderiranu prosječnu stopu za sve vrste zajmova ovog tipa. Dakle, sa jedne strane efektivna stopa federalnih fondova determinirana je od strane tržišta putem interakcije ponude i potražnje, a sa druge strane, ona je određena intervencijom FED-a kroz operacije na otvorenom tržištu kako bi se postigla određena ciljana kamatna stopa.

Savezni odbor za otvoreno tržište (FOMC), koji se sastaje osam puta godišnje, determinira ciljanu stopu federalnih fondova. Nakon što je određena ciljana kamatna stopa, središnja banka utječe na kretanje efektivne stope prema onoj ciljanoj pomoću operacija na otvorenom tržištu, tj. putem kupoprodaje državnih obveznica. Primjerice, ako FED želi smanjiti likvidnost depozitarnih financijskih institucija, ciljana stopa će biti veća od efektivne, pri čemu će središnja banka prodavati državne obveznice financijskim institucijama i na taj način povući određenu količinu novca iz optjecaja, što će rezultirati smanjenom likvidnosti financijskih institucija, te posljedično tome, rastom efektivne stope federalnih fondova. Naravno, odluka o ciljanoj stopi direktno ovisi o stanju ekonomije. Ako Savezni odbor za otvoreno tržište smatra kako ekonomija raste pre ubrzano, te ako postoje inflacijski pritisci, odbor će u pravilu odabrati veću ciljanu stopu od one trenutne, i obrnuto. Prilikom donošenja odluka o monetarnoj politici, odbor razmatra određeni broj ekonomskih indikatora, kao što su: trendovi u cijenama i plaćama, zaposlenosti, potrošnji i dohotku, poslovnim ulaganjima i deviznim tržištima (FRED, 2022).

Bernanke (1990), navodi kako je stopa federalnih fondova izrazito važan alat monetarne politike jer sadrži informacije o kretanju brojnih realnih makroekonomskih varijabli, i to u većem omjeru od drugih monetarnih agregata i kamatnih stopa. Važnost stope federalnih fondova je u tome što ona utječe na kretanje ostalih kamatnih stopa u gospodarstvu, kao što je primarna stopa pri kojoj banke kreditiraju klijente sa visokim kreditnim rejtingom. Stopa federalnih fondova indirektno utječe i na kamatne stope dugoročnog karaktera koje uključuju hipotekarne kredite i dugoročne zajmove (FRED, 2022). Postoji i određeni utjecaj na devizno tržište, jer je tečaj dolara osjetljiv na promijene stope federalnih fondova (Timberlake, 1993).

2.2.2.1 Utjecaj stope federalnih fondova na kratkoročne i dugoročne kamatne stope

Stopa federalnih fondova utječe na kretanje kamatnih stopa u različitim intenzitetima, pri čemu su određene stope znato osjetljivije na izmjene navedene stope. Sarno i Thornton (2003), ispituju odnos između stope federalnih fondova i tromjesečnih blagajničkih zapisa – koje izdaje Ministarstvo financija Sjedinjenih Američkih Država, a služe kao instrument financiranja duga središnje države te se prodaju po diskontu (TreasuryDirect, 2022) – na temelju dnevnih podataka u periodu od 1974. do 1999. godine. U istraživanju, autori implementiraju nelinearni asimetrični VEC (eng, vector error correction), te pronalaze kako je veza između navedenih kamatnih stopa stabilna kroz cijelo razdoblje, neovisno o režimima monetarne politike.

Veza između stope federalnih fondova i kamatnih stopa srednjoročnog i dugoročnog karaktera je manje snažna od one sa kratkoročnim kamatnim stopama. Cook i Hahn (1989) ispituju vezu između stope federalnih fondova i tržišnih kamatnih stopa u periodu od Rujna 1974. do istog mjeseca 1979. godine pomoću modela jednostavne linearne regresije, te zaključuju kako postoji snažna veza između navedene stope i kratkoročnih kamatnih stopa, ali isto tako pronalaze kako je utjecaj na srednjoročne i dugoročne kamatne stope manji, no navode kako je veza i dalje statistički signifikantna.

Utjecaj stope federalnih fondova na primarnu stopu može se pronaći u Atesoglu (2003), koji pronalazi pozitivnu jednostranu vezu između ovih dviju stopa, pri čemu stopa federalnih fondova utječe na primarnu stopu, ali ne i obratno. U radu, autor navodi kako istraživanja iz ranijih perioda pronalaze dvostranu vezu između ove dvije stope. Razlog tome može se pronaći u načinu na koji FED provodi monetarnu politiku. Thornton (2006) tvrdi kako FED od Listopada 1982. godine implementira ciljanje stope federalnih fondova kao jedan od glavnih alata monetarne politike, iako ova promjena nikada nije formalno najavljena javnosti.

2.3 Povijesni okvir stope federalnih fondova

Ubrzo nakon osnivanja FED-a u Studenom 1914. godine, uspostavljena je mreža bazirana na sustavu telegrama preko koje su bankarske institucije mogle zatražiti prijenos novčanih sredstava

sa računa koje su bilježile kod FED-a na račun druge banke. Prvo kreditiranje ovog tipa provedeno je 1921. godine, ali je lokalizirano na banke u New Yorku. Sredinom desetljeća, kreditiranje se širi izvan grada, ali je i dalje lokalizirano na usko područje oko New Yorka. U periodu od 1921. do 1925. godine, dnevni volumen tržišta federalnih fondova raste sa 20 milijuna američkih dolara, na prosječni dnevni volumen od 40 do čak 80 milijuna, da bi nakon 1925. dosegao raspone iznad 100 milijuna (Willis, 1970).

Iako je tržište federalnih fondova bilježilo značajan rast tokom 1920.-ih godina, volumen tržišta je relativno neznatčan u usporedbi sa drugim tržištima novčanih instrumenata. Prema Willisu (1970), FED u ovom periodu ne pridodaje važnost ovom tržištu, te posljedično tome, ne uzima ga u obzir prilikom donošenja odluka o monetarnoj politici – usprkos tome što je tržište federalnih fondova i tada predstavljalo važnu mjeru likvidnosti bankarskog sustava, a isto tako se može tvrditi kako je i u tom periodu tržište federalnih fondova odražavalo sliku monetarnih uvjeta na financijskom tržištu. Neovisno o nezainteresiranosti FED-a za kretanje ove kamatne stope, tržište federalnih fondova je bilo osjetljivo na FED-ove politike. Primjerice, razlike u diskontnoj stopi su često direktno utjecale na tržišni volumen federalnih fondova, jer je upravo ono predstavljalo jednu od alternativa naspram posuđivanja sredstava od FED-a (Willis, 1970).

Jasno je, kao što je već navedeno u gornjem odlomku, kako je stopa federalnih fondova u dvadesetim godinama prošlog stoljeća odražavala utjecaj FED-ovih mjera na tržištu novca, iako FED u tom periodu nije izravno utjecao na navedenu stopu. Ova praksa se nastavlja i u tridesetim godinama, kada dolazi do pada volumena tržišta federalnih fondova tokom Velike gospodarske krize (1929.-1933.), a do oporavka i ponovnog rasta dolazi tek nakon Drugog Svjetskog Rata. Tržišni volumen konzistentno raste tokom 1950.-ih godina, a tokom 1960.-ih, FED aktivno prati stopu federalnih fondova kako bi procijenili uvijete na tržištu novca, da bi do 1970.-ih Savezni odbor za otvoreno tržište (FOMC) krenuo direktno određivati ciljanje stope kao alat monetarne politike. Utjecaj na stopu federalnih fondova proveden je pomoću operacija na otvorenom tržištu kako bi se direktno utjecalo na ponudu rezervi bankarskog sustava (Willis, 1970).

Grafikon 1 Stopa federalnih fondova u periodu od 1954. do 1970. godine



Izvor: Federal Reserve Economic Data, obrada autora

Ciljanje kamatnih stopa nastavilo se tokom 1970.-ih godina, kada gospodarstvo SAD-a, nakon nekoliko desetljeća relativne financijske stabilnosti, bilježi rastuće inflacijske pritiske te su poslijeratni optimizam i ekonomska ekspanzija postepeno zamijenjeni izrazito nestabilnim okruženjem i nesigurnosti financijskog sustava. Postoji nekoliko faktora koji su uzrokovali nestabilnost u ovom periodu, a uključuju prije svega: kolaps Bretton Woods sistema 1971. godine, naftnu krizu 1973. i 1979. godine, pad u stopi rasta produktivnosti, financijsku krizu 1973.-1974. te postepeno napuštanje Keynesianske škole ekonomske misli u korist monetarizma. Od navedenih događaja, najznačajniji su bili naftni šokovi 1973. i 1979., koji su prije svega bili rezultat sve veće ovisnosti SAD-a o uvozu nafte od strane Organizacije zemalja izvoznica nafte (eng. Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)), te slom Bretton Woods sistema kada SAD službeno ne može održavati ovaj sustav usred sve većeg pritiska na dolar, što rezultira ukidanjem zlatnog standarda od strane aktualnog predsjednika, Richarda Nixona (French, 1997). Kretanje stope federalnih fondova u sedamdesetim godinama prošlog stoljeća usko prati kretanje inflacije, što je i vidljivo na donjem grafikonu. Stopa inflacije i stopa federalnih fondova kreću se u istom

smjeru zato što je, kako je sugerirao Willis (1970), FED u ovom periodu krenuo direktno ciljati stopu federalnih fondova kao alat monetarne politike, a i zbog činjenice da ova kamatna stopa direktno odražava likvidnost financijskog sustava. Visoka inflacija praćena je visokim stopama federalnih fondova, kao i ostalih kamatnih stopa u gospodarstvu koje usko prate kretanja u stopi federalnih fondova. Kako bi se suzbila inflacija, FED podiže kamatne stope kako bi se destimuliralo gospodarstvo, i posljedično tome, smanjila inflacija.

Vrhunac inflacije dosegnut je u 1980. godini kada je stopa inflacije iznosila 14.6%, što je najveća zabilježena stopa inflacije u SAD-u u povijesti mjerenja ove stope. Rekordno visoke stope inflacije prati i najveća zabilježena efektivna stopa federalnih fondova, koja je u Ožujku 1980. godine iznosila 20% (FRED, 2022). Promatrajući kamate stope u ovom periodu, razvidno je kako je reakcija FED-a na rastuću inflaciju bila ekstremna, ali je inflacija stabilizirana u prvoj polovici 80.-ih godina. Isto tako, u ovom razdoblju, stopa federalnih fondova je, nakon Listopada 1979. godine, nakratko u potpunosti određena na tržištu na temelju ponude i potražnje za federalnim rezervama, što je i vidljivo na donjem grafikonu po volatilnosti kretanja navedene stope u periodu između 1979. i 1982. godine. Ova promjena u provođenju monetarne politike dolazi odmah nakon imenovanja novog guvernera FED-a, Paula Volckera, koji na dužnost stupa u Kolovozu 1979. godine. Ubrzo nakon imenovanja, FOMC 6. Listopada 1979. službeno prestaje implementirati ciljanje kamatnih stopa, te stavlja fokus na održavanje stope rasta monetarnih agregata. Po Timberlakeu (1993), ova promjena u monetarnoj politici je značajno doprinijela špekulacijama na financijskim tržištima, te je potencijalno pridonijela inflacijskim pritiscima.

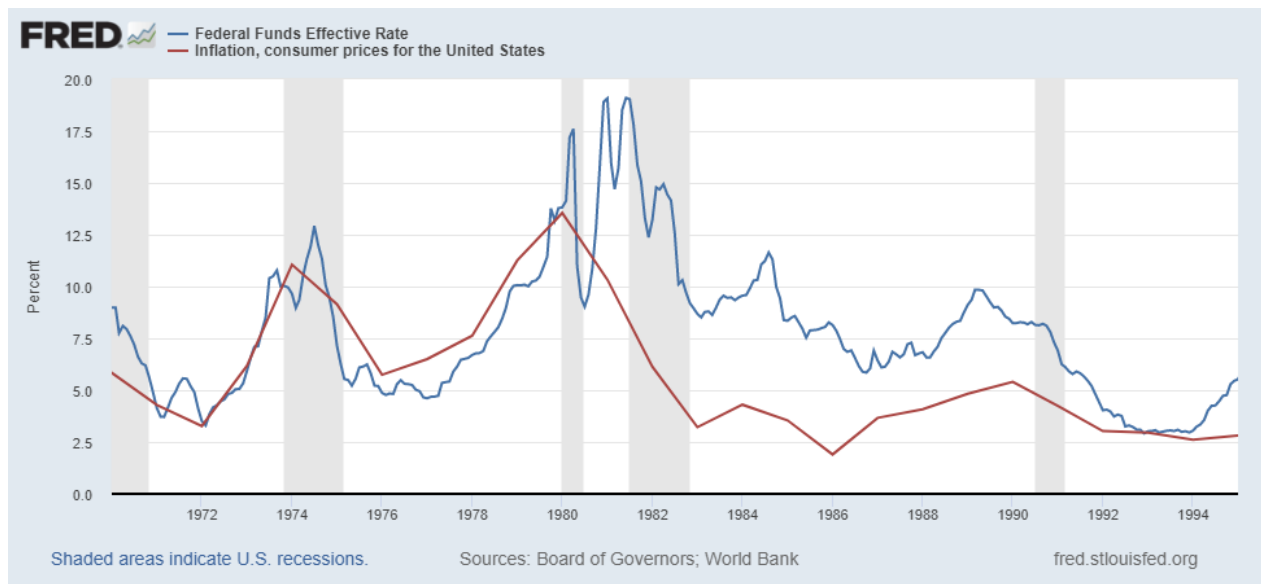
Do nove promijene dolazi u Listopadu 1982. godine, kada FOMC napušta ciljanje stope rasta monetarnih agregata, te prelazi na takozvani *operativni postupak posuđenih rezervi*. Nakon toga, FOMC se ponovno vraća na metodu ciljanja kamatnih stopa, ali ova promjena nikada nije formalno najavljena javnosti, tako da je točan datum ove promijene monetarne politike otvoren za raspravu (Thornton, 2006). Neki autori, primjerice Meulendyke (1998) smatraju kako je ova promjena implementirana tek kasne 1987. godine, no Thornton (2006) tvrdi kako ponovno ciljanje kamatnih stopa, po zapisima koji su zabilježeni na sastanku FOMC-a, efektivno započinje već od 1982. godine, a kao dokaz tome navodi i tezu da su razlike u kretanju kamatnih stopa prije Listopada 1979. godine, te nakon Listopada 1982. godine, nesigifikantne. Daljnje kretanje stope federalnih

fondova obilježeno je kratkim oscilacijama, a od 1984. godine, ova stopa više ne prelazi iznos od 10%.

Može se zaključiti kako je kretanje stope federalnih fondova u 80.-im godinama prošlog stoljeća karakterizirano volatilnošću i brojnim korekcijama, gdje FED često podiže referentnu kamatnu stopu, da bi je ubrzo nakon smanjio, a same promijene u kamatnim stopama su implementirane u kraćem periodu, i u većem omjeru, nego što je to bilo uobičajeno prije 1980-ih, ali i u budućnosti. Najvažnija karakteristika FED-ovih akcija u ovom periodu bazirana je na netransparentnošću, a javnost i finansijska tržišta su ostavljeni u nesigurnosti o trenutnim i budućim promjenama u monetarnoj politici.

Alan Greenspan 11. Kolovoza 1987. postaje novi guverner FED-a, a njegov mandat je karakteriziran značajno stabilnijim periodom od onog prijašnjeg. Prva recesija nakon Greenspanovog imenovanja započinje u Kolovozu 1990. godine te završava u Svibnju 1991., a FED reagira smanjenjem stope federalnih fondova, koja je u Srpnju 1990. godine otprilike iznosila 8%, na svega 3% u Rujnu 1992. godine. Nakon oporavka dolazi do novog povećanja stope, koja početkom 1995. godine iznosi približno 5%.

Slika 1 Stopa federalnih fondova i stopa inflacije mjerena pomoću CPI u periodu od 1970. do 1995. godine



Izvor: Federal Reserve Economic Data

Tokom razdoblja kada je Greenspan bio guverner, FED približno prati Taylorovo pravilo (Taylor, 1993) kod ciljanja kamatnih stopa. Taylorovo pravilo bazirano je na jednadžbi koja opisuje način na koji monetarne vlasti određuju razinu referentne kamatne stope u gospodarstvu.

Taylor (1993) definira funkciju realne kamatne stope na slijedeći način:

$$r = p + .5y + .5(p - 2) + 2$$

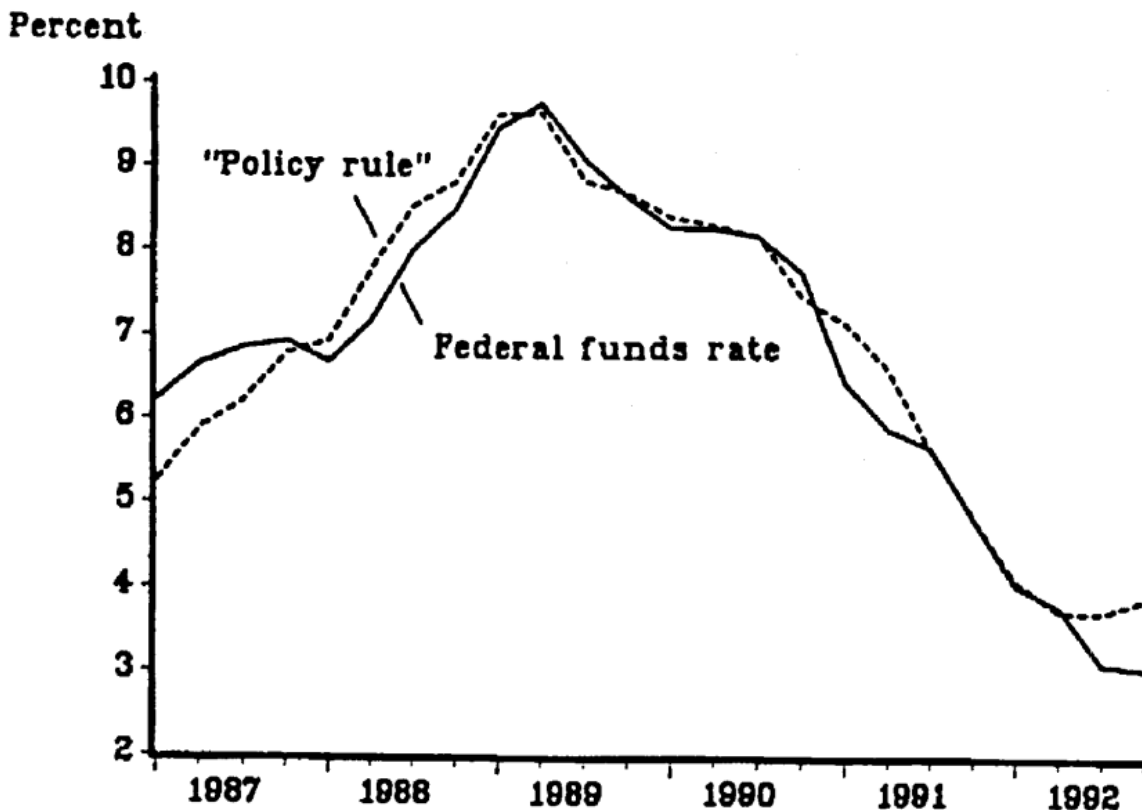
(7)

pri čemu je r stopa federalnih fondova, p je stopa inflacije u prijašnjih četiri kvartala a y je devijacija realnog BDP-a od onog ciljanog, izraženo u postotku.

Gornja jednadžba implicira kako stopa federalnih fondova raste onda kada je inflacija iznad prihvatljive razine inflacije od 2% ili onda kada je realni BDP iznad dugoročnog trenda (ciljani BDP). Ako je inflacija na prihvatljivoj razini od 2%, a realni BDP raste po stopi dugoročnog trenda, tada stopa federalnih fondova, izražena u nominalnim iznosima iznosi 4%, ili 2% u realnim terminima. Ova realna stopa od 2% približno je jednaka pretpostavljenoj stopi rasta u stabilnom stanju (Taylor, 1993).

Nadalje, Taylor (1993) uspoređuje stvarnu efektivnu stopu federalnih fondova sa onom koju procjenjuje Taylorovo pravilo, na principu koji je opisan u gornjem odlomku, za razdoblje od 1987. do 1992. godine, te pronalazi kako su dvije stope približno jednake za sva razdoblja osim 1987. godine.

Slika 2 Stvarna stopa federalnih fondova i procijena Taylorovim pravilom

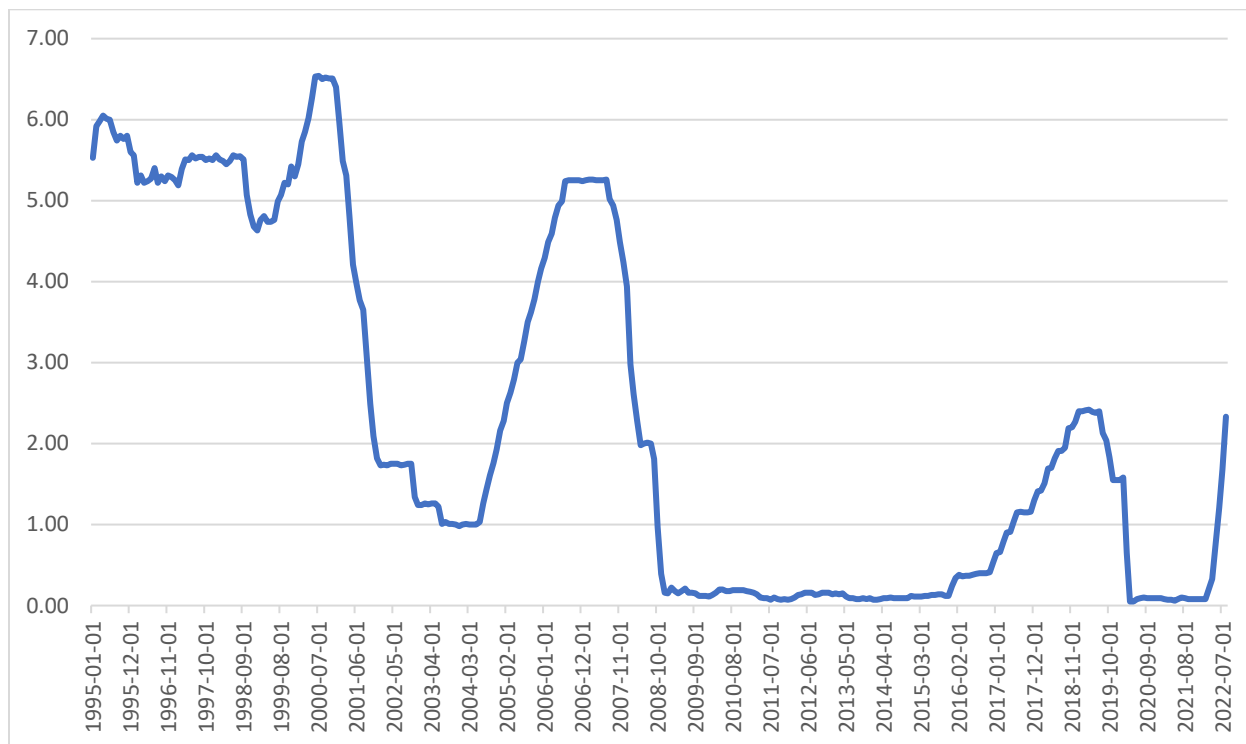


Izvor: Taylor (1993)

Nakon terorističkih napada 11. Rujna, 2001. godine, FOMC spušta stopu federalnih fondova sa 3.5% na 3%, te ubrzo nakon toga, 2002. godine stopa federalnih fondova pada na približno 1%. U periodu između 2004. i 2006. godine, FOMC postepeno podiže stopu federalnih fondova na 5.25%, koju FED nastavlja braniti sve do Rujna 2007. godine, kada počinje novi ciklus smanjivanja ciljanje stope usred Svjetske financijske krize – od Rujna 2007. godine do Prosinca 2008. FED spušta stopu sa 5.25% na raspon od svega 0.00-0.25%. Ova reakcija, čiji je cilj ponovno stimuliranje ekonomije, predstavlja najekstremniji odgovor FED-a na aktualnu recesiju. Rekordno niske stope u rasponu od 0.00 do 0.25% ostaju na snazi sve do kasne 2015. godine, kada se gospodarstvo SAD-a u potpunosti oporavilo od recesije, što omogućuje FED-u da postepeno krene sa povećavanjem stope federalnih fondova koja sredinom 2019. godine približno iznosi 2.40%. Do ponovnog pada dolazi usred krize izazvane COVID-19 pandemijom, kada stopa federalnih fondova ponovno pada na

raspon od 0.00 do 0.25%. Tokom 2022. godine, dolazi do ponovnog povećanja ove stope usred rastućih inflacijskih pritisaka. U Rujnu 2022. godine, ciljana stopa federalnih fondova nalazi se u rasponu od 2.25 i 2.50%.

Grafikon 2 Stopa federalnih fonodva od 1995. do 2022.



Izvor: Federal Reserve Economic Data, obrada autora

3 METODOLOŠKI OKVIR ISTRAŽIVANJA I PREGLED EMPIRIJSKIH PODATAKA

3.1 Metodologija

3.1.1 Opći oblik modela vektorske autoregresije

Sims (1980) je prvi sugerirao implementiranje modela vektorske autoregresije u makroekonomiji. Vektorski autoregresijski (VAR) modeli su generalizacija autoregresijskih modela definiranih na temelju jedne jednadžbe. Opći oblik VAR modela bez nametnutih ograničenja ne pretpostavlja ograničenja na parametre modela, isto tako, sve se varijable tretiraju simetrično te ne postoji podjela na zavisne i nezavisne varijable (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020). VAR modeli su jedan od osnovnih alata za istraživanje međuovisnosti makroekonomskih varijabli, a VAR metodologija se može koristiti za prognoziranje budućih vrijednosti analiziranih varijabli, pri čemu su svojstva prognoze budućih vrijednosti pojava često bolja od onih koje su dobivene na temelju složenih modela simultanih jednadžbi (McNees, 1986).

Opći oblik VAR modela reda p (ili kraće VAR(p)) koji ne sadrži nestohastičku determinističku komponentu (egzogene varijable), definiranog na temelju N -varijabli s brojem pomaka p definiramo na slijedeći način:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t = \mathbf{a}_0 + \sum_{j=1}^p \mathbf{A}_j \mathbf{y}_{t-j} + \mathbf{u}_t \quad (8)$$

pri čemu je \mathbf{y}_t vektor endogenih varijabli reda $n \times 1$, $\mathbf{A}_1, \dots, \mathbf{A}_k$ su matrice autoregresijskih koeficijenata reda $n \times n$, \mathbf{a}_0 je vektor konstantnih članova, a \mathbf{u}_t je vektor grešaka relacije koji se ponekad u literaturi naziva i vektor inovacija (Guidolin i Pedio, 2018).

Formalni zapis VAR modela koji sadrži determinističku komponentu definiran je u Jakšić, Erjavec i Čeh Časni (2020) kao:

$$y_t = a_0 + \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + \Psi D_t + u_t \quad (9)$$

pri čemu je zapis broj devet jednak zapisu broj osam uz dodatak determinističke komponente koja je sadržana u vektoru D_t koji se sastoji od trend i/ili binarne varijable i slično, te matrice determinističkih parametara Ψ . Potrebno je napomenuti kako autori koriste različite notacije varijabli i pripadajućih parametara, osim izraza ΨD_t koji je zadržan u originalnom zapisu. Autor ovog diplomskog rada koristi notacije iz Guidolin i Pedio (2018), te se nadalje pretpostavlja da su notacije iz drugih izvora koje su referencirane u ovom radu prilagođene zapisima iz navedenog rada, a razlog tome leži u jednostavnosti i jedinstvenosti matematičkih i statističkih simbola koje se koriste kako bi se u potpunosti anulirala nedvojbenost prilikom korištenja različitih notacijskih sustava.

Greška relacije u VAR modelu mora zadovoljiti svojstva čistog slučajnog procesa, tj. bijelog šuma, koji se definira kao niz identično distribuiranih varijabli koje su jednako distribuirane, $\{u, t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots\}$ s konačnom očekivanom vrijednošću. Formalno, pretpostavlja se da su varijable ε_{it} nezavisne, normalno distribuirane varijable, čija je očekivana vrijednost jednaka nuli, te za matricu kovarijanci za vektor ε_t mora vrijediti slijedeće (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020):

$$E(u_t) = 0, \text{ za svaki } t \text{ i } E(u_t u'_s) = \begin{cases} \Sigma & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases} \quad (10)$$

Gornji izraz implicira kako pojedine greške relacije u_{it} u vektoru slučajnih varijabli u_t mogu biti međusobno korelirane u trenutnu t , tj. može vrijediti $i \neq j$, $\text{Cov}(u_{it}, u_{jt}) \neq 0$. Iako greške relacije mogu biti međusobno korelirane u trenutnu t , varijable u_{it} ne mogu biti korelirane s vrijednostima grešaka relacije iz prethodnog razdoblja, $u_{i(t-1)}, u_{i(t-2)}, u_{i(t-3)}, \dots, u_{i(t-k)}$, i ostalim inovacijskim varijablama (greškama relacije), tj. za svaki pomak $k \neq 0$, $\text{Cov}(u_{it}, u_{j(t-k)}) = 0$, za svako $i, j = 1, \dots, n$ (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020).

3.1.2 Strukturni oblik modela vektorske autoregresije

VAR modele moguće je podijeliti na dva generalna oblika; prvi je reducirani (standardni) model – koji je definiran u prethodnom potpoglavlju – i strukturni (primitivni) oblik. Strukturni oblik modela vektorske autoregresije implicira da sadašnje vrijednosti pojedine endogene varijable ovise o svojim prijašnjim vrijednostima te prijašnjim vrijednostima ostalih varijabli u modelu, ali isto tako i sadašnjim vrijednostima ostalih endogenih varijabli u modelu, za razliku od reduciranog modela u kojem sadašnje vrijednosti pojedine varijable ne ovise o sadašnjim vrijednostima ostalih varijabli (Bahovec i Erjavec, 2009).

Intuitivno, reducirani oblik modela u pravilu ne sadrži adekvatne informacije o strukturi ekonomije, a greške relacije reduciranog modela nemaju ekonomsku interpretaciju. Kako bi se provela daljnja analiza koja može uključivati procijenjene funkcije impulsnog odziva (eng, Impulse Response Functions) te dekompoziciju varijance, potrebno je odrediti strukturne šokove koji imaju ekonomsku interpretaciju, a to je moguće upravo pomoću strukturnog VAR modela, na način da se iz reduciranog modela izvede njegov strukturni oblik (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020).

U nastavku teksta je radi jednostavnosti dana strukturna reprezentacija VAR(1) modela sa tri endogene varijable, iako se navedeno može generalizirati na VAR(p) model sa p endogenih varijabli.

$$y_{1,t} = b_{1,0} - b_{1,2}y_{2,t} - b_{1,3}y_{3,t} + c_{1,1}y_{1,t-1} + c_{1,2}y_{2,t-1} + c_{1,3}y_{3,t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$y_{2,t} = b_{2,0} - b_{2,1}y_{1,t} - b_{2,3}y_{3,t} + c_{2,1}y_{1,t-1} + c_{2,2}y_{2,t-1} + c_{2,3}y_{3,t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

$$y_{3,t} = b_{3,0} - b_{3,1}y_{1,t} - b_{3,2}y_{2,t} + c_{3,1}y_{1,t-1} + c_{3,2}y_{2,t-1} + c_{3,3}y_{3,t-1} + \varepsilon_{3,t}$$

(11)

Gornji zapis je strukturna reprezentacija VAR(1) modela sa tri endogene varijable iz razloga što trenutne vrijednosti varijabli ovise o trenutnim vrijednostima ostalih varijabli u modelu. Jednostavnom manipulacijom gornjeg izraza (broj), moguće je dobiti slijedeći sustav

$$y_{1,t} - b_{1,2}y_{2,t} - b_{1,3}y_{3,t} = b_{1,0} + \varphi_{1,1}y_{1,t-1} + \varphi_{1,2}y_{2,t-1} + \varphi_{1,3}y_{3,t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

$$b_{2,1}y_{1,t} + y_{2,t} + b_{2,3}y_{3,t} = b_{2,0} + \varphi_{2,1}y_{1,t-1} + \varphi_{2,2}y_{2,t-1} + \varphi_{2,3}y_{3,t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

$$b_{3,1}y_{1,t} + b_{3,2}y_{2,t} + y_{3,t} = b_{3,0} + \varphi_{3,1}y_{1,t-1} + \varphi_{3,2}y_{2,t-1} + \varphi_{3,3}y_{3,t-1} + \varepsilon_{3,t} \quad (12)$$

Primjena linearne algebre rezultira generiranjem matričnog zapisa gornjeg sustava:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{1,2} & b_{1,3} \\ b_{2,1} & 1 & b_{2,3} \\ b_{3,1} & b_{3,2} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{1,0} \\ b_{2,0} \\ b_{3,0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varphi_{1,1} & \varphi_{1,2} & \varphi_{1,3} \\ \varphi_{2,1} & \varphi_{2,2} & \varphi_{2,3} \\ \varphi_{3,1} & \varphi_{3,2} & \varphi_{3,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \quad (13)$$

čiji je kompaktni zapis dan kao:

$$\mathbf{B}^* \mathbf{y}_t = \mathbf{Q}_0 + \mathbf{Q}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (14)$$

pri čemu se vektor $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ sastoji od nekoreliranih slučajnih varijabli koje su jednako distribuirane, te koje nazivamo strukturnim šokovima. S obzirom da su slučajni procesi nekorelirani, njihova kovarijanca je definirana slijedećim izrazom:

$$\boldsymbol{\Sigma}_v = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma^2 \end{bmatrix} \quad (15)$$

Parametri u izrazu broj petnaest ne mogu se procijeniti metodom najmanjih kvadrata zato što se strukturni šokovi „prelijevaju“ u svaku pojedinu jednadžbu. Primjerice, ako su parametri $b_{1,2}$ i $b_{1,3}$ različiti od nule, varijable $\varepsilon_{2,t}$ i $\varepsilon_{3,t}$ se nalaze u prvoj jednadžbi. Jedna od pretpostavi linearnog regresijskog modela je da regresori ne mogu biti korelirani sa slučajnom varijablom, što se formalno zapisuje kao $E(\boldsymbol{\varepsilon} | \mathbf{X}) = \mathbf{0}$, pri čemu je \mathbf{X} vektor koji sadrži opažanja svih nezavisnih varijabli u pojedinom modelu. S obzirom da se VAR model sastoji od dvije ili više linearnih jednadžbi čiji se parametri procjenjuju na isti način kao i u modelu višestruke linearne regresije, VAR model u svojem strukturnom obliku se ne može procijeniti na ovaj način, te ga je potrebno reducirati u njegov opći (reducirani) oblik na slijedeći način:

$$\mathbf{B}^{*-1} \mathbf{B}^* \mathbf{y}_t = \mathbf{Q}_0 + \mathbf{Q}_1 \mathbf{Y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad (16)$$

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{u}_t, \quad (17)$$

Pri čemu je $\mathbf{a}_0 = \mathbf{B}^{*-1} \mathbf{Q}_0$, $\mathbf{A}_1 = \mathbf{B}^{*-1} \mathbf{Q}_1$ i $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}^{*-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t$, a izraz sedamnaest nazivamo reduciranim VAR modelom (Guidolin i Pedio, 2018).

3.1.3 Identifikacija i dekompozicija Choleskog

Kako bi se pomoću reduciranog modela izveo njegov strukturni oblik, te kako bi se u potpunosti identificirali strukturni šokovi koji su konzistentni sa ekonomskom teorijom, potrebno je odrediti određena ograničenja, s obzirom da u protivnom najčešće nije moguće odrediti parametre strukturnog modela.

Jedan od načina identifikacije baziran je na vezi između grešaka relacije u reduciranom modelu i strukturnih šokova; koja je, kao što je već pokazano, definirana na slijedeći način $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}^{*-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t$. Ako obje strane pomnožimo sa \mathbf{B}^* dobije se slijedeći izraz; $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{B}^* \mathbf{u}_t$. Ako pretpostavimo da je $\mathbf{B}^* = \mathbf{B}^{-1} \mathbf{A}$, tada je $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{B}^{-1} \mathbf{A} \mathbf{u}_t$, tj. vrijedi $\mathbf{A} \mathbf{u}_t = \mathbf{B} \boldsymbol{\varepsilon}_t$.

Ako se matrica \mathbf{A} i \mathbf{B} definiraju kao:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ * & 1 & 0 \\ * & * & 1 \end{bmatrix} \quad i \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} * & 0 & 0 \\ 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & * \end{bmatrix} \quad (18)$$

rezultat je dekompozicija Choleskog, koja je daleko najzastupljenija u primjeni strukturnih modela u makroekonomiji, iako druge metode postepeno dobivaju na važnosti s obzirom na ograničenja pristupa Choleskog, koja se prije svega odnose na redoslijed varijabli koji postaje ključan u ovoj metodi.

Naime, matrica \mathbf{A} je donja trokutasta matrica sa jedinicama na glavnoj dijagonali te parametrima * ispod dijagonale koje je potrebno procijeniti, te se njome definira rekurzivna struktura, a matrica \mathbf{B} je dijagonalna matrica sa parametrima * „koja ortogonalizira učinak inovacija“ (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020).

3.1.4 Stacionarnost

Stacionarnost vremenskog niza implicira da su momenti procesa neovisni o vremenskoj dimenziji, tj. za vremenski niz kažemo da je stacionaran ako se njegova statistička svojstva ne mijenjaju kroz vrijeme (Bahovec i Erjavec, 2009). Postoje dva osnovna oblika stacionarnosti: striktna stacionarnost i stacionarnost u širem smislu. Striktna stacionarnost podrazumijeva da su momenti vremenske serije nepromjenjivi u vremenu, no većina autora postulira kako je striktna stacionarnost često suvišna u empirijskim istraživanjima, već da je dovoljno pretpostaviti stacionarnost u širem smislu, koja implicira invarijantnost (neprimjenjivost) prva dva momenta u vremenu – tj. očekivane vrijednosti i varijance (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020).

Ekonomске pojave najčešće karakterizira stacionarnost zbog varijacije njihovih statističkih svojstava kroz vrijeme. Stacionarnost pojedine varijable je bitno svojstvo jer je upravo jedna od pretpostavki modela Vektorske Autoregresije stacionarnost svih varijabli koje su uključene u model. U protivnom, ako varijable unutar VAR modela nisu stacionarne, moguće je da trendovi u pojedinim varijablama ukazuju na korelaciju koja upućuje na prividnu povezanost između promatranih pojava. Ovaj problem je u literaturi poznat kao problem prividne regresije (Granger i Newbold, 1974). Za ovu regresiju kažemo da je prividna jer rezultati mogu biti statistički značajni, primjerice moguće je dobiti visoke koeficijente determinacije te značajne vrijednosti t-testova i slično, ali model koji se promatra nije valjan zbog njegove netočne specifikacije (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020).

Postoje brojni statistički testovi pomoću kojih se testira stacionarnost vremenskih serija, a u ovom radu su implementirana dva testa – prošireni Dickey-Fulleorv test (eng. Augmented Dickey Fuller test) i Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS) test. ADF test se koristi u slučaju kada pogreške relacije ε_t na temelju kojih se provodi test nisu karakterizirane kao čisti slučajni proces (eng. white noise). Nulta hipoteza testa pretpostavlja egzistenciju jediničnog korijena, što implicira nestacionarnost podataka, a alternativna hipoteza implicira stacionarnost. Specifičnost KPSS testa je u tome što je prisutnost jediničnog korijena alternativna hipoteza testa, te u tome što nepostojanje jediničnog korijena ne implicira stacionarnost vremenske serije već stacionarnost oko trenda. Ako vremenska serija pokazuje stacionarnost oko određenog trenda, ona i dalje može biti ne-stacionarna sa prisutnosti jediničnog korijena, ali bitna karakteristika ovih procesa je ta da kada se trend

komponenta ukloni iz vremenske serije, tada ovaj proces postaje stacionaran (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020).

3.1.5 Grangerova uzročnost

Grangerova uzročnost ispituje da li su pomaci u varijabli X statistički značajni u pogledu utjecaja na promjenu druge varijable Y. Ako navedeno svojstvo vrijedi, tada kažemo da X uzrokuje Y u Grangerovom smislu. Ako obratno ne vrijedi, tj. ako varijabla Y ne uzrokuje X u Grangerovom smislu, tada kažemo da postoji jednosmjerna uzročnost. Ako su u obje jednadžbe pomaci statistiki signifikantni, tada kažemo da postoji dvosmjerna uzročnost. Slično tome, ako u obje jednadžbe pomaci nisu statistički signifikantni, tada kažemo da su varijable nezavisne u Grangerovom smislu.

3.2 Pregled empirijskih podataka

3.2.1 Odabir podataka i vremenska dimenzija istraživanja

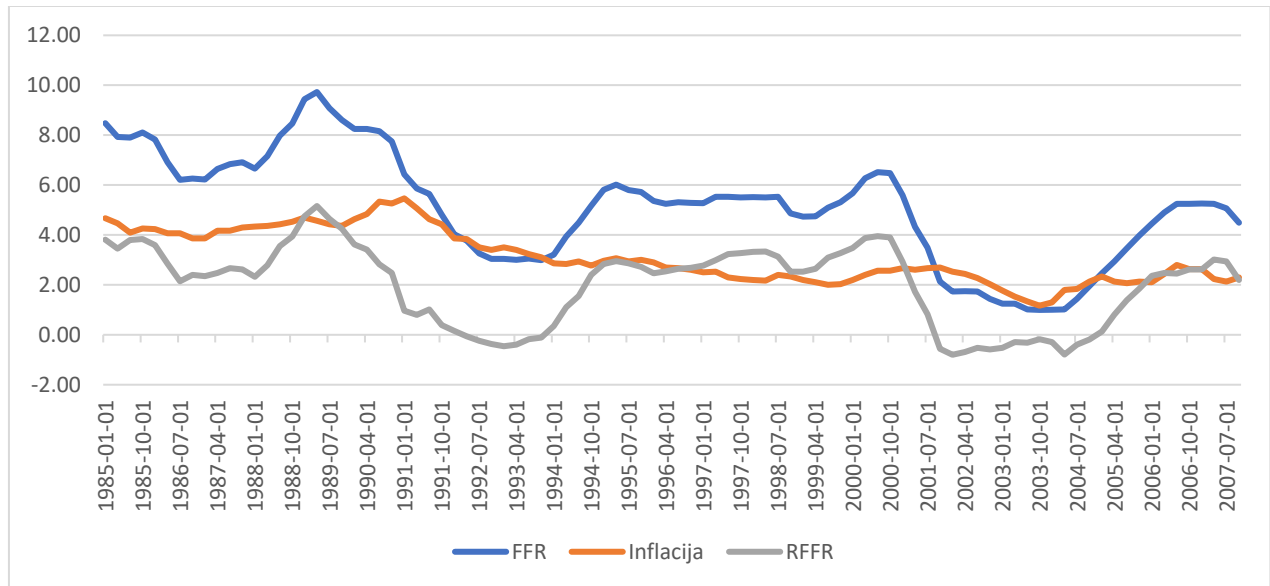
Empirijska analiza u ovom radu temelji se na tri varijable: realna efektivna stopa federalnih fondova, realna bruto privatna domaća ulaganja i realni BDP. Sve varijable su izražene kvartalno, a realni BDP i bruto privatna domaća ulaganja su logaritmirani pomoću prirodnog logaritma kako bi se potencijalno ublažio ili u potpunosti uklonio problem heteroskedastičnosti. Vremenski period koji je odabran za ovo istraživanje kreće se od prvog kvartala 1985. godine do četvrtog kvartala 2007. godine. Ovaj vremenski raspon je odabran zbog ne uključivanja Svjetske financijske krize iz 2007. godine, te COVID-19 pandemije, čije bi uključivanje dovelo do distorzije empirijskih rezultata zbog utjecaja krize na navedene varijable u modelu. Autor ovog diplomskog rada predlaže adekvatno implementiranje kontrolnih varijabli u budućim istraživanjima na ovu tematiku, kako bi se obuhvatio veći vremenski raspon podataka uz kontroliranje strukturnih šokova koji u periodu nakon 2007. godine značajno utječu na kretanja varijabli u modelu.

3.2.2 Realna efektivna stopa federalnih fondova

Izvod realne efektivne stope federalnih fondova temelji se na nominalnoj stopi federalnih fondova i inflaciji koja je izmjerena pomoću „bazičnog“ indeksa potrošačkih cijena (core CPI, eng.). Indeks potrošačkih cijena mjeri mjesečnu promjenu cijene koju kućanstva plaćaju za prosječnu ponderiranu košaricu dobara i usluga (OECD, 2019), a „bazični“ indeks potrošačkih cijena isključuje hranu i energente (nafta, plin, struja itd.) jer navedene stavke imaju tendenciju cjenovne volatilnosti. Usporedba indeksa potrošačkih cijena za različita razdoblja omogućuje izračun inflacije. S obzirom da su podaci za stopu inflacije preuzeti na mjesečnoj razini, potrebno ih je transformirati u kvartalne podatke, a to je učinjeno na temelju prosječne stope unutar svakog kvartala, gdje je izračunata prosječna kvartalna stopa inflacije na temelju mjesečnih podataka za svaki pojedini kvartal. Na isti način je izračunata i kvartalna efektivna stopa federalnih fondova, s obzirom da su podaci za ovu stopu preuzeti u mjesečnoj frekvenciji. Nakon toga, kvartalna stopa „bazične inflacije“ oduzima se od nominalne efektivne stope federalnih fondova kako bi se dobila realna kamatna stopa.

U radu je korištena realna stopa jer nam kamatna stopa govori koliko novčanih jedinica moramo izdvojiti u budućnosti kako bi danas imali jednu dodanu novčanu jedinicu. Naravno, ekonomske subjekte koji posuđuju novac na ovaj način zanima koliko će to iznositi u realnim iznosima, tj. u terminima dobara i usluga, dakle ekonomski subjekti donose odluke na temelju količine dobara i usluga kojih će se morati odreći u budućnosti kako bi iste imali danas. Očita distinkcija između nominalnih i realnih kamatnih stopa je u tome što realne kamatne stope isključuju utjecaj inflacije (Blanchard, 2019).

Grafikon 3 Kretanje nominalne i realne stope federalnih fondova i stope inflacije od 1985. do 2008. godine



Izvor: Federal Reserve Economic Data, obrada autora

3.2.3 Realni Bruto domaći proizvod

Slijedeća varijabla je realni bruto domaći proizvod koji je usklađen za sezonske varijacije, te je izračunat na temelju lančanih dolara iz 2012. godine. Između 1982. i 2019. godine, vidljivo je nekoliko recesija koje su pogodile američko gospodarstvo. Iako se definicija recesija može razlikovati od zemlje do zemlje, u literaturi su recesije najčešće definirane kao razdoblje u kojem su stope rasta realnog BDP u dva uzastopna kvartala negativne (Claessenes, 2009).

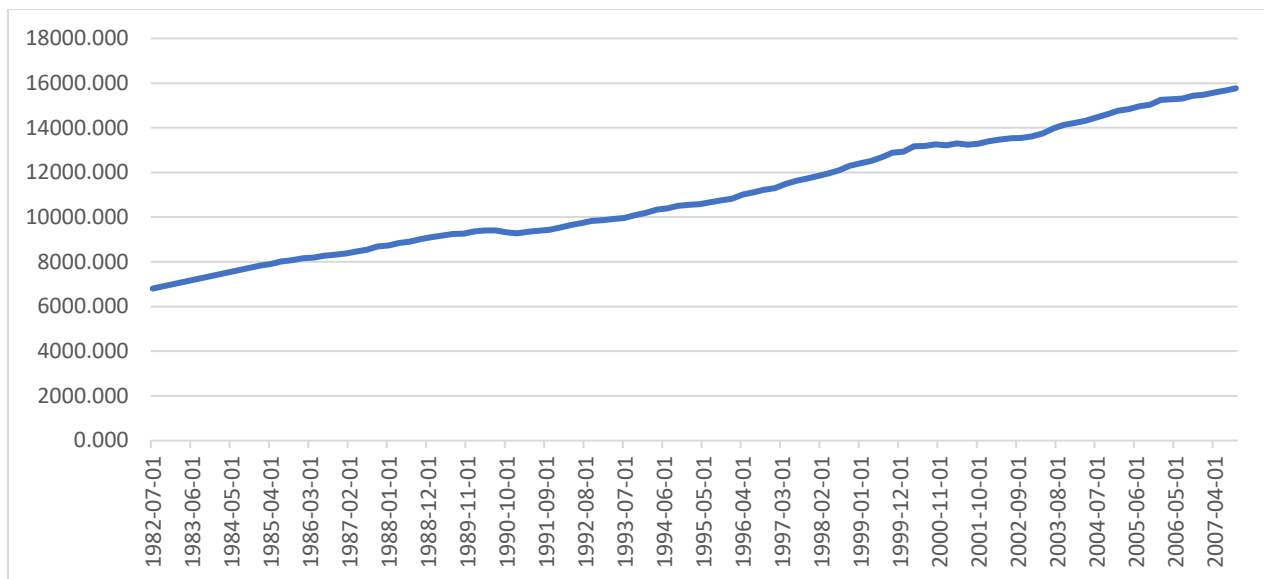
Prva recesija je ona iz 1982. godine, koja je prvenstveno rezultat naftne krize iz 1979. godine kao posljedica Iranske Revolucije. Oštre reakcije monetarne politike rezultirale su recesijom, realni BDP je pao za 2.7%, a stopa nezaposlenosti je u Studenome 1982. godine iznosila 10.8%.

Slijedeća recesija je započela ranih 1990.-ih godina, nakon relativno stabilnog perioda koji karakterizira drugu polovicu 80.-ih godina. Zbog rasta inflacije, FED podiže referentne kamatne stope između 1986. i 1989., što rezultira smanjenjem rasta BDP-a ali ne i recesijom, koja se materijalizira tek u 90.-im godinama zbog naftnog šoka 1990. godine, akumulacije javnog duga u 80.-im godinama, te rastuće nepovjerenje i pesimizam potrošača.

Nakon kratke recesije u ranim 90.-ima, slijedi razdoblje najdužeg uzastopnog rasta Američkog realnog BDP-a u povijesti mjerenja ovog agregata. Do ponovne recesije dolazi tek ranih 2000-ih godina, a događaji koji su doprinijeli novoj recesiji su, između ostalog: kolapsa takozvanog „dot-com balona“, smanjenje investicija od strane poduzeća te teroristički napadi 11. Rujna 2001. godine.

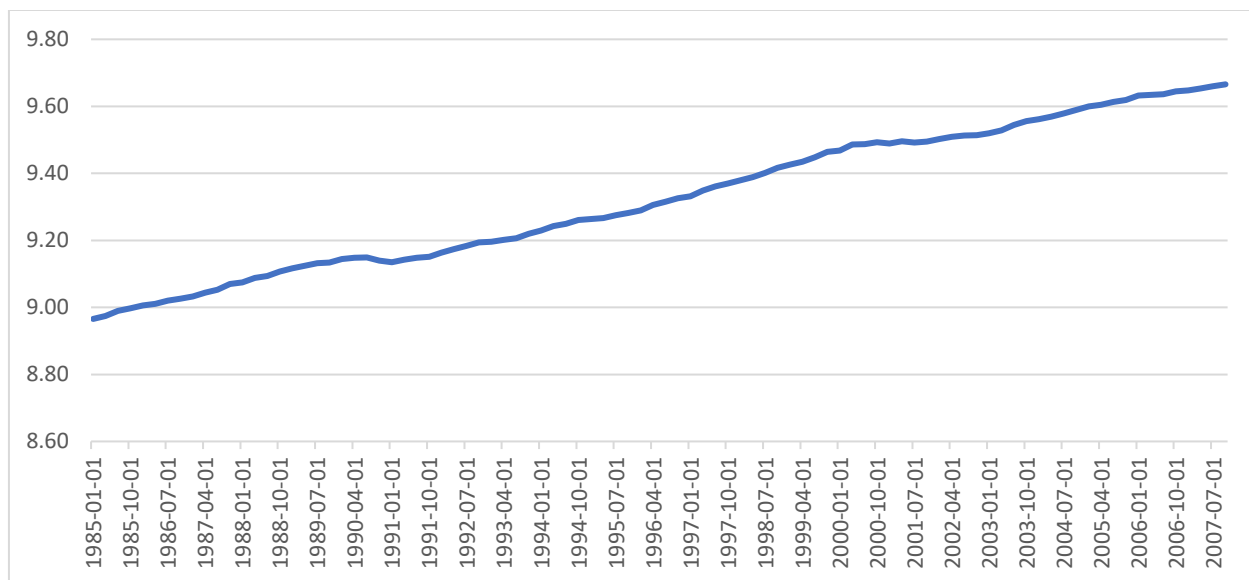
Svjetska ekonomska kriza je u SAD-u trajala od Prosinca 2007. do Lipnja 2009. godine, a karakterizira ju značajan pad proizvodnje i visoka stopa nezaposlenosti koja je u Listopadu 2009. godine iznosila 10%.

**Grafikon 4 kretanje realnog BDP-a u razdoblju od 1985. do 2008. Godine
(milijarde USD)**



Izvor: Federal Reserve Economic Data, obrada autora

Grafikon 5 kretanje prirodnog logaritma varijable realni BDP od 1985. do 2008. godine

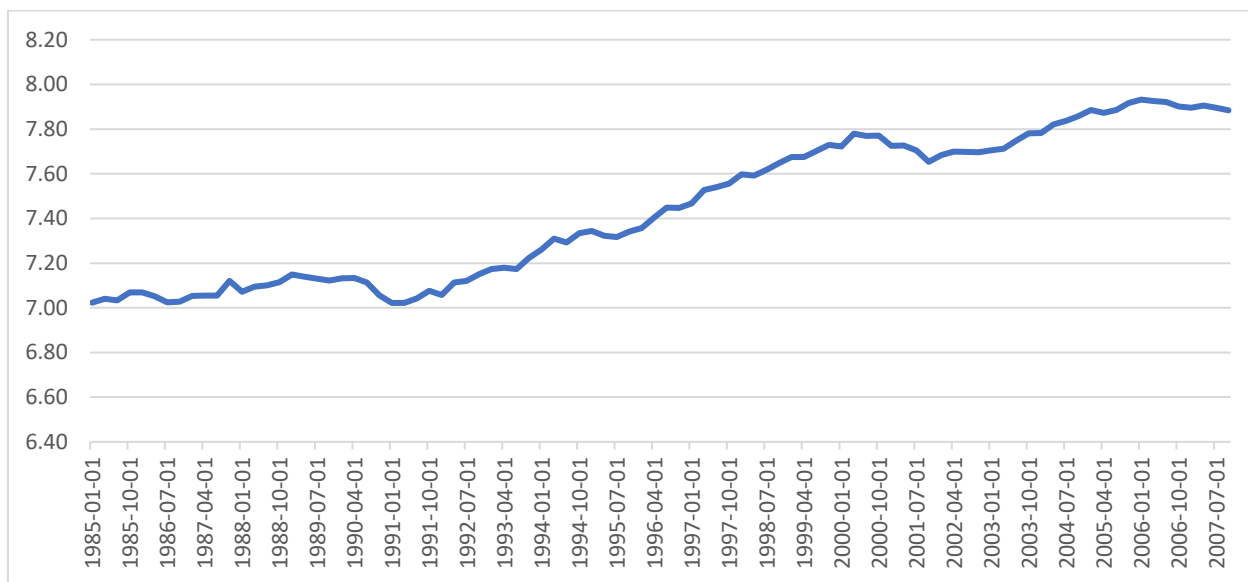


Izvor: Federal Reserve Economic Data, obrada autora

3.2.4 Realne bruto privatne domaće investicije

Treća varijabla su bruto privatne domaće investicije. Varijabla je dana u razinama, korigirana je za sezonske varijacije, te je isto tako izračunata na temelju lančanih dolara iz 2012. godine.

Grafikon 6 kretanje prirodnog logaritma varijable GPDI



Izvor: Federal Reserve Economic Data, obrada autora

4 EMPIRIJSKA ANALIZA

4.1 Dijagnostika modela

4.1.1 Stacionarnost varijabli

Kako bi se ispitala stacionarnost pojedine varijable, provodi se ADF test. Nulta hipoteza testa pretpostavlja da je jedinični korijen prisutan u uzorku vremenske serije, a alternativna hipoteza pretpostavlja suprotno što implicira stacionarnost podataka. Ako varijabla nije stacionara, provjerava se stacionarnost u prvim slijedećim diferencijama. Rezultati pojedinih ADF testova za varijable u razinama i u prvim diferencijama prikazani su u donjoj tablici.

Tablica 1 Rezultati ADF testa varijabli u razinama i diferencijama

Varijabla	ADF test (konstanta)		AFF test (konstanta i trend)	
	Testna veličina (p-vrijednost)	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)	Testna veličina (p-vrijednost)	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)
lnGDP (razina)	-0.287226 (0.9216)	-3.505595 -2.894332 -2.584325	-2.394127 (0.3801)	-4.064453 -3.461094 -3.156776
lnGDP (1. diferencija)	-4.392162*** (0.0006)	-3.505595 -2.894332 -2.584325	-4.362631*** (0.0041)	-4.064453 -3.461094 -3.156776
lnGPDI (razina)	-0.226619 (0.9301)	-3.503879 -2.893589 -2.583931	-2.396530 (0.3788)	-4.065702 -3.461686 -3.157121
lnGPDI (1. diferencija)	-5.456783*** (0.0000)	-3.505595 -2.894332 -2.584325	-5.415348*** (0.0001)	-4.064453 -3.461094 -3.156776
RFFR (razina)	-2.700413* (0.0779)	-3.504727 -2.893965	-3.228808* (0.0855)	-4.064453 -3.461094

		-2.584126		-3.156776
RFFR	1.	-4.829946***	-3.504727	-4.775180***
diferencija		(0.0001)	-2.893956	(0.0011)
			-2.584126	-3.156439

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Varijable logGDP i logGPDI su po ADF testu ne-stacionarne u razinama, neovisno o tome da li je u ADF testu uključena trend komponenta, pri razinama značajnosti od 1%, ne možemo odbaciti nultu hipotezu koja pretpostavlja da vremenska serija ima jedinični korijen. Varijabla RFFR je iznimka, s obzirom da rezultat ADF testa, neovisno o uključivanju trenda, upućuje na odbacivanje nulte hipoteze na razini značajnosti od 10%, što direktno implicira kako je potrebno provesti daljnja ispitivanja kako bi se utvrdilo da li je varijabla stacionarna u razinama ili ne. Nadalje, sve varijable su stacionarne u prvim diferencijama pri razini značajnosti od 1%, neovisno o uključivanju trenda.

Kako bi potvrdili rezultate ADF testa za varijable logGDP i logGPDI, te dodatno ispitali statistička svojstva varijable RFFR, provodi se KPSS test. Nulta hipoteza testa pretpostavlja stacionarnost oko trenda, dok alternativna pretpostavlja jedinični korijen. Rezultati KPSS testa dani su u slijedećoj tablici.

Tablica 2 Rezultati KPSS testa varijabli u razinama i diferencijama

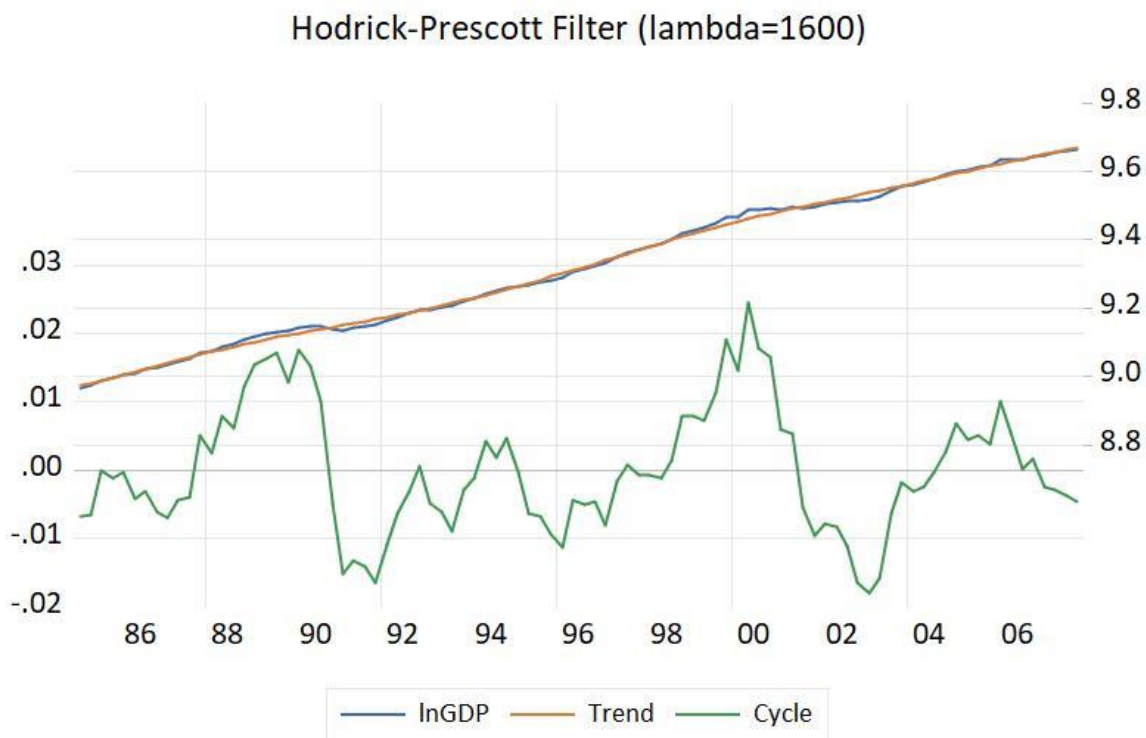
Varijabla	KPSS test (H0 stacionarnost oko razine)		AFF test (H0 stacionarnost oko trenda)	
	Testna veličina	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)	Testna veličina	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)
lnGDP (razina)	1.256260***	0.739000 0.463000 0.347000	0.108347	0.216000 0.146000 0.119000
lnGDP (1. diferencija)	0.087247	0.739000 0.463000 0.347000	0.077473	0.216000 0.146000 0.119000
lnGPDI	1.205453***	0.739000	0.137618*	0.216000

(razina)		0.463000 0.347000		0.146000 0.119000
lnGPDI (1. diferencija)	0.127471	0.739000 0.463000 0.347000	0.123449*	0.216000 0.146000 0.119000
RFFR (razina)	0.229108	0.739000 0.463000 0.347000	0.063892	0.216000 0.146000 0.119000
RFFR 1. diferencija	0.068082	0.739000 0.463000 0.347000	0.047951	0.216000 0.146000 0.119000

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Rezultati KPSS testa potencijalno upućuju na stacionarnost varijabli u razinama oko determinističkog trenda, s obzirom da za varijable lnGDP i RFFR ne možemo odbaciti nultu hipotezu koja pretpostavlja stacionarnost oko trenda, dok se za varijablu lnGPDI nulta hipoteza odbacuje na razini značajnosti od 10%. Kako bi se testirala stacionarnost podataka, koristi se Hodrick–Prescott filter koji uklanja trend iz vremenske serije, te se potom ponavljaju ADF i KPSS testovi za varijable bez trend komponente.

Slika 3 Dekompozicija varijable LNGDP pomoću H-P procedure



Izvor: Eviews 12, obrada autora

Na temelju rezultata H-P filter procedure, vidljiv je približno linearni rastući trend u varijabli lnGDP. Nakon korigiranja, vremenska serija lnGDP_cycle naizgled poprima svojstva čistog slučajnog procesa, ali navedenu tvrdnju je potrebno provjeriti pomoću ADF testa. S obzirom da je trend komponenta korigirana, ADF test se provodi sa konstantom i bez trend komponente.

Tablica 3 Rezultat ADF testa za varijablu lnGDP_cycle

lnGDP_cycle	ADF test (konstanta)	
	Testna veličina (p-vrijednost)	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)
	-3.584411*** (0.0080)	-3.505595 -2.894332 -2.584325

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Na temelju ADF testa, pri razini značajnosti od 1%, odbacuje se nulta hipoteza da varijabla $\ln\text{GDP}_{\text{cycle}}$ ima jedinični korijen. Kako bi se navedena inferencija dodatno potvrdila, ponovno se provodi i KPSS test.

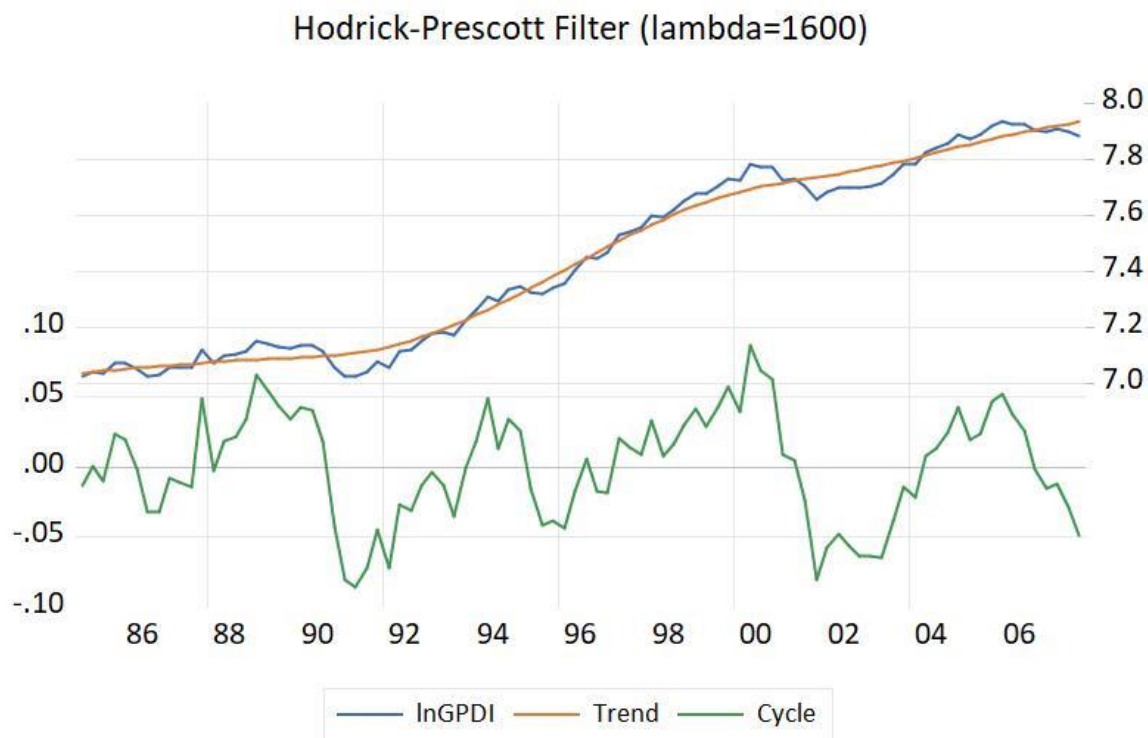
Tablica 4 Rezultat KPSS testa za varijablu $\ln\text{GDP}_{\text{cycle}}$

$\ln\text{GDP}_{\text{cycle}}$	KPSS test (H_0 stacionarnost oko razine)	
	Testna veličina	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)
	0.045165	0.739000 0.463000 0.347000

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Na temelju rezultata KPSS testa prvi uobičajenim razinama značajnosti, ne možemo odbaciti nultu hipotezu koja pretpostavlja stacionarnost varijable $\ln\text{GDP}_{\text{cycle}}$ oko razine. Dakle, može se zaključiti kako je navedena varijabla stacionarna.

Slika 4 Dekompozicija varijable LNGPDI pomoću H-P procedure



Izvor: Eviews 12, obrada autora

Na temelju H-P procedure, vidljiv je nelinearni rastući trend, a nakon korigiranja, nova varijabla lnGDP_cycle koja više ne sadrži trend komponentu naizgled djeluje približno stacionarno, a navedeno svojstvo će se provjeriti na isti način kao i prethodna varijabla.

Tablica 5 Rezultat ADF testa za varijablu lnGDP_cycle

lnGDP_cycle	ADF test (konstanta)	
	Testna veličina (p-vrijednost)	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)
	-2.896012** (0.0497)	-3.503879 -2.893589 -2.583931

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Rezultat ADF za varijablu lnPGDI_cycle nije toliko snažan kao za prethodnu varijablu, s obzirom da se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena može odbaciti na razini značajnosti od 5 i 10%, ali ne i na razini od 1%. U nastavku je proveden KPSS test kako bi se dodatno provjerili rezultati.

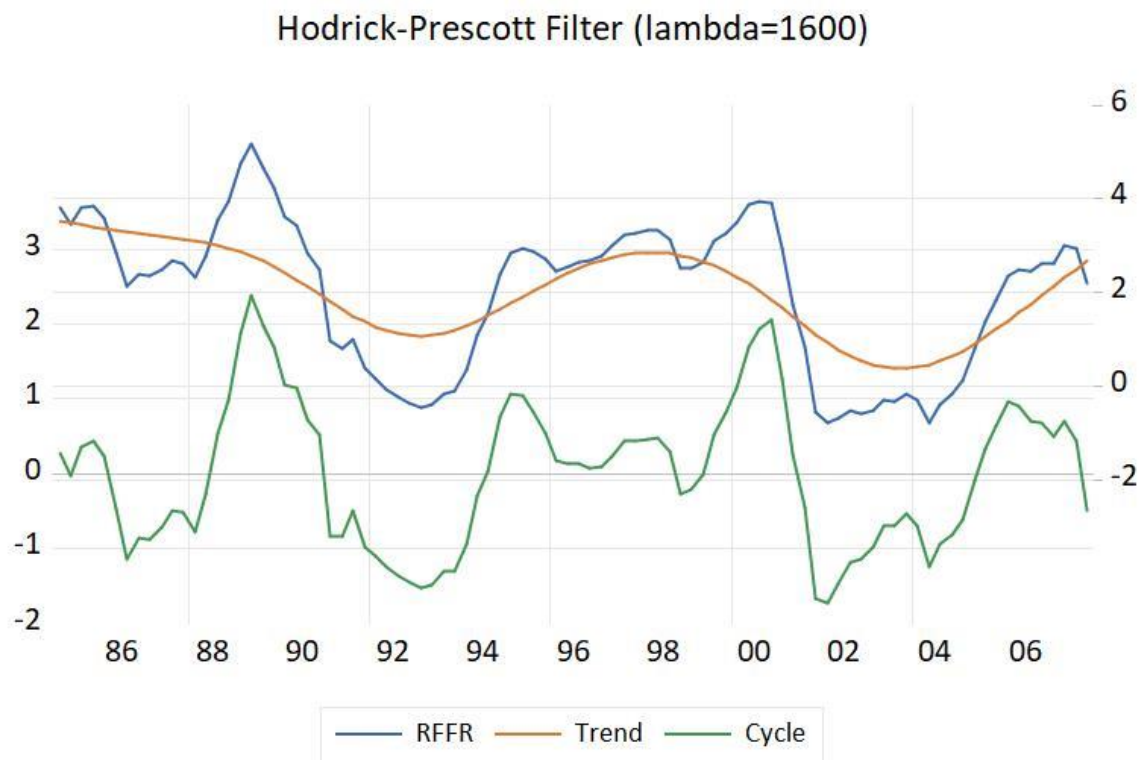
Tablica 6 Rezultat KPSS testa za varijablu lnGPDI_cycle

lnGPDI_cycle	KPSS test (H0 stacionarnost oko razine)	
	Testna veličina	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)
	0.042283	0.739000 0.463000 0.347000

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Rezultat KPSS testa upućuju na ne odbacivanje nulte hipoteze o stacionarnosti procesa lnGPDI_cycle oko razine pri uobičajenim razinama značajnosti, tako da je u daljnjoj analizi ova varijabla tretirana kao stacionarna.

Slika 5 Dekompozicija varijable RFFR pomoću H-P procedure



Izvor: Eviews 12, obrada autora

Na temelju H-P procedure, razdvojena je trend komponenta od cikličke, te je vidljivo kako je novo generirani proces RFFR_cycle naizgled stacionaran, a provjera se izvršava na identičan način kao i za prijašnje dvije varijable.

Tablica 7 Reultat ADF testa za varijablu RFFR_cycle

RFFR_cycle	ADF test (konstanta)	
	Testna veličina (p-vrijednost)	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)
	-4.157272*** (0.0013)	-3.506484 -2.894716 -2.584529

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Rezultat ADF testa upućuje na odbacivanje nulte hipoteze na razini značajnosti od 1%, a navedeni rezultat se ponovno provjerava pomoću KPSS testa.

Tablica 8 Rezultat KPSS testa za varijablu RFFR_cycle

RFFR_cycle	KPSS test (H0 stacionarnost oko razine)	
	Testna veličina	Kritične vrijednosti (1, 5 i 10%)
	0.044199	0.739000 0.463000 0.347000

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Rezultat KPSS testa upućuje na to kako se nulta hipoteza ne može odbaciti pri uobičajenim razinama značajnosti, tako da će se navedena varijabla u daljnjoj analizi tretirati kao stacionarna.

4.1.2 Informacijski kriteriji o broju pomaka u modelu

Potrebno je procijeniti adekvatni broj pomaka u modelu, a to je učinjeno na temelju informacijskih kriterija. U nastavku je dan ispis iz programske podrške EViews 12.

Slika 6 Ispis informacijskih kriterijima o broju pomaka u modelu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	406.6963	NA	1.34e-08	-9.611816	-9.525001	-9.576917
1	549.8343	272.6439	5.51e-10	-12.80558	-12.45832*	-12.66598
2	566.8271	31.15349	4.56e-10	-12.99588	-12.38818	-12.75159*
3	579.4860	22.30378*	4.19e-10*	-13.08300*	-12.21485	-12.73401
4	583.8567	7.388595	4.70e-10	-12.97278	-11.84419	-12.51909
5	588.1375	6.930701	5.29e-10	-12.86042	-11.47138	-12.30203
6	593.2649	7.935355	5.86e-10	-12.76821	-11.11873	-12.10513
7	594.6602	2.059751	7.12e-10	-12.58715	-10.67722	-11.81937
8	602.7249	11.32889	7.41e-10	-12.56488	-10.39451	-11.69241

Izvor: Eviews 12, obrada autora

U ovom diplomskom radu je korišten Akaike informacijski kriterij (AIC), iako je u potpunosti legitimno koristiti druge informacijske kriterije poput Schwarzovog (SC) kriterija ako rezultiraju modelom koji zadovoljava polazne pretpostavke. U praksi su upravo AIC i SC najčešće korišteni

kriteriji, iako neki autori tvrde (Koehler i Murphree, 1988) kako je SC adekvatniji, a kao razlog tome navode tvrdnju da AIC često rezultira kompliciranijim modelima sa većim brojem pomaka. U slučaju modela koji je formuliran u ovom diplomskom radu, odabir SC rezultira autokorelacijom prvog reda, tako da je odabran broj pomaka određen na temelju AIC.

4.1.3 Procjena modela i stabilnost

U prilogu ovog diplomskog rada, dan je ispis modela iz programske podrške Eviews 12, iako je bitno napomenuti kako sami parametri modela općenito nisu od interesa, s obzirom da svrha VAR modela nije procjena parametara već utvrđivanje međuođnosa između varijabli u modelu i prognoziranje budućih kretanja varijabli.

Nadalje, kako bi se utvrdila stabilnost modela, potrebno je ispitati korijene karakterističnog polinoma AR funkcije. Za VAR model kažemo da je stabilan „ako su svi moduli karakterističnog polinoma manji od jedan, tj. leže unutar jediničnog kruga“. Ako navedeno svojstvo nije ispunjeno, tada šokovi koji su dani u funkciji impulsnog odaziva nisu stabilni i ne konvergiraju prema nuli sa protokom vremena.

U nastavku je dan pripadajući tablični prikaz:

Slika 7 Ispis modula karakterističnog polinoma AR funkcije

Root	Modulus
0.852509 - 0.254755i	0.889759
0.852509 + 0.254755i	0.889759
0.653246 - 0.340388i	0.736610
0.653246 + 0.340388i	0.736610
0.663895	0.663895
-0.236198 - 0.529194i	0.579513
-0.236198 + 0.529194i	0.579513
-0.417002 - 0.158565i	0.446132
-0.417002 + 0.158565i	0.446132

Izvor: Eviews 12, obrada autora

Na temelju navedenog prikaza iz tablice, možemo zaključiti kako su svi moduli unutar jediničnog kruga, te zaključujemo kako je VAR model stabilan.

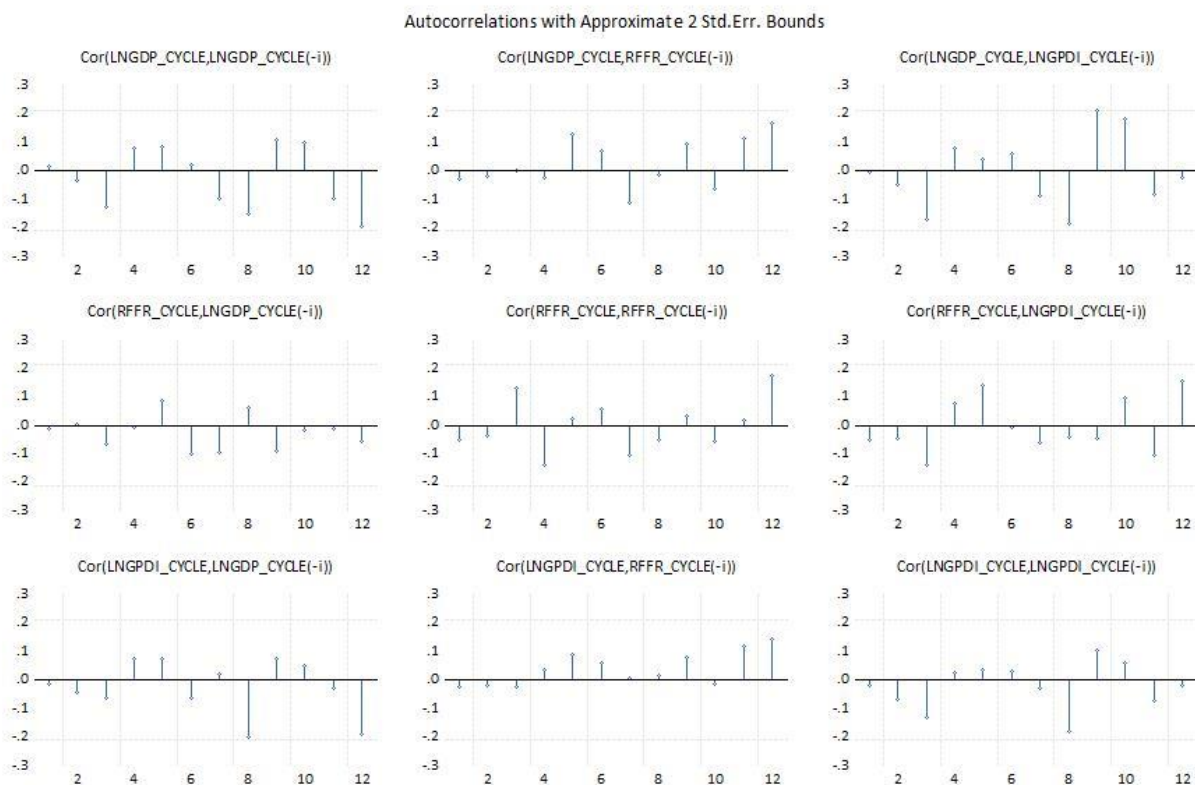
4.1.4 Testiranje pretpostavki modela

Pretpostavke modela vektorske autoregresije, kao što je već navedeno u samom pregledu metodologije, tiču se greške relacije unutar modela, za koje se pretpostavlja da su ne korelirani i normalno distribuirani slučajni procesi, sa očekivanom vrijednosti nula i nepromjenjivom (homoskedastičnom) varijancom.

4.1.4.1 Autokorelacija grešaka relacije

Kako bi testirali autokorelaciju u modelu, prvo se promatraju korelogrami te se nakon toga provode odgovarajući statistički testovi.

Slika 8 Ispitivanje autokorelacije pomoću korelograma



Izvor: Eviews 12, obrada autora

Korelogram upućuje na nepostojanje autokorelacije u modelu s obzirom da se svi koeficijenti korelacije nalaze unutar prihvatljive zone od dvije standardne devijacije, na temelju čega zaključujemo kako su svi koeficijenti autokorelacije statistički neznačajni, što upućuje na to da autokorelacija ne postoji u modelu.

Kako bi dodatno provjerili pretpostavku o neovisnoj distribuciji reziduala, proveden je LM test serijske korelacije, takozvani Breusch–Godfrey test, koji u nultoj hipotezi pretpostavlja neovisnu distribuciju reziduala, a alternativna hipoteza implicira postojanje autokorelacije. S obzirom da je u modelu uključeno tri pomaka varijabli, odabran je upravo taj broj pomaka u testu.

Slika 9 Breusch-Godfrey test

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	7.836063	9	0.5507	0.872563	(9, 180.2)	0.5509
2	4.287680	9	0.8915	0.472829	(9, 180.2)	0.8915
3	14.27813	9	0.1128	1.618302	(9, 180.2)	0.1129

Izvor: Eviews 12, obrada autora

Na temelju rezultata testa, zaključuje se kako se nulta hipoteza ne može odbaciti pri uobičajenim razinama značajnosti, što implicira kako je pretpostavka o nepostojanju autokorelacije ispunjena.

4.1.4.2 Normalnost grešaka relacije

Kako bi se testirala normalnost distribucije grešaka relacije, provodi se Jarque–Bera test, koji provjerava da li greške relacije približno prate koeficijent asimetrije (eng, skewness) i koeficijent zaobljenosti (eng, kurtosis) normalne distribucije. Nulta hipoteza pretpostavlja normalnost distribucije grešaka relacije. S obzirom da normalna distribucija ima koeficijent asimetrije koji je jednak nuli, te koeficijent zaobljenosti koji je jednak broju tri, a ove vrijednosti upravo služe kao referenta vrijednost testa.

Rezultati testa dani su u slijedećoj tablici:

Slika 10 Jarque-Bera test

Component	Skewness	Chi-sq	df	Prob.*
1	0.241003	0.861554	1	0.3533
2	-0.484009	3.474932	1	0.0623
3	0.128675	0.245597	1	0.6202
Joint		4.582083	3	0.2051

Component	Kurtosis	Chi-sq	df	Prob.
1	3.083626	0.025933	1	0.8721
2	2.604065	0.581334	1	0.4458
3	2.312422	1.753163	1	0.1855
Joint		2.360431	3	0.5010

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.887487	2	0.6416
2	4.056266	2	0.1316
3	1.998761	2	0.3681
Joint	6.942514	6	0.3262

Izvor: Eviews 12, obrada autora

Brojevi 1,2 i 3 reprezentiraju pojedinu jednadžbu u VAR modelu, pri čemu je poredak varijabli dan slijedećim redoslijedom: lnGDP_cycle, RFFR_cycle, lnGDPI_cycle. Dakle, prvo se provjerava normalnost reziduala u svakoj od tri pojedine jednadžbe te se potom iskazuje skupni test koji se odnosi na sve jednadžbe (joint u tablici). Može se zaključiti kako su svi koeficijenti asimetrije i zaobljenosti približno jednaki njihovim vrijednostima u normalnoj distribuciji, osim koeficijenta asimetrije u drugoj jednadžbi (u kojoj je RFFR zavisna varijabla), s obzirom da rezultati testa upućuju na blagu asimetriju. Skupni test sa Jarque-Bera testnom veličinom od 6.942514 koja prati hi-kvadrat distribuciju sa 6 stupnjeva slobode rezultira ne odbacivanjem nulte hipoteze o normalnosti distribucije grešaka relacije.

4.1.4.3 Homoskedastičnost grešaka relacije

Kako bi se testirala homoskedastičnost grešaka relacije, provodi se Whiteov test koji u nultoj hipotezi pretpostavlja homoskedastičnost (nepromjenjivost) grešaka relacije. Rezultati testa dani su u tablici.

Tablica 9 Whiteov test

White test		
Chi-sq	df	Prob
310.0032	324	0.7025

Izvor: Eviews 12, obrada autora

Na temelju rezultata testa, možemo zaključiti kako se nulta hipoteza ne može odbaciti na svim uobičajenim razinama značajnosti.

S obzirom da su sve pretpostavke zadovoljene, moguće je nastaviti sa empirijskom analizom.

4.2 Grangerova uzročnost

Kako bi ispitali poredak varijabli u SVAR modelu, potrebno je ispitati uzročnost između varijabli u Grangerovom smislu. Nulta hipoteza je da varijabla X ne uzrokuje varijablu Y (zavisna) u Grangerovom smislu.

Rezultati su dani u slijedećim tablicama:

Tablica 10 Grangerova uzročnost (zavisna varijabla lnGDP_cycle)

Zavisna varijabla: LNGDP_CYCLE			
	Testna veličina (hi-kvadrat)	Stupnjevi slobode	p-vrijednost
RFFR_CYCLE	1.389439	3	0.7080
LNGPDI_CYCLE	1.277725	3	0.7344
Zajedno	2.864364	6	0.8257

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Tablica 11 Grangerova uzročnost (zavisna varijabla RFFR_cycle)

Zavisna varijabla: RFFR_CYCLE			
	Testna veličina (hi-kvadrat)	Stupnjevi slobode	p-vrijednost
LNGDP_CYCLE	6.014531	3	0.1109
LNGPDI_CYCLE	1.850984	3	0.6039
Zajedno	14.74110	6	0.0224

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Tablica 12 Grangerova uzročnost (zavisna varijabla RFFR_cycle)

Zavisna varijabla: LNGPDI_CYCLE			
	Testna veličina (hi-kvadrat)	Stupnjevi slobode	p-vrijednost
LNGDP_CYCLE	25.60793	3	0.0000
RFFR_CYCLE	5.915766	3	0.1158
Zajedno	37.32435	6	0.0000

(Napomena: * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$)

Rezultati upućuju na to da je varijabla $\ln\text{GDP_cycle}$ najviše egzogena, s obzirom da se pri uobičajenim razinama značajnosti ne može odbaciti nulta hipoteza da pomaci u ostalim dvjema varijablama pojedinačno ili skupno utječu na navedenu varijablu. Zanimljivo je uočiti kako za varijablu RFFR_cycle ne možemo odbaciti nultu hipotezu u slučaju druge dvije varijable pojedinačno, ali kada ispitujuemo skupni test u kojem navedena varijabla istovremeno ovisi o pomacima obje varijable, rezultat je odbacivanje nulte hipoteze na razini značajnosti od 5%. Nadalje, test za varijablu $\ln\text{GPDI_cycle}$ upućuje na to da varijabla $\ln\text{GDP_cycle}$ ima najveći utjecaj na pomake navedene varijable, što je u skladu sa ekonomskom teorijom, ali varijabla RFFR_cycle u modelu nema zadovoljavajuću ekonomsku interpretaciju jer je test rezultirao nemogućnošću odbacivanja nulte hipoteze.

Navedeni rezultati upućuju na poredak varijabli u modelu, pri čemu je $\ln\text{GDP_cycle}$ prva u nizu, nakon nje slijedi RFFR_cycle , te potom LNGPDI_CYCLE . Ovaj redoslijed nije bitan u standardnom VAR modelu, ali je relevantan u procjeni SVAR modela.

4.3 Identifikacija unutar modela

Kao što je već navedeno u metodologiji o strukturnim VAR modelima (SVAR), funkcije impulsnog odaziva i dekompozicija varijance nemaju ekonomsku interpretaciju u standardnom VAR modelu, tako da je potrebno uvesti određena ograničenja na parametre modela kako bi se generirao njegov strukturni oblik, a postavljanje ograničenja formalno nazivamo identifikacijom. Postoji nekoliko načina pomoću kojih se postiže identifikacija, a metoda koja je korištena u ovom radu je dekompozicija Choleskog, koja definira ograničenja u matricama \mathbf{A} i \mathbf{B} .

Relacija koja povezuje inovacije (greške relacije) iz standardnog VAR modela i strukturne šokove iz SVAR modela dana je slijedećim izrazom:

$$\mathbf{A}\mathbf{u}_t = \mathbf{B}\boldsymbol{\varepsilon}_t. \tag{19}$$

pri čemu je \mathbf{u}_t vektor inovacija standardnog modela, a $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ je vektor strukturnih šokova u SVAR modelu.

Prilikom postavljanja ograničenja matrica \mathbf{A} i \mathbf{B} definirana je na slijedeći način kao:

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ * & 1 & 0 \\ * & * & 1 \end{bmatrix} \text{ i } \mathbf{B} = \begin{bmatrix} * & 0 & 0 \\ 0 & * & 0 \\ 0 & 0 & * \end{bmatrix} \tag{20}$$

pri čemu je matrica \mathbf{A} donja trokutasta matrica sa jedinicama na glavnoj dijagonali te parametrima * ispod dijagonale koje je potrebno procijeniti, te se njome definira rekurzivna struktura, a matrica \mathbf{B} je dijagonalna matrica sa parametrima * „koja ortogonalizira učinak inovacija“ (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020).

Gornji izraz može se matrično zapisati kao:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{2,1} & 1 & 0 \\ a_{3,1} & a_{3,2} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^G \\ u_t^R \\ u_t^I \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{1,1} & 0 & 0 \\ 0 & b_{2,2} & 0 \\ 0 & 0 & b_{3,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^G \\ \varepsilon_t^R \\ \varepsilon_t^I \end{bmatrix} \quad (21)$$

pri čemu su u_t^G , u_t^R i u_t^I inovacije (greške relacije) varijabli lnGDP, RFFR i lnGPDI u standardnom VAR modelu, a ε_t^G , ε_t^R i ε_t^I su strukturni šokovi u SVAR modelu. Gornju relaciju možemo zapisati i kao sustav jednadžbi:

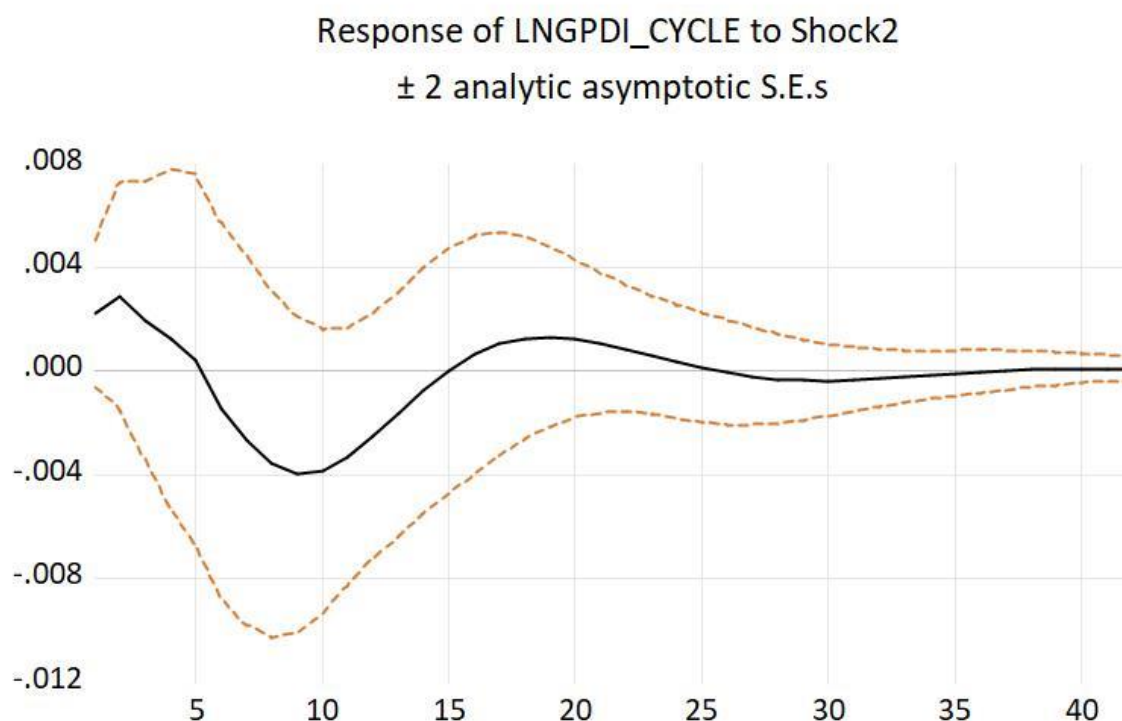
$$\begin{aligned} u_t^G &= b_{1,1} \varepsilon_t^G \\ a_{2,1} u_t^G + u_t^R &= b_{2,2} \varepsilon_t^R \\ a_{3,1} u_t^G + a_{3,2} u_t^R + u_t^I &= b_{3,3} \varepsilon_t^I \end{aligned} \quad (22)$$

Na temelju gornjeg zapisa, može se zaključiti kako je u ovom SVAR modelu poredak varijabli dan na slijedeći način; inovacija BDP-a ovisi samo o sebi, tj. inovacija BDP-a je jednaka strukturnom šoku BDP-a, nadalje, inovacija RFFR je linearna kombinacija inovacije BDP-a i šoka RFFR, te shodno tome, inovaciju GPDI opisujemo kao linearnu kombinaciju inovacija BDP-a i RFFR te šoka GPDI. Navedeno upućuje na važnost poretka varijabli u SVAR modelu ako se kao metoda strukturne faktorizacije odabere dekompozicija Choleskog, pri čemu je varijabla koju najviše karakterizira egzogenost (najmanje ovisi o kretanjima drugih varijabli) pozicionirana kao prva varijabla, s obzirom da u tom slučaju ona ovisi samo o sebi te se njen utjecaj postepeno „prelijeva“ na ostale varijable. Druga varijabla u poretku ovisi sama o sebi, ali isto tako i o kretanjima varijable koja je pozicionirana iznad nje, i tako dalje sve do zadnje varijable koja ovisi o kretanjima svih ostalih varijabli i same sebe. Redosljed varijabli najčešće se određuje na temelju saznanja iz ekonomske teorije, što se dodatno potvrđuje određenim statističkim testovima o međuovisnostima između varijabli, primjerice pomoću Grangerove kauzalnosti koja je korištena u ovom radu kako bi se determinirao poredak varijabli i učinaka.

4.4 Funkcije impulsnog odaziva

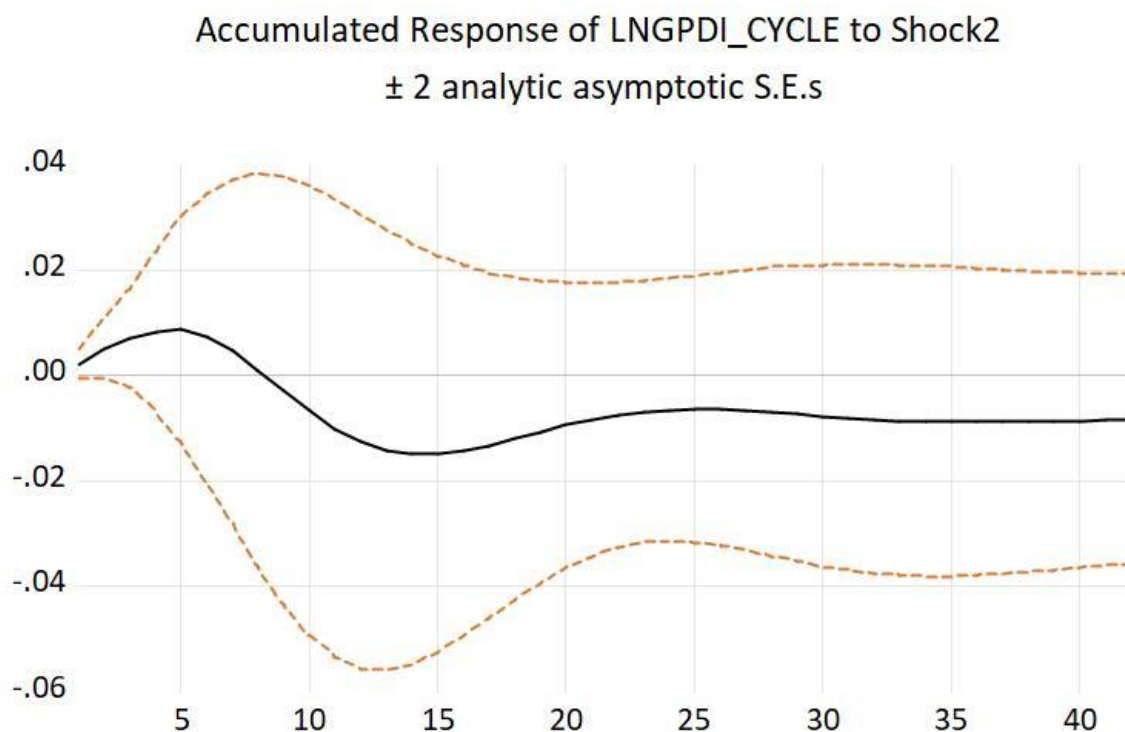
Kako bi utvrdili utjecaj stope federalnih fondova na investicije, analizira se funkcija impulsnog odaziva koja se interpretira na način da se pretpostavi šok od jedne standardne devijacije u pojedinoj varijabli, te se potom razmatra reakcija drugih varijabli u njihovim mjernim jedinicama (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020).

Slika 11 Funkcija impulsnog odaziva varijable `lnGPDI_cycle` na šok u varijabli `RFFR_cycle`



Izvor: Eviews 12, obrada autora

Slika 12 Akumulirana reakcija varijable lnGPDI_cycle na šok u varijabli RFFR_cycle

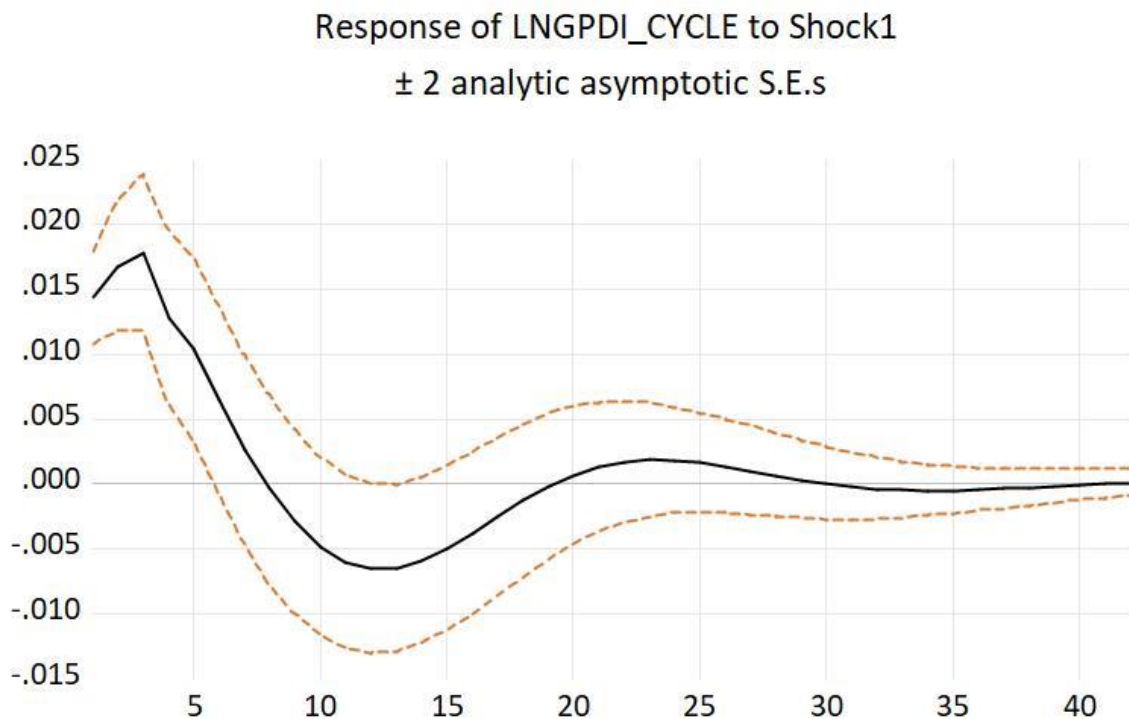


Izvor: Eviews 12, obrada autora

Reakcija varijable lnGPDI_cycle na šok od jedne standardne devijacije u varijabli RFFR_cycle je prvo pozitivna, zatim nakon pet kvartala postaje negativna. Nakon petnaest kvartala reakcija ponovno poprima pozitivni predznak, da bi nakon trideset kvartala reakcija ponovno poprimila negativni predznak te nakon otprilike 12 godina (trideset i šest kvartala) od početnog šoka, reakcija odumire, tj. konvergira prema nuli, ali izrazito je važno napomenuti kako je ovaj šok nesignifikantan u svim kvartalima, tj. ne možemo odbaciti hipotezu da je šok u varijabli RFFR_cycle statistički neznačajan u opisivanju kretanja varijable lnGPDI_cycle. Na temelju akumulirane reakcije, dolazi se do istog zaključka, što upućuje kako se ovaj rezultat kosi sa ekonomskom teorijom. Postoji nekoliko mogućnosti koje potencijalno objašnjavaju nepostojanje veze između kamatnih stopa i investicija u ovom modelu. Prva od njih je da kamatne stope uistinu ne utječu značajno na investicije u odabranom vremenskom periodu. Drugo objašnjenje je da je model krivo specificiran, tj. da su varijable koje su odabrane u modelu trebale biti zamijenjene sa

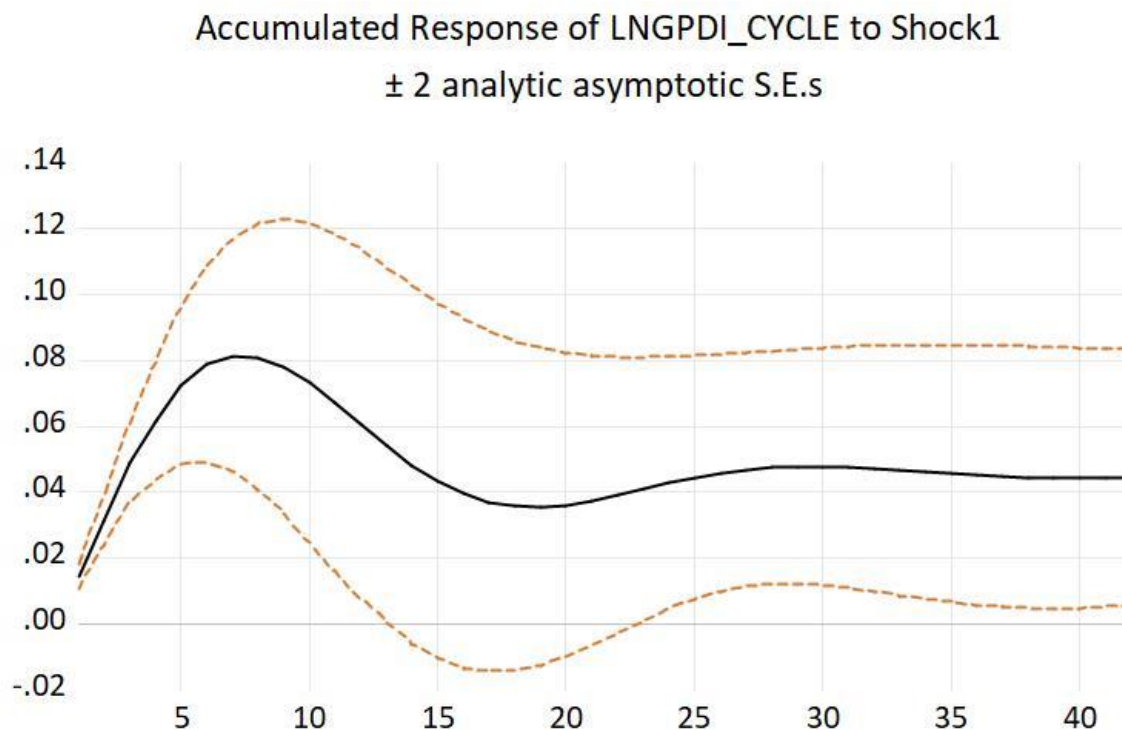
drugim varijablama koje adekvatnije opisuju dinamiku samog procesa koji se istražuje. Primjerice, poznato je kako stopa federalnih fondova utječe na kratkoročne stope u većem intenzitetu u odnosu na dugoročne stope, tako da je možda adekvatnije implementirati model u kojem stopa federalnih fondova utječe na dugoročne kamate stope u dugom roku, koje potom utječu na investicije. Treća opcija je da su transformacije nad podacima (logaritmiranje i H-P procedura) iskrivile dinamiku odnosa između varijabli.

Slika 13 Funkcija impulsnog odaziva varijable $\ln\text{GPDI_cycle}$ na šok u varijabli $\ln\text{GDP_cycle}$



Izvor: Eviews 12, obrada autora

Slika 14 Akumulirana reakcija varijable lnGDP_cycle na šok u varijabli RFFR_cycle



Izvor: Eviews 12, obrada autora

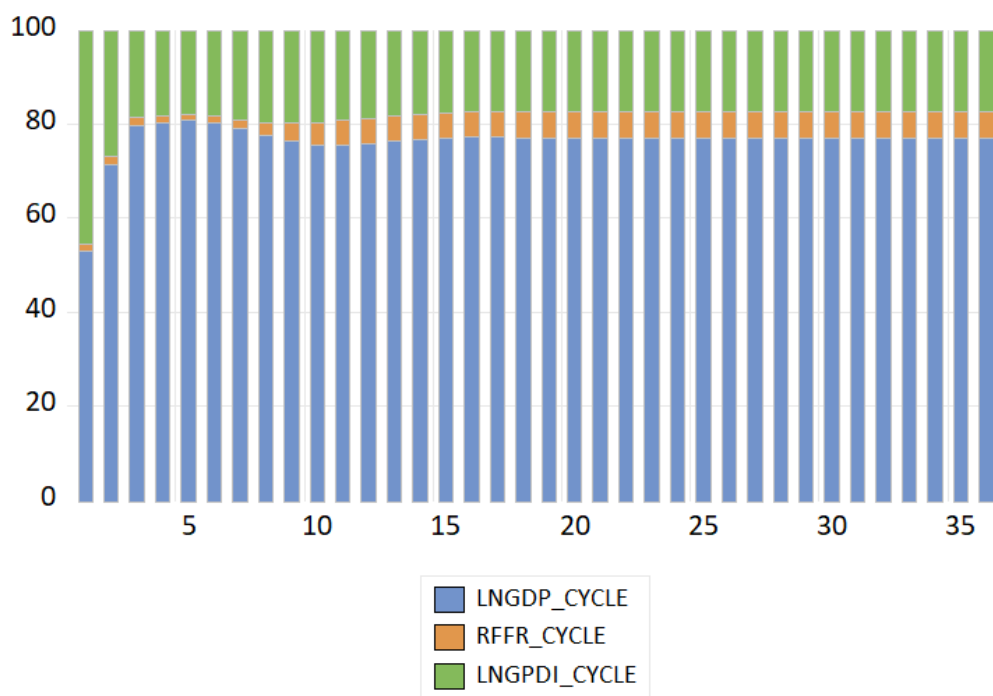
Može se primijetiti kako je utjecaj šoka varijable lnGDP_cycle na varijablu lnGDPDI_cycle pozitivan, što je i u skladu sa ekonomskom teorijom. Ovaj šok je signifikantan sve do osmog kvartala, nakon čega šok negativno utječe na varijablu ali ovaj učinak više nije statistički značajan. Slično kao i u prijašnjem slučaju, reakcija odumire nakon otprilike 12 godina (trideset i šest kvartala). Do istog zaključka dolazimo na temelju akumulirane reakcije, iako bitno je napomenuti kako je akumulirana reakcija statistički značajna do dvanaest kvartala, nakon čega njena značajnost odumire, no zanimljivo je primjeriti kako je nakon približno dvadeset i trećeg kvartala, akumulirana reakcija ponovno značajna.

4.5 Dekompozicija varijance

Dekompozicija varijance dekomponira varijancu prognostičke pogreške na dijelove koji su pridruženi svakom pojedinom šoku unutar modela. Na taj način se opisuje učinak „pojedinačnih „šokova“ u varijablama na ostale varijable modela te relativni udio svake od varijabli u „objašnjavanju“ varijacije određene varijable u narednim razdobljima“ (Jakšić, Erjavec, Čeh Časni, 2020, str. 311).

Slika 15 Dekompozicija varijance varijable lnGPDI_cycle

Variance Decomposition of LNGPDI_CYCLE using Cholesky (d.f. adjusted) Factors



Izvor: Eviews 12, obrada autora

U prvom kvartalu, 53% udjela u varijanci varijable lnGPDI_cycle čini varijabla lnGDP_cycle, koja maksimalni učinak postiže u petom kvartalu kada je udio ove varijable u varijanci prognostičke pogreške iznosi 81%. Vidljivo je kako je udio u varijanci ove varijable dugotrajan, a u 12. godini (trideset i šestom kvartalu) iznosi 77%. Nadalje, kretanja u varijabli lnGPDI_cycle u prvom kvartalu „objašnjavaju“ 46% svoje varijance, ali se postepeno taj učinak smanjuje da bi se već

nakon desetog kvartala udio smanjio na raspon između 20 i 17%. Trend u varijabli RFFR_cycle je suprotnog karaktera, s obzirom da ona u početku opisuje samo 1% varijacije varijable lnGDP_cycle, što je i u skladu sa ekonomskom logikom – učinak RFFR na srednjoročne i dugoročne kamatne stope koje imaju najveći utjecaj na investicije u fiksni kapital je manjeg intenziteta od utjecaja na kratkoročne stope te je potreban duži vremenski horizont da se taj učinak realizira. Međutim, sa protokom vremena dolazi do većeg udjela u varijanci varijable lnGPDI_cycle, ali taj udio je relativno nesignifikantan, a svoj maksimum doseže u dvanaestom kvartalu kada je njen udio iznosio 6%. U idućih dvadeset i četiri kvartala, udio ove varijable ostaje u uskom rasponu između 5 i 6%.

5 ZAKLJUČAK

Cilj ovog rada bio je determinirati utjecaj referentne kamatne stope u Sjedinjenim Američkim Državama, takozvane stope federalnih fondova, koja je od 1982. pod izravnom kontrolom Sustava federalnih rezervi kao jedan od instrumenata monetarne politike pomoću kojeg se direktno utječe na likvidnost bankarskog sustava. Savezni odbor za otvoreno tržište (FOMC) u pravilu smanjuje stopu federalnih fondova u razdobljima recesija kako bi stimuliralo gospodarstvo što rezultira povećanom likvidnosti bankarskog sustava – a povećana likvidnost implicira veći broj zajmova raznog tipa s obzirom da je niska kamatna stopa povezana sa smanjenom vrijednosti novca tj. trošak posuđivanja novca je reduciran. Iako stopa federalnih fondova prije svega utječe na kratkoročne kamatne stope, postoji i određeni utjecaj na srednjoročne i dugoročne stope, iako se ovaj učinak očituje u manjem intenzitetu od učinka na kratkoročne stope. Ako stopa federalnih fondova utječe na srednjoročne i dugoročne kamatne stope u dovoljnom intenzitetu, njen utjecaj bi se trebao očitovati i na investicije, a svrha ovog rada je determinirati postojanje navedene veze između stope federalnih fondova i investicija. U pogledu ekonomske teorije, počevši od Keynesa (1936.), veza između kamatnih stopa kreće se u suprotnom smjeru – povećanje kamatne stope, uz uvjet *ceteris paribus*, rezultira padom razine investicija. U ovom radu, investicije su definirane u makroekonomskom smislu kao ulaganja u permanentnu imovinu (primjerice u strojeve, opremu, tvornice, stanove itd.), tako da ulaganje u instrumente financijskih tržišta nije smatrano investicijom u makroekonomskom smislu (Tica, 2020).

Empirijska analiza je provedena na temelju tri varijable koje su dane u kvartalnoj frekvenciji: realni BDP, realne bruto privatne domaće investicije i realna stopa federalnih fondova. Izvor podataka je Federal Reserve Economic Data (FRED), a varijable realni BDP i realne bruto domaće investicije (GPDI) su desezonirane, dok je varijabla efektivna stopa federalnih rezervi usklađena za inflaciju pomoću CPI indeksa od strane autora ovog rada kako bi se generirala realna stopa federalnih fondova. Nadalje, varijable BDP i GPDI su logaritmirane kako bi se uklonila ili ublažila homoskedastičnost.

Sama empirijska analiza je temeljena na strukturnom modelu vektorske autoregresije, a prvi korak u analizi je determiniranje stacionarnosti pojedinih varijabli, pri čemu je otkriveno kako su sve varijable stacionarne oko trenda, što je rezultiralo dekomponiranjem svih varijabli na njihove

cikličke i trend komponente. Nakon usklađivanja za trend, u modelu su korištene cikličke komponente svake od pojedinih varijabli u modelu, na način da SVAR sadrži tri varijable: $\ln GDP_cycle$, $\ln GPDI_cycle$ i $RFFR_cycle$, koje redom označavaju cikličku komponentu BDP-a, investicija i stope federalnih fondova. Prilikom same analize, verificirano je kako pretpostavke modela nisu narušene, te je potvrđena stabilnost modela. Implementiranje Grangerove uzročnosti je rezultiralo poretkom varijabli u modelu, s obzirom da su rezultati SVAR modela osjetljivi na sam poredak varijabli.

U slijedećem koraku, procjenjuju se funkcije impulsnog odaziva i dekompozicija varijance, pri čemu rezultati upućuju na nesigifikantnost kamatne stope u modelu u objašnjavanju varijacija investicija, što se kosi sa ekonomskom teorijom. Naime, kod funkcije impulsnog odaziva varijable $\ln GPDI_cycle$ na šok u varijabli $RFFR_cycle$, zaključak je da je navedena varijabla statistički neznčajna u objašnjavanju kretanja investicija u svim promatranim kvartalima, što se potvrđuje i funkcijom akumulirane reakcije. Dekompozicija varijance potvrđuje ne sigifikantnost kamatne stope u modelu, s obzirom da je udio ove varijable u „objašnjavanju“ varijacija u varijabli investicija relativno malen u usporedbi sa BDP-om, koji opisuje najveći stupanj varijacije u ovoj varijabli. Naime, udio kamatne stope u varijanci investicija iznosi samo 1% u prvom kvartalu, dok za BDP, udio iznosi 53%. Tokom vremena, nakon otprilike dvanaest kvartala, udio kamatne stope u varijanci raste, ali ne prelazi 6%, dok BDP nakon istog broja kvartala opisuje približno 80% varijacija investicija, tako da je zaključak kako je u odabranom vremenskom periodu i na temelju odabranih podataka, stopa federalnih fondova nesigifikantna u SVAR modelu. Moguća objašnjenja za divergenciju od ekonomske teorije u ovom modelu su slijedeća. Moguće je da stopa federalnih fondova u ovom razdoblju uistinu ne utječe sigifikantno na investicije. Drugo objašnjenje je u samoj specifikaciji modela, naime moguće je da varijable u modelu ne opisuju adekvatno dinamiku pojave koje se istražuje, a razlog tome bi mogao biti u samom odabiru kamatne stope, s obzirom da na investicije prije svega utječu srednjoročne i dugoročne kamatne stope. Stopa federalnih fondova ima utjecaj na navedene stope, ali taj utjecaj se očituje tek nakon protoka vremena. Možda bi bilo adekvatnije implementirati model sa srednjoročnim i dugoročnim kamatnim stopama, te ispitati utjecaj federalnih fondova na navedene stope, te potom njihov utjecaj na investicije. Treća mogućnost je da to da su transformacije nad varijablama utjecale na samu dinamiku procesa i iskrivile rezultate empirijske analize, iako autor ovog diplomskog rada ne smatra kako je ova opcija vjerojatna. Nadalje, za buduća istraživanja na ovu tematiku, predlaže se

duži vremenski horizont koji bi obuhvatio Svjetsku financijsku krizu iz 2007. godine, te COVID-19 krizu 2020. godine, na način da se u model implementiraju kontrolne (binarne) varijable koje bi uklonile nepredvidive utjecaje strukturnih šokova na varijable u modelu.

PRILOG

Prilog 1 Ispis VAR modela

Sample (adjusted): 1985Q4 2007Q4
 Included observations: 89 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

	LNGDP_C...	RFFR_CY...	LNGPDI_C...
LNGDP_CYCLE(-1)	0.982867 (0.16192) [6.07022]	28.57714 (12.2040) [2.34162]	3.046570 (0.74224) [4.10455]
LNGDP_CYCLE(-2)	0.067798 (0.18161) [0.37332]	-21.79118 (13.6883) [-1.59195]	-0.306881 (0.83252) [-0.36862]
LNGDP_CYCLE(-3)	-0.336250 (0.15996) [-2.10204]	2.171196 (12.0568) [0.18008]	-2.514235 (0.73329) [-3.42870]
RFFR_CYCLE(-1)	-0.000191 (0.00157) [-0.12160]	1.195169 (0.11819) [10.1122]	0.008082 (0.00719) [1.12426]
RFFR_CYCLE(-2)	0.001412 (0.00236) [0.59704]	-0.271089 (0.17823) [-1.52103]	-0.005169 (0.01084) [-0.47686]
RFFR_CYCLE(-3)	-0.001638 (0.00151) [-1.08362]	-0.200271 (0.11391) [-1.75813]	-0.007140 (0.00693) [-1.03057]
LNGPDI_CYCLE(-1)	-0.013438 (0.03433) [-0.39145]	-1.327510 (2.58748) [-0.51305]	0.190968 (0.15737) [1.21350]
LNGPDI_CYCLE(-2)	0.019094 (0.03331) [0.57330]	0.543328 (2.51036) [0.21643]	0.162553 (0.15268) [1.06467]
LNGPDI_CYCLE(-3)	0.022472 (0.03191) [0.70423]	2.842082 (2.40510) [1.18169]	0.364567 (0.14628) [2.49230]
C	-5.82E-05 (0.00046) [-0.12755]	-0.017081 (0.03440) [-0.49650]	-0.000752 (0.00209) [-0.35935]
R-squared	0.803942	0.902036	0.775856
Adj. R-squared	0.781606	0.890875	0.750320
Sum sq. resids	0.001461	8.298483	0.030696
S.E. equation	0.004300	0.324105	0.019712
F-statistic	35.99348	80.82410	30.38353
Log likelihood	363.9905	-20.70644	228.4796
Akaike AIC	-7.954844	0.690032	-4.909653
Schwarz SC	-7.675222	0.969655	-4.630031
Mean dependent	0.000151	-0.006922	0.000254
S.D. dependent	0.009201	0.981125	0.039449
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.99E-10		
Determinant resid covariance	2.09E-10		
Log likelihood	612.8986		
Akaike information criterion	-13.09884		
Schwarz criterion	-12.25998		
Number of coefficients	30		

POPIS LITERATURE

1. Ahmed, S., & Islam, M. E. (2004). Interest rate responsiveness of investment spending in Bangladesh. *The Bangladesh Development Studies*, 65-109.
2. Atesoglu, H. S. (2003). Monetary transmission--federal funds rate and prime rate. *Journal of Post Keynesian Economics*, 26(2), 357-362.
3. Beccarini, A. (2007). Investment sensitivity to interest rates in an uncertain context: is a positive relationship possible?. *Economic Change and Restructuring*, 40(3), 223-234.
4. Bernanke, B. S. (1990). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 84(4), 901-921.
5. Bo, H., & Sterken, E. (2002). Volatility of the interest rate, debt and firm investment: Dutch evidence. *Journal of Corporate Finance*, 8(2), 179-193.
6. Board of Governors of the Federal Reserve System (US), Federal Funds Effective Rate [FEDFUNDS], preuzeto sa FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>, August 22, 2022.
7. Blanchard, O. J. (2019). *Macroeconomics*. Pearson Prentice Hall, Upper Saddle River, N.J, 8th edition.
8. Carlstrom, C. T., & Fuerst, T. S. (2005). Investment and interest rate policy: a discrete time analysis. *Journal of Economic Theory*, 123(1), 4-20.
9. Claessens, S., & Kose, M. A. (2009). Back to basics: what is a recession?. *Finance & Development*, 46(001).
10. Cook, T., & Hahn, T. (1989). The effect of changes in the federal funds rate target on market interest rates in the 1970s. *Journal of monetary economics*, 24(3), 331-351.
11. Dean, W. T. A., Elmeskov, J., & Hoeller, P. (1991). Real Interest Rate Trends: The Influence of Saving, Investment and Other Factors.
12. Dore, M., Makken, R., & Eastman, E. (2013). The monetary transmission mechanism, non-residential fixed investment and housing. *Atlantic Economic Journal*, 41(3), 215-224.
13. Dupor, B. (2001). Investment and interest rate policy. *Journal of Economic Theory*, 98(1), 85-113.
14. Economic Outlook Hearing before the Joint Economic Committee, Congress of the United States. *U.S. Government Printing Office*. November 13, 2002.

15. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
16. Eregha, P. B. (2010). Interest rate variation and investment determination in Nigeria. *International Business Management*, 4(2), 41-46.
17. Fielding, D., & Mizen, P. (1997). Investment, output and interest rate policy when capital is mobile. *The Economic Journal*, 107(441), 431-440.
18. French, M., (1997). US economic history since 1945. *Manchester University Press*.
19. Granger, C. W., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
20. Greene, J. E., & Villanueva, D. (1990). Determinants of private investment in LDCs. *Finance & Development*, 27(004).
21. Guidolin, M., & Pedio, M. (2018). *Essentials of time series for financial applications*. Academic Press.
22. Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the "classics"; a suggested interpretation. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 147-159.
23. Hill, H., & Athukorala, P. C. (1998). Foreign investment in East Asia: A survey. *Asian-Pacific Economic Literature*, 12(2), 23-50.
24. Malawi, A. I., & Bader, M. (2010). The impact of interest rate on investment in Jordan: a cointegration analysis. *J King Abdulaziz Univ Econ Admin*, 105, 1-26.
25. Meulendyke, A. M. (1998). US monetary policy and financial markets. *Federal Reserve Bank of New York*.
26. McKenna, E. J., & Zannoni, D. C. (1990). The relation between the rate of interest and investment in post-Keynesian and neo-Ricardian analysis. *Eastern Economic Journal*, 16(2), 133-143.
27. McKnight, S. (2011). Investment and interest rate policy in the open economy. *Oxford Economic Papers*, 63(4), 673-699.
28. McNees, S. K. (1986). Forecasting accuracy of alternative techniques: A comparison of US macroeconomic forecasts. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4(1), 5-15.
29. Muhammad, S. D., Lakhan, G. R., Zafar, S., & Noman, M. (2013). Rate of Interest and its Impact on Investment to the Extent of Pakistan. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences (PJCSS)*, 7(1), 91-99.

30. Karim, Z. A., & Azman-Saini, W. N. W. (2013). Firm-level investment and monetary policy in Malaysia: do the interest rate and broad credit channels matter?. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 18(3), 396-412.
31. Keynes, J. M. (1936.) *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: Macmillan, 1936.
32. Khurshid, A. (2015). The effect of interest rate on investment; Empirical evidence of Jiangsu Province, China. *Journal of International Studies Vol*, 8(1).
33. Koehler, A. B., & Murphree, E. S. (1988). A comparison of the Akaike and Schwarz criteria for selecting model order. *Journal of the royal statistical society: Series C (applied statistics)*, 37(2), 187-195.
34. Koenig, E. F. (1989). Investment and the nominal interest rate: the variable velocity case. *Economic Inquiry*, 27(2), 325-344.
35. Kurozumi, T., & Van Zandweghe, W. (2008). Investment, interest rate policy, and equilibrium stability. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(5), 1489-1516.
36. Kurozumi, T., & Van Zandweghe, W. (2011). Determinacy under inflation targeting interest rate policy in a sticky price model with investment (and labor bargaining). *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(5), 1019-1033.
37. Rittenberg, L. (1991). Investment spending and interest rate policy: The case of financial liberalisation in Turkey. *The Journal of Development Studies*, 27(2), 151-167.
38. Sandmo, A. (1971). Investment and the Rate of Interest. *Journal of Political Economy*, 79(6), 1335-1345.
39. Sarno, L., & Thornton, D. L. (2003). The dynamic relationship between the federal funds rate and the Treasury bill rate: An empirical investigation. *Journal of Banking & Finance*, 27(6), 1079-1110.
40. Schnabel, J. A. (2010). The timing option and the interest rate sensitivity of investment. *The Engineering Economist*, 55(1), 52-59.
41. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.
42. Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 39, pp. 195-214).

43. Thornton, D. L. (2006). When did the FOMC begin targeting the federal funds rate? What the verbatim transcripts tell us. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2039-2071.
44. Timberlake, R. H. (1993). Monetary Policy in the United States: An Intellectual and Institutional History. *University of Chicago Press*.
45. Tobin, J., & Brainard, W. C. (1976). Asset markets and the cost of capital. *Cowles Foundation Discussion Papers*. 659.
46. Treasury Bills, TreasuryDirect.gov. U.S. Department of Treasury, Bureau of Public Debt. Preuzeto sa TreasuryDirect; https://www.treasurydirect.gov/indiv/products/prod_tbills_glance.htm, August 28, 2022.
47. Willis, P. B. (1970). The Federal Funds Market: Its Origin and Development. *Federal Reserve Bank of Boston*.

POPIS TABLICA

Tablica 1 Rezultati ADF testa varijabli u razinama i diferencijama	31
Tablica 2 Rezultati KPSS testa varijabli u razinama i diferencijama	32
Tablica 3 Rezultat ADF testa za varijablu lnGDP_cycle.....	34
Tablica 4 Rezultat KPSS testa za varijablu lnGDP_cycle.....	35
Tablica 5 Rezultat ADF testa za varijablu lnGPDI_cycle	36
Tablica 6 Rezultat KPSS testa za varijablu lnGPDI_cycle	37
Tablica 7 Reultat ADF testa za varijablu RFFR_cycle.....	38
Tablica 8 Rezultat KPSS testa za varijablu RFFR_cycle	39
Tablica 9 Whiteov test.....	45
Tablica 10 Grangerova uzročnost (zavisna varijabla lnGDP_cycle).....	45
Tablica 11 Grangerova uzročnost (zavisna varijabla RFFR_cycle).....	46
Tablica 12 Grangerova uzročnost (zavisna varijabla RFFR_cycle).....	46

POPIS SLIKA

Slika 1 Stopa federalnih fondova i stopa inflacije mjerena pomoću CPI u periodu od 1970. do 1995. godine.....	15
Slika 2 Stvarna stopa federalnih fondova i procijena Taylorovim pravilom	17
Slika 3 Dekompozicija varijable LNGDP pomoću H-P procedure	34
Slika 4 Dekompozicija varijable LNGPDI pomoću H-P procedure.....	36
Slika 5 Dekompozicija varijable RFFR pomoću H-P procedure.....	38
Slika 6 Ispis informacijskih kriterijima o broju pomaka u modelu	39
Slika 7 Ispis modula karakterističnog polinoma AR funkcije	41
Slika 8 Ispitivanje autokorelacije pomoću korelograma	42
Slika 9 Breusch-Godfrey test.....	43
Slika 10 Jarque-Bera test.....	44
Slika 11 Funkcija impulsnog odaziva varijable lnGPDI_cycle na šok u varijabli RFFR_cycle	49
Slika 12 Akumulirana reakcija varijable lnGPDI_cycle na šok u varijabli RFFR_cycle	50
Slika 13 Funkcija impulsnog odaziva varijable lnGPDI_cycle na šok u varijabli lnGDP_cycle	51
Slika 14 Akumulirana reakcija varijable lnGPDI_cycle na šok u varijabli RFFR_cycle	52
Slika 15 Dekompozicija varijance varijable lnGPDI_cycle.....	53

POPIS GRAFIKONA

Grafikon 1 Stopa federalnih fondova u periodu od 1954. do 1970. godine.....	13
Grafikon 2 Stopa federalnih fonodva od 1995. do 2022.....	18
Grafikon 3 Kretanje nominalne i realne stope federalnih fondova i stope inflacije od 1985. do 2008. godine.....	27
Grafikon 4 kretanje realnog BDP-a u razdoblju od 1985. do 2008. Godine.....	28
Grafikon 5 kretanje prirodnog logaritma varijable realni BDP od 1985. do 2008. godine...	29
Grafikon 6 kretanje prirodnog logaritma varijable GPDI	30