

Analiza učinaka nekonvencionalnih mjera monetarne politike ECB-a na nejednakost i raspodjelu dohotka

Matić, Lea - Karla

Master's thesis / Diplomski rad

2020

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:148:736503>

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

Download date / Datum preuzimanja: **2024-07-24**



Repository / Repozitorij:

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



Sveučilište u Zagrebu

Ekonomski fakultet

Diplomski sveučilišni studij - Ekonomija

**Analiza učinaka nekonvencionalnih mjera monetarne politike
ECB-a na nejednakost i raspodjelu dohotka**

Diplomski rad

Lea-Karla Matić

Zagreb, rujan 2020.

Sveučilište u Zagrebu

Ekonomski fakultet

Diplomski sveučilišni studij - Ekonomija

**Analiza učinaka nekonvencionalnih mjera monetarne politike
ECB-a na nejednakost i raspodjelu dohotka**

**Effects of ECB's unconventional monetary policy measures on
inequality and income distribution**

Diplomski rad

Student: Lea-Karla Matić, univ.bacc.oec.

JMBAG: 0067523453

Mentor: doc.dr.sc. Ozana Nadoveza Jelić

Zagreb, rujan 2020.

IZJAVA O AKADEMSKOJ ČESTITOSTI

Izjavljujem i svojim potpisom potvrđujem da je DIPLOMSKI RAD 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.

Lea-Yarla Mahić

(vlastoručni potpis studenta)

Zagreb, 22.09.2020.

(mjesto i datum)

STATEMENT ON THE ACADEMIC INTEGRITY

I hereby declare and confirm by my signature that the FINAL THESIS is the sole result of my own work based on my research and relies on the published literature, as shown in the listed notes and bibliography. I declare that no part of the thesis has been written in an unauthorised manner, i.e., it is not transcribed from the non-cited work, and that no part of the thesis infringes any of the copyrights. I also declare that no part of the thesis has been used for any other work in any other higher education, scientific or educational institution.

Lea-Yarla Mahić

(personal signature of the student)

Zagreb, 22.09.2020

(place and date)

SAŽETAK

Cilj diplomskog rada je analizirati učinke nekonvencionalnih mjera monetarne politike Europske centralne banke na nejednakost i (re)distribuciju dohotka, te ispitati heterogenost rezultata među pojedinačnim zemljama članicama eurozone. Pritom, naglasak nije na jednom od teorijski prepoznatih transmisijskih kanala monetarne politike, već se nastoji empirijski utvrditi učinak na odabrani skup makroekonomskih i financijskih indikatora za koje se smatra da imaju implikacije na (re)distribuciju dohotka i bogatstva, te Gini koeficijenta kao temeljnu mjeru ekonomske nejednakosti. Empirijska analiza provedena je u dvije razine. Na prvoj, agregatnoj razini identificira se šok monetarne politike Europske centralne banke primjenom strukturnog vektorskog autoregresijskog modela s restrikcijama predznaka (SVAR), koji se zatim na drugoj razini uvodi u VAR modele za pojedinačne zemlje članice eurozone. Na temelju provedene analize zaključuje se da nekonvencionalne mjere monetarne politike ECB-a rezultiraju jačim učinkom na porast cijena dionica u odnosu na rast plaća u realnom sektoru u svim odabranim zemljama, no da je pritom efekt na obje varijable veći u periferiji eurozone u odnosu na odabrane zemlje centra. Istodobno, pretpostavljeni učinak povećanja ekonomske nejednakosti mjerene Gini koeficijentom koji teorijski slijedi iz navedenih rezultata empirijski nije potvrđen u okviru ovog diplomskog rada.

KLJUČNE RIJEČI: nekonvencionalna monetarna politika, Europska centralna banka, transmisijski mehanizam, Gini koeficijent, strukturni vektorski autoregresijski model (SVAR)

ABSTRACT

The aim of this thesis is to analyze the effects of ECB's monetary policy measures on inequality and income (re)distribution, as well as to examine the heterogeneity of the effects among individual euro area member states. In doing so, the emphasis is not put on one of the theoretical transmission channels of monetary policy, but on the analysis of the effect on a selected set of macroeconomic and financial indicators that are considered to have implications on (re)distribution of income and wealth, as well as on the Gini coefficient as a fundamental measure of economic inequality. Empirical analysis is conducted in two levels. At the first, aggregate level, the monetary policy shock of ECB is identified through the structural vector autoregressive model with sign constraints (SVAR), which is then, on the second level introduced in a country specific VAR models. Based on the analysis, it is concluded that the unconventional monetary policy measures lead to a stronger increase of equity prices than wages in real sector in all member states, but that the effect on both variables is higher in euro area periphery in comparison with core countries. Meanwhile, the assumed effect on increasing economic inequality measured by Gini coefficient is not empirically confirmed in this thesis.

KEY WORDS: unconventional monetary policy, European Central Bank, transmission mechanism, Gini coefficient, structural vector autoregressive model (SVAR)

Sadržaj

1. UVOD	1
1.1. Predmet i cilj rada.....	1
1.2. Izvori podataka i metode istraživanja	2
1.3. Sadržaj i struktura rada	3
2. KONVENCIONALNE I NEKONVENCIONALNE MJERE MONETARNE POLITIKE	4
2.1. Teorijsko određenje konvencionalnih i nekonvencionalnih mjera monetarne politike.....	4
2.2. Politika Europske centralne banke u zamci likvidnosti.....	11
2.3. Transmisijski mehanizmi monetarne politike.....	18
2.3.1. Teorijsko određenje transmisijskih mehanizama monetarne politike	18
2.3.2. Empirijska istraživanja transmisijskih mehanizama monetarne politike na temeljne makroekonomske varijable	22
3. UČINCI NEKONVENCIONALNIH MJERA MONETARNE POLITIKE NA NEJEDNAKOST I DISTRIBUCIJU DOHOTKA	27
3.1. Definicija, koncepti i mjere nejednakosti	28
3.2. Transmisijski kanali monetarne politike na distribuciju dohotka.....	33
3.3. Pregled literature i empirijskih radova o učinku mjera monetarne politike na distribuciju dohotka	37
4. EMPIRIJSKA ANALIZA UČINKA NEKONVENCIONALNIH MJERA MONETARNE POLITIKE NA DISTRIBUCIJU DOHOTKA	42
4.1. Obrazloženje odabranih varijabli i podaci	42
4.2. Metodologija.....	46
4.3. Rezultati i diskusija	56
4.3.1. Rezultati prve skupine modela za odabrane zemlje članice eurozone	57
4.3.2. Rezultati druge skupine modela za odabrane zemlje članice eurozone	63
5. ZAKLJUČAK	70
LITERATURA.....	72
POPIS GRAFIKONA	81
ŽIVOTOPIS	82
PRILOZI.....	83

1. UVOD

U posljednjih nekoliko desetljeća rastuća nejednakost u raspodjeli dohotka i bogatstva postaje sveprisutan problem u razvijenim gospodarskim sustavima diljem svijeta, s ozbiljnim posljedicama u ekonomskom i društvenom aspektu. Dok se tradicionalno objašnjenje problema tražilo u područjima poput demografije, tehnološkog napretka ili strukture tržišta rada, gotovo nitko nije razmatrao moguću vezu između monetarne politike i društvene nejednakosti. Zanimanje za ovo pitanje počinje se javljati tek kao posljedica uvođenja nekonvencionalnih mjera monetarne politike kojima su mnoge centralne banke u svijetu nastojale stimulirati gospodarsku aktivnost u vrijeme globalne financijske krize i zamke likvidnosti. Među mnogima se javila sumnja da će produljeno razdoblje ekspanzivne politike i niskih kamatnih stopa uzrokovati porast cijena financijske imovine od kojih će najviše koristiti ostvarivati stanovništvo u gornjem spektru distribucije dohotka. Naspram tome, stanovništvo koje u velikoj mjeri ovisi o kamatnim prihodima na štednju biti će suočeno s teško nadoknadivim gubicima, a konačan efekt će biti negativna (re)distribucija u kojoj „*bogati postaju bogatiji, a siromašni još siromašniji*“. Pritom, na razini eurozone ova problematika dobiva još jednu dodatnu dimenziju. Osim što monetarna politika Europske centralne banke može rezultirati različitim učincima među različitim kategorijama stanovništva, heterogenost učinaka javlja se i na razini pojedinačnih zemalja članica, a ovisno o ukupnoj razini ekonomske i političke stabilnosti i socijalnih uvjeta. Stoga konačno, kao otvoreni izazov za daljnja empirijska istraživanja ostaje utvrditi koliki je uistinu intenzitet učinaka monetarnih mjera na raspodjelu dohotka i nejednakost, te postoji li za potreba za njihovo uključivanje u svakodnevno donošenje odluka i odgovornost monetarnih autoriteta.

1.1. Predmet i cilj rada

Predmet istraživanja ovog Diplomskog rada je procijeniti potencijalne (re)distribucijske učinke nekonvencionalnih mjera monetarne politike Europske centralne banke (ECB), te ispitati heterogenost rezultata među pojedinačnim zemljama članicama eurozone. Motivacija proizlazi iz činjenice da se većina literature bavi procjenom zasebnih učinaka nekonvencionalnih mjera na realni i financijski sektor, dok tek nekolicina radova nastoji ispitati ulogu monetarne politike u rastućoj ekonomskoj nejednakosti u proteklih desetak godina od izbijanja globalne financijske

krize. Uz to, čak i postojeća literatura nailazi na oprečne rezultate pa tako dio radova dokazuje da akomodativna monetarna politika nedvojbeno rezultira povećanjem nejednakosti, dok drugi dolaze do potpuno suprotnih rezultata. Što se tiče eurozone, tek u proteklih nekoliko godina porastao je interes za prijenos istraživanja s razine regije, na razinu pojedinačnih zemalja članica, pa je samo područje istraživanja izloženo brojnim izazovima i ograničenjima, te još uvijek ostaje nedovoljno istraženo.

Stoga, kao glavni ciljevi rada mogu se navesti: i) identificirati i obrazložiti glavne transmisijske mehanizme nekonvencionalnih mjera monetarne politike na distribuciju dohotka; ii) agregatnim ekonometrijskim modelom identificirati šok monetarne politike Europske centralne banke i procijeniti učinak šoka u pojedinačnim zemljama članicama; iii) ispitati heterogenost rezultata u zemljama centra i periferije; iv) utvrditi dobitnike i gubitnike u (re)distribuciji.

Iako je jasno da je primarni cilj centralnih banaka, uključujući i Europsku centralnu banku, osigurati stabilnost cijena, te podržati stabilan ekonomski rast i visoku razinu zaposlenosti, kroz teorijski pregled i empirijsko istraživanje nastojat će se ukazati na važnost razumijevanja interakcije između monetarne politike i distribucije dohotka. Uz to, radom će se nastojati nadopuniti postojeća, oskudna literatura za eurozonu, doći do novih saznanja, te potaknuti daljnja rasprava o važnosti socijalnih efekata ekonomskih politika kojima se nerijetko ne pridaje dovoljan značaj.

1.2. Izvori podataka i metode istraživanja

Za ispitivanje učinaka nekonvencionalnih mjera monetarne politike na (re)distribuciju i nejednakost u zemljama članicama eurozone empirijska analiza biti će provedena u dvije razine. Najprije će se po uzoru na rad Uhlig (2005) primjenom strukturnog vektorskog autoregresijskog modela (*SVAR*) s restrikcijama predznaka nastojati identificirati šok monetarne politike Europske centralne banke. U tu svrhu u modelu će se primijeniti niz varijabli za koje su podaci dostupni u bazama glavnih europskih i međunarodnih tijela i institucija, među kojima su baza podataka *Eurostat*, *ECB Statistical Data Warehouse* i *OECD.stat*, a za samu procjenu modela koristiti će se dostupan kod u statističkom programskom jeziku *R-Studio*. Pritom, kao kvantitativna mjera monetarne politike biti će korištena tzv. „*shadow short rate*“ autora Krippner (2015) kojom će se nastojati sažeti netradicionalni pristup i opći stav politike Europske centralne banke u zamci likvidnosti. U drugoj skupini modela fokus će biti na šest zemalja članica, za svaku od koje će

biti proveden individualan *VAR model*, a čiji je cilj ispitati utjecaj identificiranog monetarnog šoka na odabranu skupinu varijabli za koje se smatra da mogu dobro objasniti trendove u (re)distribuciji i nejednakosti. Uz ranije navedene, koristiti će se i alternativni izvori i anketni rezultati Europske komisije kako bi se prevladala ograničenja u pogledu frekvencije i dostupnosti relevantnih podataka. U okviru istraživanja koristit će se metode analize, sinteze, indukcije i dedukcije, metoda klasifikacije, metoda komparacije te deskriptivna statistika, dok će se sama provedba druge skupine VAR modela realizirati u statističkom paketu *Eviews 10*.

1.3. Sadržaj i struktura rada

Struktura rada podijeljena je u dvije velike cjeline. Prvom cjelinom obuhvaćena su poglavlja (2) i (3) u kojima se na temelju pregleda dostupne literature iznosi teorijski osvrt na glavna pitanja vezana uz područje istraživanja.

U sklopu drugog poglavlja (2) najprije će se teorijski predstaviti konvencionalne mjere monetarne politike, ograničenja u njihovoj primjeni koja su se razvila u vrijeme globalne financijske krize, te motivacija za prijelaz na nekonvencionalan pristup monetarnoj politici u Europi i svijetu. Nakon teorijskog pregleda alternativnih mjera, uslijediti će i cjeloviti prikaz strategije koju je Europska centralna banka primjenjivala u razdoblju financijske i dužničke krize, te okruženju zamke likvidnosti. Poglavlje će se završiti pregledom transmisivskih kanala monetarne politike na ključne makroekonomske varijable poput razine dohotka i inflacije, uz prikaz najutjecajnijih empirijskih istraživanja, metoda i rezultata koji su do danas razvijeni u ovom području. U poglavlju (3) fokus će se prebaciti na interakciju između monetarne politike, (re)distribucije dohotka i nejednakosti. Kao uvod prikazat će se osnovna definicija, koncepti i mjere nejednakosti, a nakon čega će uslijediti teorijski pregled do sada identificiranih transmisivskih kanala monetarne politike na distribuciju dohotka i bogatstva. Konačno, i ovo će poglavlje biti zaključeno pregledom relativno oskudne literature i empirijskih radova koji predstavljaju temelj za istraživački dio u posljednjem poglavlju u radu.

Druga velika cjelina – poglavlje (4) i poglavlje (5), dati će uvid u empirijsko ispitivanje učinaka nekonvencionalnih mjera monetarne politike na nejednakost u šest odabranih zemalja članice eurozone, uz prikaz rezultata istraživanja i njihovu diskusiju. Konačno, na temelju sumiranog teorijskog dijela i provedene empirijske analize donosi se zaključak o važnosti implementacije socijalnih pitanja u razvoj strategije monetarne politike Europske centralne banke.

2. KONVENCIONALNE I NEKONVENCIONALNE MJERE MONETARNE POLITIKE

Globalna financijska kriza rezultirala je radikalnom promjenom stava o monetarnoj politici. Dok je prethodno krizi postojao jasan konsenzus među ekonomistima i nositeljima monetarne politike o načinu i osnovnim ciljevima njena provođenja, financijska kriza 2007.-2009. godine ne samo da je uzrokovala najveću globalnu ekonomsku kontrakciju od Velike depresije, već je i poljuljala povjerenje u sposobnost centralnih banaka da adekvatno upravljaju ekonomijom. U novonastalom okruženju koje opisuju zamka likvidnosti, te visok stupanj nestabilnosti i nepovjerenja na financijskim tržištima, efikasnost tradicionalnog transmisijskog mehanizma i mogućnost centralne banke da stimulira ekonomsku aktivnost postala je znatno ograničena. Stoga, prvi puta javila se potreba za revidiranjem dotadašnje strategije provođenja monetarne politike te je, barem privremeno, rješenje nađeno u preusmjerenju na nove – nekonvencionalne instrumente.

U okviru ovog poglavlja najprije će se iznijeti pregled konvencionalnih i nekonvencionalnih mjera monetarne politike, te motivacija za njihovo korištenje koja proizlazi iz ekonomske teorije. U djelu koji slijedi, opisati će se konkretna strategija monetarne politike Europske centralne banke u okolnostima globalne financijske i dužničke krize, te okruženju zamke likvidnosti. Konačno, poglavlje će se završiti s teorijskim pregledom transmisijskih mehanizama monetarne politike na makroekonomske varijable, uz prikaz glavnih empirijskih istraživanja, metoda i rezultata. Ovaj dio rada služiti će kao uvod u glavnu temu istraživanja, te će omogućiti razumijevanje glavnih koncepta i pojmova, ali i slijeda događaja iz kojih je proizašao rastući interes za analizu učinaka monetarne politike na redistribuciju dohotka i ukupnu ekonomsku nejednakost.

2.1. Teorijsko određenje konvencionalnih i nekonvencionalnih mjera monetarne politike

Prema Mishkinu (2011) monetarna politika u predkriznom razdoblju čvrsto je izgrađena na znanstvenim principima koji su izvedeni iz ekonomske teorije i empirijskih istraživanja, te prihvaćeni od strane gotovo svih centralnih banka u svijetu. Unatoč nekolicini operativnih

razlika, do globalne financijske krize većina središnjih banaka opredijelila se za slične strategije provođenja monetarne politike, te je za primarni cilj imala stabilizaciju cijena tj. održavanje inflacije blizu njene ciljane razine.¹ Pritom je glavni tradicionalni instrument konvencionalne politike bilo upravljanje službenom razinom kratkoročne kamatne stope, te obrazloženje općeg stava politike u danom ekonomskom okruženju s ciljem upravljanja očekivanjima javnosti. U stabilnom sustavu naime, monopolistička moć centralne banke u upravljanju rezervama osigurava relativno lako i precizno usmjeravanje kratkoročne kamatne stope kroz primarni utjecaj na međubankovno tržište (tržište rezervi centralne banke). Jednom nastali monetarni impuls, zatim se kroz različite kanale prenosi se na ostala financijska tržišta, te direktno utječe na uvjete kreditiranja i dugoročne kamatne stope koje su glavna determinanta odluka o investicijama i potrošnji šire javnosti. Kroz ovakav, naizgled relativno jednostavan mehanizam centralne banke utječu na realni sektor, te doprinose održanju željene razine agregatne potrošnje, dohotka, zaposlenosti i inflacije u gospodarstvu (Cecioni et. al., 2012).

Teorijski se instrumenti konvencionalne monetarne politike danas dijele u tri skupine: operacije na otvorenom tržištu, držanje minimalnih obveznih rezervi, te stalno raspoložive mogućnosti. Iako se u suštini provode po sličnom principu i s istim ciljem, bitno je pritom naglasiti kako nisu jedinstveni u svim gospodarskim sustavima (Pollard, 2003).

Generalno, operacije na otvorenom tržištu (engl. *Open market operations*), mogu se definirati kao kupovina ili prodaja imovine na financijskom tržištima, odnosno odobravanje kredita i prikupljanje depozita od banaka, te kao takve igraju ključnu ulogu u usmjeravanju kamatnih stopa, upravljanju likvidnošću na tržištu, te signalizaciji stava monetarne politike (ECB, 2020). Jedna od glavnih razlika u korištenju operacija na otvorenom tržištu na primjeru FED-a i ECB-a, je da FED isključivo trguje državnim obveznicama, dok naspram tome ECB koristi širi spektar imovine (Pollard, 2003).² Nadalje, u slučaju ECB-a, stalno raspoložive mogućnosti (engl.

¹ Unatoč činjenici da postoje različite strategije, teoretičari u predkriznom razdoblju prepoznaju visok stupanj podudarnosti u pristupu vođenju monetarne politike u modernim gospodarskim sustavima. Konkretno, Svensson (2002) argumentira da se u razdoblju prije krize, strategije gotovo svih neovisnih centralnih banaka mogu u suštini klasificirati kao strategije fleksibilnog ciljanja inflacije, dokle god za temeljni cilj imaju smanjenje jaza u proizvodnji i inflaciji.

² Za razliku od Europske centralne banke, dio svakodnevne politike FED-a je upravo trgovanje državnim obveznicama (engl. *US Treasuries*) što se pritom bilježi kao promjena u bilanci središnje banke. Prema Rehbock (2013) državne obveznice SAD-a u 2013. godini predstavljale su više od 55% ukupne imovine FED-a. Naspram tome, sve do pojave globalne financijske krize trgovanje državnim obveznicama gotovo pa i nije bilo razmatrano od strane ECB-a.

Standing facilities) puštaju ili povlače likvidnost s prekonoćnim dospijecem, te uključuju dvije opcije - mogućnost granične posudbe od središnje banke i mogućnost novčanih depozita (koji prelaze razinu obveznih rezervi). Pritom, kamatna stopa koja po kojoj se posuđuju sredstva je uvijek iznad odgovarajuće tržišne kamatne stope, dok se deponiranje sredstava kod centralne banke remunerira po kamatnoj stopi ispod tržišne. Kada je pak riječ o FED-u, upravni odbori banaka određuju diskontnu stopu (engl. *Discount window*) na prekonoćne kredite, a uz njih također postoji mogućnost polaganja prekonoćnih depozita, uz temeljnu razliku što se u SAD-u na takve depozite ne plaća pasivna kamata. Konačno, minimalna obvezna pričuva (engl. *Holding of minimum reserves*), primjenjuje se u većini gospodarskih sustava, a namjena joj je također slijediti cilj stabilizacije kamatnih stopa na novčanom tržištu te upravljanje likvidnošću. Uvjeti za visinu obvezne pričuve kod ECB-a pritom su svaku instituciju određeni u odnosu prema elementima njene bilance (ECB, 2020).

Efikasnost navedenih tradicionalnih instrumenata monetarne politike nije dovođena u pitanje u predkriznom razdoblju koje je danas poznato kao vrijeme tzv. „*Velike moderacije*“ (engl. *Great moderation*), a čija su temeljna obilježja među ostalim bila – stabilan ekonomski rast, niska razina inflacije, optimizam i preuzimanje financijskog rizika, te rast cijena svih oblika imovine. Ovakvi su povoljni uvjeti omogućavali da se promjene službene kamatne stope na željeni način odražavaju na promjene u realnim kamatnim stopama i preostalim financijskim uvjetima na tržištu, koji su posljedično uvjetovali i rast kamatno osjetljive potrošnje i poboljšanje cjelovite gospodarske slike (Potter & Smets, 2019). Stoga, nije iznenađujuće da je prema mnogima u to vrijeme upravo monetarna politika postajala glavni alat na koji se oslanjala čitava makroekonomska stabilizacija, dok je fiskalna politika bila usmjerena na šire, srednjoročne probleme i gospodarske ciljeve. Njezin značaj potvrđuju i ekonomisti poput Ben Bernankea (2004) koji smatra da je upravo široko zastupljena strategija ciljanja inflacije odigrala veliku ulogu u formiranju i održavanju dugotrajnih, povoljnih uvjeta diljem svijeta. Ipak, takav je stav podložan brojnim kritikama od 2008. godine kada dolazi do radikalne promjene monetarnog i ekonomskog okruženja. U literaturi, upravo globalna financijska kriza predstavlja glavnu prekretnicu iz „*Velike moderacije*“, u novo razdoblje „*Velike depresije*“ (Potter & Smets, 2019). Stres na financijskim tržištima koji je uslijedio naglo je okončao period snažnog rasta svjetske ekonomije, te pred nositelje ekonomske politike iznio nove izazove. Monetarna politika vodila se u dotada nepoznatog okruženju, a koje je po prvi puta zahtijevalo odstupanje od utvrđenih i dobro

poznatih okvira. Stoga, kako je implementacija monetarne politike postajala znatno kompleksnija, paralelno s time je sve više rasla potreba za uvođenjem novih, nekonvencionalnih mjera monetarne politike.

U vezi s time, u javnom predavanju 2009. godine član izvršnog odbora Europske Centralne Banke L. B. Smaghi jasno objašnjava dva opća, teorijska argumenta iz kojih proizlazi potreba za upotrebom nekonvencionalnih mjera. Prvo, mjere mogu biti potrebne u situaciji kada ekonomski šok može postaje toliko moćan da nominalna kamatna stopa doseže efektivnu donju granicu (engl. *Effective lower bound*, ELB), te daljnji monetarni stimulans putem smanjenja stope nije moguć. Bitno je pritom naglasiti da se teorijski efektivna donja granica kamatne stope utvrđuje kao kombinacija dvaju faktora, koji se razlikuju u različitim gospodarskim sustavima. To su trošak držanja novca i odgovor financijskih posrednika na niske kamatne stope koji potencijalno može blokirati daljnju transmisiju monetarne politike centralne banke prema kratkoročnim i dugoročnim kamatnim stopama. Prije financijske krize, sveprisutno stajalište bilo je da kamatne stope moraju biti pozitivne, čak i ako su blizu nuli, te se stoga na donju granicu referiralo kao tzv. „*zero-lower bound*“. S vremenom, kako su banke spustile kamatne stope u negativno područje postalo je jasno da je donja granica čak i niža od nule, no ne nužno i jedinstvena za različite ekonomske sustave.³ S obzirom na neefikasnost tradicionalnog pristupa u okruženju nultih ili negativnih kamatnih stopa, dodatni stimulans tada je moguće postići putem tri komplementarna načina: i) upravljanjem srednjoročnim i dugoročnim očekivanjima kamatnih stopa; ii) promjenom sastava bilance centralne banke; iii) povećanjem bilance centralne banke. Zajedničko obilježje svih triju mehanizama je da su osmišljeni s ciljem poboljšanja uvjeta financiranja izvan kratkog roka međubankovnih kamatnih stopa (engl. *Interbank interest rates*) (Smaghi, 2009). Drugo, čak i kada su nominalne kamatne stope iznad nule, nekonvencionalne mjere mogu biti potrebne ako je transmisijski mehanizam monetarne politike značajno oslabljen zbog poremećaja u djelovanju financijskih tržišta. U vrijeme globalne financijske krize takvi su se poremećaji javili u nekoliko različitih oblika. Naime, aktivnost na međubankovnim tržištima znatno je smanjena zbog straha od rastućeg rizika ugovornih strana, te rastuće segmentacije između onih tržišta koja su uključivala sudionike s pristupom likvidnosti centralne banke, i onih koji to nisu. Oba faktora

³ De Fiore i Tristani (2018) definiraju efektivnu donju granicu kao granicu ispod koje za financijske institucije postaje profitabilno zamijeniti rezerve centralne banke u gotovinu. Prema autorima, iskustvo brojnih razvijenih zemalja pokazalo je da je granica za nominalnu kamatnu stopu ispod nule, zbog troškova skladištenja novca koji se u uglavnom zanemaruje u teorijskim i empirijskim istraživanjima.

pritom su znatno ograničila prijenos politike kamatne stope na šire uvjete novčanog tržišta. Nadalje, uslijed pada cijena imovine radikalno se smanjila i vrijednost kolaterala zajmoprimaca i mogućnost njihova financiranja, a konačno su kao odgovor na financijske gubitke u krizi i sami financijski posrednici bili primorani na razduživanje (Potter & Smets, 2019). Za razliku od prethodnog slučaja u takvim okolnostima postoje dvije međusobno isključive alternative: ili spustiti kratkoročne nominalne kamatne stope više nego u normalnim vremenima, ili djelovati izravno na proces transmisije primjenom nekonvencionalnih mjera (Smaghi, 2009).

Danas, nakon više od deset godina njihove uspješne implementacije, ekonomska teorija prepoznaje nekoliko različitih klasifikacija nekonvencionalnih mjera monetarne politike, među kojima je najopćenitija podjela na politiku budućih smjernica (engl. *Forward guidance*), te mjere usmjerene su na bilancu središnje banke koje uključuju kvantitativno popuštanje i kvalitativno/kreditno labavljenje (Fiedler et al., 2016).⁴

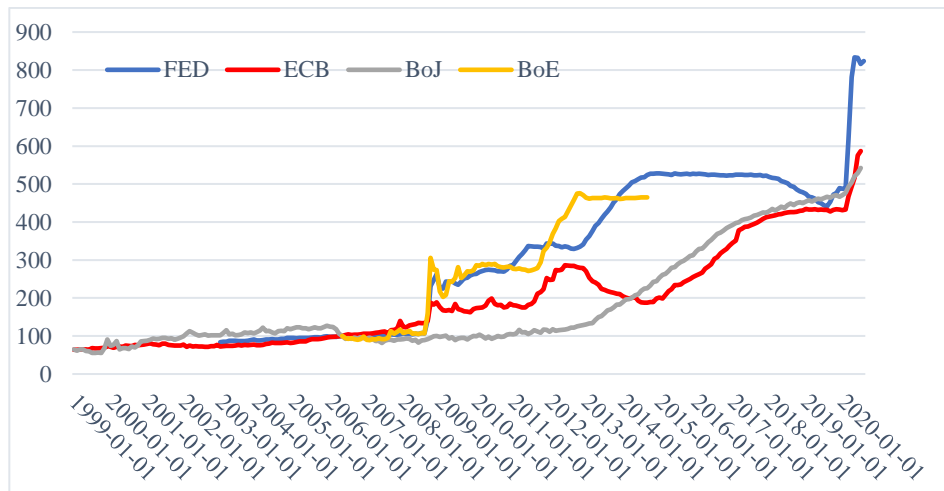
Motivaciju iza upravljanja očekivanjima o srednjoročnim i dugoročnim kamatnim stopama u radu „*Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment*“ opsežno razmatraju autori Bernanke, Reinhart i Sack (2004). Naime, financijska teorija nalaže kako su cijene i razina dugoročnih prinosa pod izravnim utjecajem očekivanja (ne samo o budućem kretanju službene kamatne stope već i njene trenutne vrijednosti) te je stoga, izravna odgovornost središnjih bankara da vode računa o načinu na koji njihovi postupci oblikuju očekivanja javnosti kako bi osigurali adekvatno funkcioniranje monetarnog transmisijskog mehanizma. Iako su s vremenom centralne banke općenito postale više predvidive i transparentne zahvaljujući među ostalom i uvođenju eksplicitnih ciljeva poput politike ciljanja inflacije, pokazalo se da je nemoguće očekivati da će odgovor monetarne politike uvijek biti jasan i unaprijed odrediv. Konkretni primjer je upravo novonastalo okruženje niskih kamatnih stopa u Europi i svijetu, kada važnost izravnog komuniciranja s javnošću još više dobiva na snazi.⁵ Pritom kao jedan od mogućih načina za pružanje dodatnog stimulansa ekonomiji je da se javnost uvjeri da će kamatne stope ostati na niskoj razini tijekom dužeg vremena. Takvo obvezivanje, ako je vjerodostojno i

⁴ Terminološku podjelu na kvalitativne i kvantitativne mjere popuštanja prvi je predložio Willem Buijer 2008. godine u radu „*Quantitative Easing and Qualitative Easing: a Terminological and Taxonomic Proposal*“.

⁵ Centralne banke imaju mogućnost izbora između dvije alternativne politike budućih smjernica. Prva je mogućnost informiranje javnosti o instrumenata monetarne politike koji će biti korišteni s obzirom na dane ekonomske okolnosti, no bez direktnog obvezivanja na konkretne korake monetarne politike ili vremenske rokove. Druga je pak, direktno obvezivanje na izvršavanje javno iznesene politike, bilo u danom roku (engl. *Calendar based forward guidance*) ili dok se ekonomski sustav ne dovede do željenog, unaprijed određenog stanja (engl. *Outcome based forward guidance*) (Potter & Smets, 2019).

ne očekivano trebalo bi dodatno spustiti dugoročne kamatne stope, podržati ostale cijene imovine i potaknuti agregatnu potražnju. Istovremeno, javna izvješća trebala bi i spriječiti inflacijska očekivanja od pada, što bi u suprotnom samo povećalo realne kamatne stope i dodatno destimuliralo potrošnju (Bernanke et. al., 2004).

Grafikon 1. Ukupna imovina centralnih banaka



Izvor: izrada autorice prema bazi podataka FRED (2020), dostupno na: [fred.stlouisfed.org]

Danas najpoznatija nekonvencionalna mjera je politika kvantitativnog popuštanja (engl. *Quantitative easing, QE*) koju je prvi puta primijenila Bank of Japan (BoJ) suočena s pucanjem mjehura na tržištu nekretnina i deflacijskim pritiscima koji su uslijedili u 1990-im godinama. Naime, kao što je ranije objašnjeno, u normalnim vremenima centralne banke direktno povećavaju ponudu bankovnih rezervi u opticaju i vrše pritisak na smanjenje nominalne kamatne stope putem operacija na otvorenom tržištu, te je u tom smislu fluktuacija rezervi zapravo samo „nusproizvod“ politike, no ne i primarni fokus centralne banke. Jednom kada nominalna kamatna stopa dosegne donju granicu, daljnja redukcija putem ove politike više nije moguća, no unatoč tome, u takvoj situaciji centralne banke ničime nisu ograničene u mogućnosti „ubrizgavanja“ dodatne likvidnosti u sustav (Joyce et. al., 2012). Upravo je stoga, Bank of Japan na zamku likvidnosti odgovorila kupovinom državnih vrijednosnica u bankovnom sustavu s ciljem direktnog povećanja razine rezervi i to u nadi da će ciljanjem dovoljno visoke razine potaknuti daljnje pozajmljivanje i rast cijena imovine, što će konačno smanjiti deflatorne pritiske.⁶ Po uzoru

⁶ Inicijalno, politika kvantitativnog popuštanja u Japanu tumačila se u javnosti kao ponovno opredjeljenje banke za tzv. politiku nulte kamatne stope (engl. *Zero Interest Rate Policy, ZIRP*), tj. politiku kojom BoJ (engl. *Bank of*

na ovakvu politiku u Japanu u ranim 2000-im godina, kvantitativno popuštanje usvojile i narednim periodima i centralne banke SAD- a, Ujedinjenog Kraljevstva i eurozone u namjeri da stimuliraju ekonomsku aktivnost u vrijeme globalne financijske krize, a kao što je vidljivo na grafikonu 1 takva je politika rezultirala znatnim povećanjem njihovih bilanci od 2008. godine.

Posljednja nekonvencionalna politika je kvalitativno popuštanje (*engl. Qualitative/credit easing*), a odnosi se na pomak u strukturi aktive bilance središnje banke, držeći ukupnu veličinu bilance konstantom. Ideja politike je ublažavanje rizika na tržištu na način da se centralna banka kupuje privatnu rizična imovinu, te ju zamjenjuje s državnim dugom (obveznicama) čiji se povrat jamči sredstvima poreznih obveznika (Farmer, 2012). Iako se kvalitativno popuštanje u pravilu klasificira kao monetarna politika s obzirom da je za provedbu zadužena centralna banka, politikom se preusmjerava rizik na državni proračun i porezne obveznike, te stoga mnogi čak smatraju da ju je bolje sagledavati kao fiskalnu ili kvazifiskalnu politiku (Buit er, 2010).

Konačno, unatoč ranije navedenoj definiciji, bitno je naglasiti kako je u više primjera od početka implementacije politika kvalitativnog popuštanja istovremeno uključivala i povećanje bilance središnje banke. Stoga, glavna razlika između kvantitativnog i kvalitativnog popuštanja proizlazi iz same namjere provedbe politike, a manje iz konkretnog načina njene realizacije. Kod kvalitativnog popuštanja je ključno usmjerenje politike na specifično tržište, cijenu i prinose. Naspram tome, za kvantitativno popuštanje prema Bernanke-u: „*Fokus je količina rezervi koje predstavljaju obvezu centralne banke, a sastav zajmova i vrijednosnih papira na stani aktive je slučajan*“ (Bernanke, 2009). Ili slično, prema Smaghi (2009) za kvantitativno popuštanje vrijedi: „*Kada središnja banka odluči proširiti veličinu svoje bilance, mora odabrati koju imovinu kupiti. Teoretski, od bilo koga može kupiti bilo koju imovinu*“. 2008. godine politika FED-a i Bank of England odnosile su se na intervenciju centralne banke velikim otkupom državnih obveznica od nebankovnog sektora s primarnim ciljem utjecaja na prinose i cijenu različitih oblika imovine.⁷ Naspram tome, potreba za ekspanzijom bilance centralne banke u eurozoni javila se u vrijeme dužničke krize i velikog odljeva kapitala posebno na periferiji Europe, pa se i sama motivacija

Japan) nastoji održavati kratkoročne kamatne stope „na nuli“. Međutim, BoJ nekoliko je uzastopnih puta podigla ciljanu razinu bankovnih rezervi, do točke gdje znatno premašuje količinu potrebnu za održavanje nulte kamatne stope (Bernanke et. al., 2004).

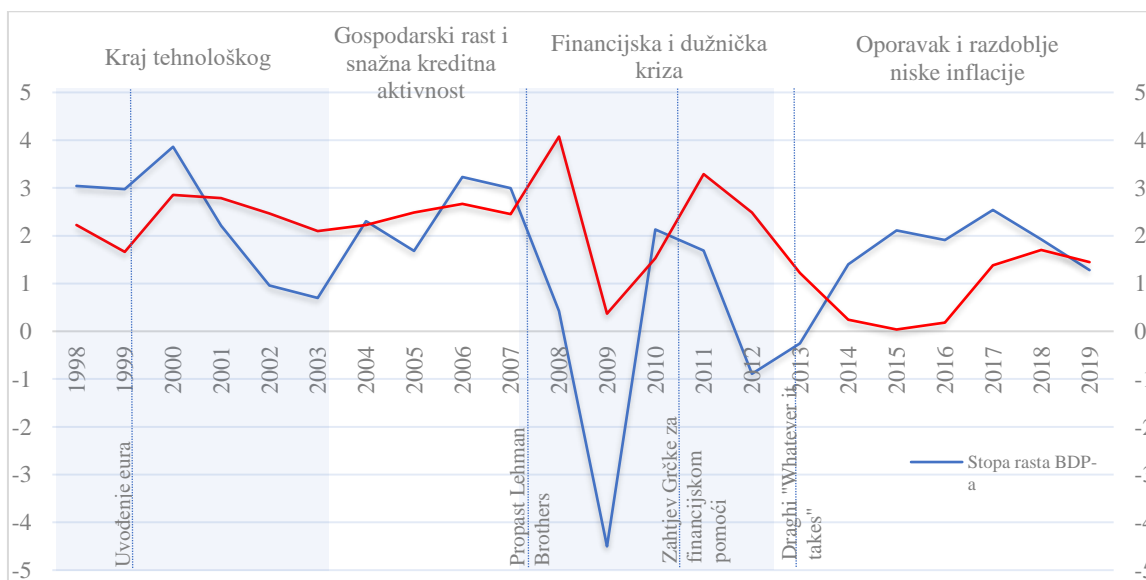
⁷ Bernanke je politiku FED-a 2008. godine uistinu klasificirao kao kreditno labavljenje, dok je naspram tome, politika BoE u javnosti je bila prezentirana kao kvantitativno popuštanje. Danas se u literaturi mogu naći obje klasifikacije politike BoE, no činjenica je da je konceptualno bliža politici FED-a glede usmjerenja na srednjoročne i dugoročne državne obveznice (tzv. „*Gilts*“ u Velikoj Britaniji) i redukcije pripadajućih kamatnih stopa na tržištu.

glede upotrebe ove mjere bitno razlikovala (Joyce et. al., 2012). Prema radu „*Four stories of quantitative easing*“ autora Fawley i Neely (2013) općenito se može zaključiti da su više bankocentrična gospodarstva poput eurozone i Japana fokusirale svoje programe na direktno posuđivanje bankovnom sektoru, dok su naspram tome, FED i BoE proširivale monetarnu bazu preko tržišta obveznica.

2.2. Politika Europske centralne banke u zamci likvidnosti

Iz perspektive poslovnog ciklusa u eurozoni mogu se identificirati četiri epizode ekonomske stagnacije i oporavka, u svakoj od koje je monetarna politika Europske centralne banke odigrala važnu ulogu. To su redom: period početnog usporavanja rasta nakon puknuća dot.com mjehura, koje je praćeno slabim tečajem eura (1999.-2003.), drugo razdoblje koje karakterizira povećanje kreditne aktivnosti i ponude novca, uz stabilnu inflaciju i ubrzani gospodarski rast (2004.-2007.), dvostruka recesija uslijed izbijanja financijske krize u SAD-u i dužničke krize u Europi (2008.-2013.), te konačno posljednji period oporavka uz nisku inflaciju (2014.-) (Hartmann & Smets, 2018). U nastavku ovog poglavlja opisat će se monetarna strategija, instrumenti i mjere Europske centralne banke tijekom posljednja dva navedena ciklusa.

Grafikon 2. Četiri faze poslovnog ciklusa u eurozoni



Izvor: izrada autorice prema: Hartmann & Smets (2018). "The first twenty years of the European Central Bank: monetary policy." Working Paper Series 2219, European Central Bank.

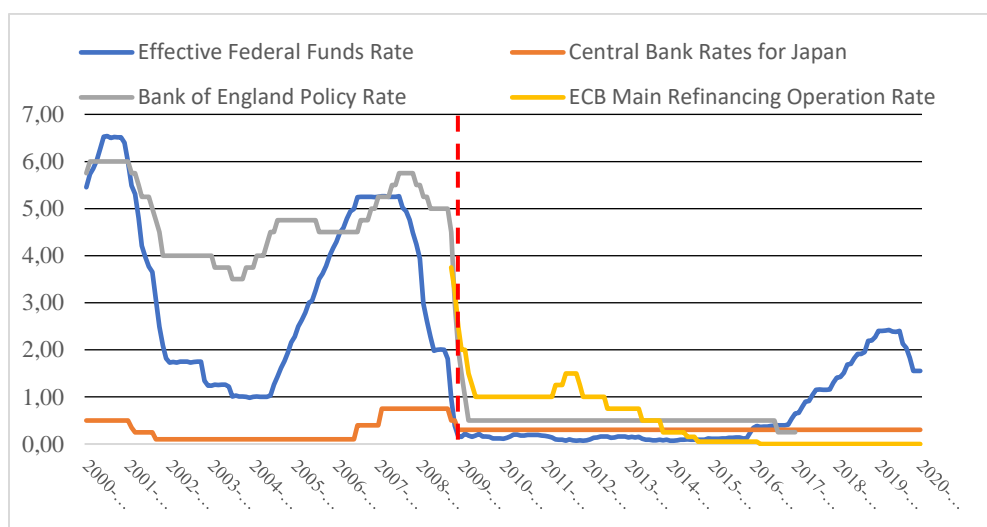
Europska centralna banka aktivno je prilagođavala mjere i provedbu monetarne politike čak i prethodno punoj eskalaciji financijske krize u rujnu 2008. godine. Naime, prve financijske nestabilnosti u Europi izbile su s pojavom napetosti na novčanom tržištu 9. kolovoza 2007. nakon najave zatvaranja brojnih investicijskih fondova zbog nedostatka likvidnosti. Rastuća nesigurnost u pogledu vrijednosti kreditnih proizvoda i asimetrične informacije tada su pokrenule slijed nepovoljnih događaja, te dovele do zamrzavanja međubankovnih i preostalih kratkoročnih tržišta financiranja (Hartmann & Smets, 2018). Iako eurozona u ovom razdoblju nije bila suočena s konačnom propašću velikih banaka poput SAD-a, reakcija centralne banke na novonastalu situaciju nije izostala. ECB je *de facto* osigurala neograničenu prekonoćnu likvidnost u iznosu od 95 milijardi eura od prvog dana povećane napetosti na međubankovnom tržištu. Kasnije su uslijedile i dopunske operacije refinanciranja s dospjećem do šest mjeseci, u suprotnosti s maksimalnih tri mjeseca koji su dopušteni u „normalnim vremenima“ (Cour-Thimann & Winkler, 2013). Samim time su neizvjesnost glede likvidnosti i pritisak na kratkoročnom tržištu novca donekle stavljeni pod kontrolu. Unatoč navedenim intervencijama bitno je ipak naglasiti da je u to vrijeme ECB djelovala po tzv. principu separacije, te su ovakve mjere dizajnirane isključivo u interesu da podrže opći stav monetarne politike koji je pritom ostao nepromijenjen.⁸

Ipak, kriza je znatno ojačala u drugoj polovici 2008. godine, te je konačni propast Lehman Brothers 15. rujna 2008., rezultirao kolapsom aktivnosti financijskog sustava SAD-a. Nestabilnosti financijskog sektora prelijevale su se na realnu ekonomiju, uzrokovale veliku recesiju u SAD-u, a zahvaljujući čvrstim ekonomskim i financijskim vezama nedugo nakon zahvatile i zemlje partnere uključujući i eurozonu. Likvidnosti gotovo i nije bilo, uvjeti kreditiranja su pooštrili, zemlje članice suočile su se s naglim prekidom priljeva kapitala (engl. *Sudden stop*), a mogućnost ECB-a da upravlja monetarnim uvjetima svakim je danom bila sve manja. Slijedeći internacionalno smanjenje kamatne stope 8. listopada, kao odgovor na slom ekonomske aktivnosti ECB je u šest koraka dalje spustila službene kamatne stope na povijesno niske razine (Hartmann i Smets, 2018). Razina službene kamatne stope za četiri ključne centralne banke prikazana je na grafikonu 3. Na grafikonu je jasno vidljivo kako Europska centralna banka

⁸ Princip separacije (engl. *Separation principle*) odnosi se na razdvajanje službene monetarne politike usmjerene na postizanje ciljane razine kamatne stope u skladu sa srednjoročnim ciljem stabilnosti cijena, te tržišnih operacija koje su usmjerene na ublažavanje nestabilnosti koje bi potencijalno mogle narušiti transmisijski prijenos kamatne stope na realnu ekonomiju. Drugim riječima, takve tržišne operacije dizajnirane su kao podrška konvencionalnoj monetarnoj politici, a ne da bi djelovale kao supstitut za istu (Hartmann & Smets, 2018).

po uzoru na preostale velike gospodarske sustave naglo snižava stopu na glavne operacije refinanciranja (MRO) koja do svibnja 2009. godine doseže razinu od samo 1%. Za usporedbu, u istom razdoblju kamatna stopa FED-a iznosi 0,18%, te se do 1. srpnja 2011. godine spušta na minimalnu razinu od 0,7%. Kamatna stopa BoE iznosi 0,5% i ostaje na toj razini sve do kolovoza 2016. godine kada pada za dodatnih 0,25%. I konačno, Bank of Japan bilježi razinu službene stope od 0,3%, što je i dalje više od minimalnih 0,1% iz 2001. godine (FRED & ECB, 2020).

Grafikon 3. Kamatna stopa politike centralne banke



Izvor: izrada autorice prema bazi podataka FRED i ECB, dostupno na: [fred.stlouisfed.org], [www.ecb.europa.eu]

U zamci likvidnosti jedina opcija za upravljanje monetarnim uvjetima bila preusmjeravanje na nekonvencionalne mjere monetarne politike, a primarni fokus ECB-a više nije bio samo na održavanju stabilnosti cijena, već i stabilizaciji novonastale financijske situacije i sprječavanju daljnjeg narušavanja stanja u realnom sektoru. Politike koje je od listopada 2008. godine primjenjivala Europska centralna banka sastojale su se od nekoliko ključnih elemenata. Prvo, za sve operacije refinanciranja usvojena je mjera raspodjele uz fiksnu kamatnu stopu (engl. *Fixed-rate full allotment*), te je proširen lista prihvatljivih kolaterala u operacijama refinanciranja. Obije navedene mjere doprinijele su znatnom povećanju sposobnosti institucija da udovolje zahtjevima za likvidnošću. Nadalje, Eurosustav je osigurao likvidnost u inozemnoj valuti (posebice američkom dolaru) za različita dospijeća i uz kolateral denominiran u eurima (engl. *Currency swap agreements*). Te konačno, od 2009. godine kada je kamatna stopa na glavne operacije refinanciranja dosegla razinu od 1%, najavljene su još dvije netradicionalne intervencije ECB-a.

Prva je produljenje ročnosti operacija dugoročnog financiranja (engl. *Longer-term refinancing operations LTRO*), a druga tzv. program otkupa osiguranih obveznica (engl. *Covered bond purchase programme, CBPP*) od ukupno 60 milijardi eura između lipnja 2009. i srpnja 2010. godine. Ideja ovakvih mjera bila je osigurati dulji vremenski horizont za planiranje u bankovnom sektoru, te ponovno „oživjeti“ tržište obveznica, posebice javnog sektora kao najvećeg i najatraktivnijeg segmenta i izvora financiranja banaka diljem eurozone (Cour-Thimann & Winkler, 2013).⁹

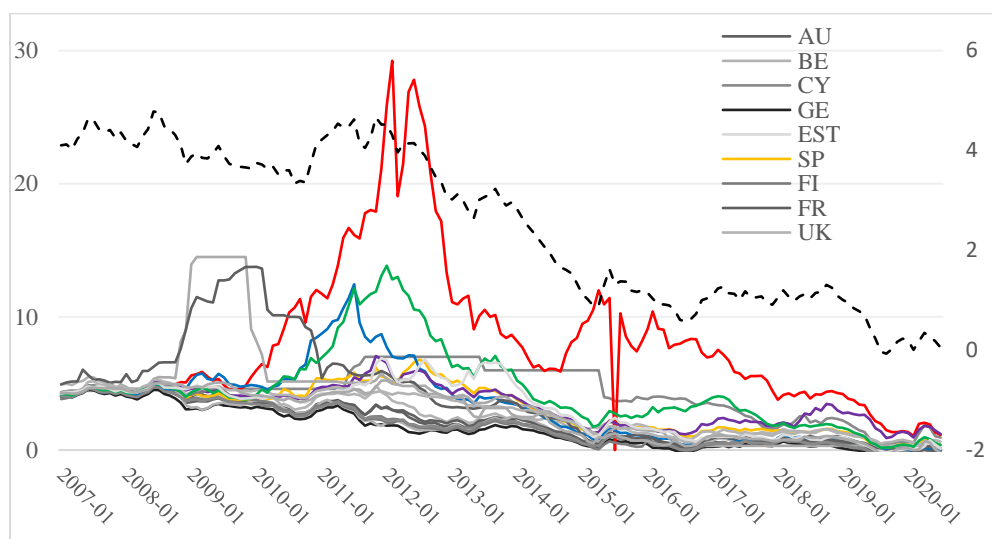
U osvrtu na razdoblje Globalne financijske krize i sve navedene intervencije centralne banke Praet (2017) navodi nekoliko ključnih razloga kojima objašnjava zašto su posljedice krize u eurozoni bile posebno jake. Kao prvi navodi heterogenost Europskog bankovnog sustava koji ograničava mogućnost transmisije monetarne politike unutar regije. Drugi je pak relativno suzdržavanje nositelja politike da pokrenu snažne i potrebne nekonvencionalne mjere s obzirom na njihovu tek nedavnu implementaciju u svijetu i nedostatak jasnog i potvrđenog kredibiliteta. Konačno, navodi i nedostatak mehanizma za podjelu rizika među državama članicama eurozone, što sav teret i odgovornost za monetarnu politiku i rezultate stavlja na državne vlasti. Unatoč tome, makroekonomisti se većim dijelom slažu da se kombinacija tradicionalnih i netradicionalnih odgovora monetarne politike pozitivno odrazila na tržišne prinose i opće financijske uvjete, te zajedno s ekspanzivnim mjerama fiskalne politike i poticajima financijskom sektoru u određenoj mjeri uspjela potaknuti prvu fazu oporavka od Velike recesije (Hartmann & Smets, 2018).

Ipak, prostor za rastući optimizam nije bio dugo otvoren, a pravi izazovi za nositelje ekonomske i monetarne politike tek su uslijedili. Naime, globalna financijska kriza ostavila je trajne posljedice na svjetsku ekonomiju, s posebno izraženim utjecajem na Europu, gdje je otvorila put daljnjoj eskalaciji dužničke krize (engl. *Sovereign debt crisis*) s početkom 2012. godine. Naime, financijska kriza i Velika recesija ostavile su značajan utjecaj na javne financije, te prvi puta u povijesti značajno ugrozile i opstanak čitave europske integracije. Prinosi na državne obveznice (prikazani na grafikonu 4) rasli su diljem eurozone, a posebice u zemljama čiji su proračunski

⁹ Takve, pokrivene obveznice, za razliku od hipotekarnih vrijednosnih papira imaju specifične pravne karakteristike koje osiguravaju dodatnu „dvostruku sigurnost“ – naknadu izdavatelju i pravni zalog imovine kao npr. na primjer „*Pfandbriefe*“ u Njemačkoj, „*Obligations foncières*“ u Francuskoj i „*Cédulas*“ u Španjolskoj. Radi se o dugoročnim dužničkim vrijednosnicama koje izdaju banke za refinanciranje privatnog i javnog sektora, a često su vezane uz transakcije nekretninama (Cour-Thimann & Winkler, 2013).

deficiti bili ugroženi učincima automatskih stabilizatora, diskrecijskih ekspanzivnim mjerama fiskalne politike i intervencijama za jačanje bankovnog sektora. Jasno je kako se konačno takvo pogoršanje proračunskog salda odrazilo i na porast javnog duga daleko iznad održivih razina, a problemi su eskalirali upravo s razotkrivanjem razine duga Grčke koje je poljuljalo povjerenje tržišta u daljnju sposobnost njegove otplate. Špekulacije o mogućem državnom bankrotu (engl. *Sovereign default*), odrazile i na preostale zemlje periferije poput Španjolske, Irske, Italije i Portugala, a od sredine 2010. godine sekundarna tržišta državnih obveznica gotovo su u potpunosti presušila, te su se rastuće kamatne stope prelile na realnu ekonomiju i privatni sektor.

Grafikon 4. Kamatne stope na dugoročne državne obveznice (euro)



Izvor: izrada autorice prema bazi podataka ECB (2020), dostupno na: [www.ecb.europa.eu]

Europska centralna banka intervenirala je uspostavljanjem Programa tržišta vrijednosnih papira (engl. *Securities Markets Programme, SMP*) koji je za cilj imao osigurati potrebnu „dubinu“ i likvidnost neispravnim segmentima tržišta dužničkih vrijednosnica i osigurati ponovno funkcioniranje transmisijskog mehanizma monetarne politike (ECB, 2010). Program se provodi na način da ECB kupuje državne obveznice na sekundarnim tržištima, te istovremeno sterilizira efekte operacije na otvorenom tržištu licitirajući oročene depozite (engl. *Fixed term deposits*) ECB-a. Sterilizacija se provodi s namjerom da se spriječi povećanje kreditiranja stanovništva od strane bankarskog sektora, te ujedno i potencijalni rast razine cijena u gospodarstvu.¹⁰ Stajališta o

¹⁰ Program tržišta vrijednosnih papira zapravo je samo formalni naziv za mjeru monetarne politike poznatu kao monetizacija duga (engl. *Debt monetization*), a koja se u bilanci centralnih banaka bilježi u 2 koraka. Prvi je rast u

uspješnosti i konačnim rezultatima ovog programa su podijeljena. U globalu, literatura se slaže glede pozitivnog učinka mjera na stabilizaciju tržišta i smanjenje volatilnosti prinosa na državne obveznice, no utjecaj na pad prinosa nije jedinstveno potvrđen (Hartmann & Smets, 2018).¹¹

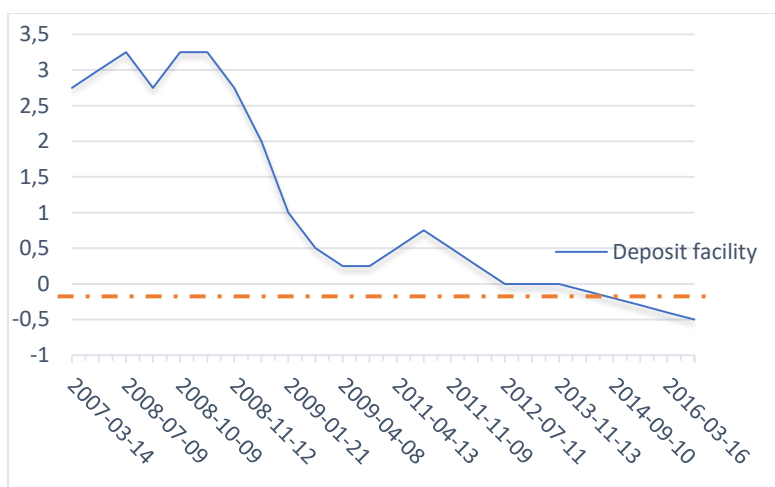
Unatoč konstantnim intervencijama spirala nepovoljnih okolnosti se nastavila, a idući se na udaru našao bankovni sektor, kao posljedica izloženosti bankovnog portfelja rastućim državnim dugovima. Pad cijena državnih obveznica oslabio je bilance banaka, što je direktno povećalo sumnju javnosti u njihovu održivost. S vremenom, nedostatak likvidnosti u potpunosti je ograničio bankovno financiranje, a ECB je na situaciju odgovorila novim setom mjera objavljenim 8. prosinca 2011. godine među kojima su: dvije operacije dugoročnog financiranja (LTRO) s trogodišnjim dospijecem, širenje liste raspoloživih kolaterala, te smanjenje stope obvezne pričuve s 2 na 1% (Hartmann & Smets, 2018). Unatoč navedenim olakšicama, bilance banaka su i dalje su bile prezasićene, a vijesti o problemima prezaduženosti na jugu Europe sve su više opterećivale financijska tržišta. Zbog ekstremnog porasta premije rizika, prinosi na državne obveznice dosegli su dotad neviđene razine, a posebice kada je riječ o Grčkoj, Irskoj i Portugalu (grafikon 4). U takvom je okruženju ključnu ulogu u održavanju eurozone odigrao odgovor na političkoj razini, te je u srpnju 2012. godine predsjednik ECB-a Mario Draghi izašao je u javnost s danas dobro poznatim govorom: „(...) u okviru našega mandata, učinit ćemo sve što je u našoj moći da sačuvamo euro. I vjerujte mi, bit će dovoljno (...)“. Govor je pratila i najava nove nekonvencionalne mjere monetarne politike koja će zamijeniti mjesto Programu tržišta vrijednosnih papira - Outright Monetary Transactions (OMT). Tim je programom ECB-u omogućena kupovina obveznica izdanih od vlade direktno na sekundarnom tržištu, a s ciljem osiguranja odgovarajućeg prijenosa i jedinstvenosti monetarne politike (ECB, 2012). Sama najava programa pokazala se dovoljno učinkovitom da vrati povjerenje u tržište državnih obveznica, doprinoseći pritom i smanjenju jaza između prinosa na državne obveznice i osigurane obveznice u zemljama s niskim kreditnim rejtingom (da Silva Almeida, 2019).

pasivi bilance centralne banke uslijed povećanja ponude primarnog novca M0 kroz kupovinu dužničkih vrijednosnica. Drugi je pak rezultat operacije apsorpiranja likvidnosti, koji se bilježi kao istovremeno smanjenje primarnog novca M0 i rast oročenih depozita u pasivi bilance centralne banke (Place de Luxembourg, 2012).

¹¹ Ghysles et. al. (2017) empirijski dokazuju da je kupovina talijanskih i španjolskih obveznica smanjila prinos na dvogodišnje i desetogodišnje obveznice. Slično, Eser and Schwaab (2016) dokazuju postojanje značajnog utjecaja politike na prinose na državne obveznice, te zaključuju da je učinak jači na tržištima koja su manja, manje likvidna i gdje su više premije rizika.

Iako se povjerenje na financijskim tržištima dijelom oporavljalo, rezultati su izostajali u pogledu ukupnog oporavka gospodarstva i domaće potražnje u eurozoni. Europska centralna banka intervenirala je daljnjim smanjenjem službene kamatne stope dva puta, te priopćila javnosti kako je realno očekivati da će kamatne stope "ostati na sadašnjoj ili nižoj razini produženo vremensko razdoblje".¹² Unatoč tome, inflacija je ostajala niska s daljnjim trendom opadanja, kreditne aktivnosti gotovo i nije bilo, a dotada provedene mjere monetarne politike nisu dale željene rezultate. Konačno, zadnji odgovor Europske centralne banke o kojemu će biti riječ u okviru ovog rada, uključivao je dvije bitne inovacije u pogledu mjera monetarne politike. Prvo, u kontekstu daljnjeg smanjenja ključnih kamatnih stopa ECB-a, Upravno vijeće je prvi puta uvelo negativnu kamatnu stopu na stalno raspoloživu mogućnost deponiranja (engl. *Deposit facility rate*) - tj. na razinu rezervi koja nadilaze razinu minimalne obvezne pričuve. A uz to su najavljena dva nova programa otkupa vrijednosnica privatnog sektora – Program otkupa pokrivenih obveznica (engl. *The Covered Bond Purchase Programme, CBPP*), te Program otkupa komercijalnih vrijednosnih papira pokrivenih imovinom (*The Asset-Backed Securities Purchase Programme, ABSPP*) (Hartmann & Smets, 2018).

Grafikon 5. Kamatna stopa na stalno raspoloživu mogućnost deponiranja



Izvor: izrada autorice prema bazi podataka ECB (2020), dostupno na: [www.ecb.europa.eu]

¹² Očekivanje se temelji na rastućim izgledima da se padajuća inflacija proširi u srednjoročno razdoblje, a s obzirom na generalnu oslabljenost gospodarskog sustava i monetarne dinamike. Takve uvjetne izjave o budućem kretanju kamatnih stopa, odnose se na ranije objašnjenu politiku budućih smjernica monetarne politike (engl. *Forward guidance*) (Alvarez et. al., 2017).

2.3. Transmisijski mehanizmi monetarne politike

Transmisijski mehanizam monetarne politike definira se kao proces kroz koji odluke monetarne politike utječu na ekonomiju općenito, i posebno na razinu cijena. Danas je jedno od najviše izučavanih područja među monetarnim ekonomistima, a njegova važnost proizlazi iz dva ključna razloga (Boivin et. al., 2010). Prvo, razumijevanje utjecaja monetarne politike na realni sustav ključno je u definiranju općeg stava monetarne politike (engl. *Monetary policy stance*) u danom trenutku.¹³ Drugo, s obzirom da mehanizam karakterizira dug, promjenjiv i nesiguran vremenski odmak, odluke o konkretnim mjerama i instrumentima politike zahtijevaju opsežno planiranje, iako je čak i tada teško predvidjeti njihov precizan učinak na gospodarski sustav, tj. razinu dohotka i inflacije. S obzirom da je u proteklih tridesetak godina došlo do radikalnih promjena u načinu funkcioniranja financijskih tržišta, uz napredak u razumijevanju postojećih – tradicionalnih kanala, razvile su se i nove teorije koje preciznije opisuju djelovanje nekonvencionalnog transmisijskog mehanizma.

U nastavku ovog poglavlja objasnit će se glavni, tradicionalni transmisijski kanali monetarne politike na makroekonomske varijable prema klasifikaciji u radu „*The channels of monetary transmission: Lessons for monetary policy*“ autora F.S.Mishkin iz 1996. godine. Nakon toga, uslijedit će pregled dvaju ključnih kanala nekonvencionalnih mjera koji su prepoznati u proteklih 10-ak godina od njihove implementacije, te će se konačno poglavlje završiti s pregledom relevantne empirijske literature i istraživanja.

2.3.1. Teorijsko određenje transmisijskih mehanizama monetarne politike

Kanal kamatne stope najstariji je oblik transmisijskog mehanizma koji predstavlja i osnovicu keynesijanskog IS-LM modela široko zastupljenog u literaturi i tradicionalnom izučavanju makroekonomske teorije.¹⁴ Temeljna pretpostavka koja omogućava djelovanje ovog mehanizma su tzv. „ljepljive cijene“ (engl. *Sticky prices*) tj. činjenica da se razina cijena prilagođava sporo tijekom vremena, što znači da se utjecaj središnje banke na kratkoročnu nominalnu kamatnu stopu odražava ujedno i na razinu realne kamatne stope na tržištu. S obzirom da su prema teoriji

¹³ Bitno je razumjeti da čak i kada je instrument monetarne politike npr. kamatna stopa centralne banke niska, monetarna politika može djelovati restriktivno zbog učinka na druge cijene imovine i količine u gospodarstvu (Boivin et. al., 2010). Iz toga proizlazi važnost jasnog definiranja i prezentiranja stava monetarne politike u javnosti.

¹⁴ Originalno Hicks (1937)

očekivanja, dugoročni prinosi prosjek budućih očekivanih kratkoročnih prinosa, ekspanzivna politika utječe na razinu dugoročne realne kamatne stope, a koja se potom odražava na troškove zaduživanja, odluke o ulaganju, te konačno i agregatnu potražnju i output (Mishkin, 1996). Iako je naglasak u originalnom modelu bio na transmisiji monetarne politike isključivo kroz odluke poslovnih subjekata, daljnja istraživanja pod investicijskim odlukama prepoznaju ujedno i trajnu investicijsku potrošnju kućanstava, ulaganja u rezidencijalne stambene objekte i ulaganja u zalihe (Ndubuisi, 2015). Uz to, bitno obilježje ovog kanala, koje u današnjem ekonomskom okruženju posebno igra ulogu je činjenica da monetarna politika ne gubi na efikasnosti čak ni u slučaju nultih nominalnih kamatnih stopa. Prema teoriji, stimulacija ekonomije u obliku povećanja ponude novca od strane središnje banke utječe na povećanje očekivane razine cijena i snižava realnu kamatnu stopu neovisno o tekućoj razini nominalne kamatne stope (Mishkin, 2004).

Glavna kritika Monetarista, upućena originalnom keynesijanskom IS-LM modelu je što u analizi transmisijskog mehanizma monetarne politike naglasak stavlja isključivo na jednu cijenu – kamatnu stopu, zanemarujući pritom ostale cijene imovine u gospodarstvu (Mishkin, 2004). Stoga, literatura o transmisijskim mehanizmima uz obveznice, u razmatranje uvodi još dvije relevantne vrste imovine, devize i vlasničke udjele/kapital. S time u vezi, Boivin et. al. (2010) predlažu kategorizaciju u tri skupine: kanale koji direktno utječu na međunarodnu trgovinu, kanale koji utječu potrošnju i kanale koji utječu na investicije.

U pogledu utjecaja na međunarodnu ekonomiju, kanal deviznog tečaja (engl. *Exchange rate channel*) na važnosti dobiva zahvaljujući rastućoj globalizaciji i međunarodnoj razmjeni u proteklim desetljećima, te ujedno i većoj globalnoj zastupljenosti fleksibilnog tečajnog režima (Mishkin, 2004). Ovaj kanal pritom uključuje i učinke kamatne stope, s obzirom da je visina kamatne stope ta koja uvjetuje privlačnost domaćih depozita, a samim time i relativnu vrijednost domaće valute. U izravnoj ovisnosti o relativnoj vrijednosti valute je razina neto izvoza zemlje, a samim time i ukupna proizvodnja i dohodak.

Među investicijskim kanalima, uz ranije spomenuti tradicionalni kanal kamatne stope, najvažnija je Tobin q teorija investicija koja potječe iz 1969. godine i objašnjava na koji način monetarna politika može utjecati na realnu ekonomiju preko učinka na vlasničke udjele tj. cijenu dionica. Visoka vrijednost Tobin q indeksa znači da je tržišna vrijednost poduzeća veća u odnosu na trošak zamjene kapitala, pa je za poduzeća isplativo izdavati vlasničke udjele po visokoj cijeni

relativno prema trošku nabave novih investicijskih dobara.¹⁵ Samim time investicije poduzeća biti će u porastu i obratno. Pritom, prema Mishkin (1996) postoje dva mehanizma koja uvjetuju prvotni prijenos monetarne politike na razinu cijenu imovine – monetaristički i keynesijanski. Monetaristički pristup opisuje utjecaj monetarne politike preko rastuće osobne potrošnje, među ostalim i na tržištu dionica, dok prema keynesijanskom pristupu kamatna stopa određuje atraktivnost obveznica i alternativnog ulaganja u vlasničke udjele.

Konačno, što se tiče utjecaja monetarne politike na odluke o osobnoj potrošnji, najpoznatija teorija odnosi se na primjenu hipoteze životnog ciklusa (engl. *Life-cycle theory of consumption*), koju su inicijalno razvili Brumberg i Modigliani (1954), a kasnije nadogradili Ando i Modigliani (1963). Teorija nalaže kako je osobna potrošnja tijekom životnog ciklusa određena dostupnim resursima potrošača, uključujući i bogatstvo u obliku dionica, nekretnina ili drugih oblika osobne imovine. S obzirom da monetarna politika utječe na cijenu vlasničke (financijske i nefinancijske) imovine, jasno je da će o njoj indirektno ovisiti i razina osobnog bogatstva, a samim time i potrošnja i agregatna potražnja kućanstva.¹⁶ Uz navedenu, Boivin et. al. (2010) navede i drugu teoriju prema kojoj promjene u kratkoročnoj kamatnoj stopi mijenjaju profil potrošnje, na način da niže kamatne stope potiču veću potrošnju u sadašnjosti.

Uz navedene, mogu se izdvojiti dva kreditna kanala (engl. *Credit channel*) čija je identifikacija primarno rezultat nezadovoljstva glede nepouzdanosti kanala kamatne stope, zbog čega se interes preusmjerava na problem asimetričnih informacija na kreditnom tržištu. Prvi kanal bankovnog kreditiranja (engl. *Bank lending channel*) djeluje kroz utjecaj monetarne politike na količinu bankovnih rezervi i depozita, a samim time i količinu kredita koju su banke voljne ponuditi javnosti. Prema Mishkin (1995) i Meltzer (1995) značaj ovog transmisijskog mehanizma opada s rastom globalizacije i širenjem poslova bankarskog sektora, no unatoč tome veliki utjecaj i dalje ima na plitkim financijskim tržištima, te onima gdje je i dalje prisutna dominantna uloga banaka u odnosu na preostale financijske posrednike. Drugi, kanal bilance banaka (engl. *Balance sheet channel*) djeluje preko utjecaja monetarne politike na cijene imovine, novčane tokove i/ili porast razine cijena u gospodarstvu, što se odražava na tekuću neto vrijednost svakog pojedinačnog

¹⁵ James Tobin „*indeksom q*“ mjeri omjer vrijednosti poduzeća na tržištu kapitala u odnosu na trošak zamjene fizičkog kapitala u vlasništvu tog poduzeća (Mishkin, 1996).

¹⁶ Više o definiciji bogatstva, financijske i nefinancijske imovine slijedi u sklopu poglavlja 3.1. *Definicija, koncepti i mjere nejednakosti*.

poduzeća.¹⁷ Prema teoriji, veća vrijednost poduzeća smanjuje probleme negativne selekcije i moralnog hazarda, te ga čini boljim kandidatom za kreditiranje i povećanje investicijske potrošnje, s daljnjim pozitivnim učinkom na gospodarski sustav. Bitno je pritom naglasiti da, iako većina literature razmatra utjecaj monetarne politike na investicijsku potrošnju poduzeća, sličan mehanizam prijenosa djeluje i na bilancu potrošača. Povećanje novčanog toka i veća dostupnost vanjskog financiranja u pravilu uzrokuje povećanje potrošnje kućanstva, a posebice kada je riječ o nekretninama i trajnim potrošnim dobrima.¹⁸

Što se tiče transmisijskih mehanizama nekonvencionalnih mjera monetarne politike, literatura također razlikuje nekoliko kanala, od kojih su brojni komplementarni tradicionalnim transmisijskim kanalima poput kanala likvidnosti, deviznog tečaja i kanala bankovnog kreditiranja. Naspram tome, najpoznatiji novi kanali – vezani isključivo uz nekonvencionalne mjere su kanal signaliziranja i kanal uravnoteženja portfelja. Kanal signaliziranja (engl. *Signaling channel*) usko je vezan uz provedbu politike budućih smjernica, kojom se u vrijeme krize nastojalo kreirati povjerenje javnosti u održavanje niskih kamatnih stopa u budućnosti. U tom kontekstu, nekonvencionalne mjere poput kvantitativnog popuštanja povećavaju kredibilitet centralne banke na način da ukazuju na izvanredno stanje gospodarskog sustava koje kroz dulje razdoblje zahtjeva implementaciju ekspanzivnih mjera, a uz to, javnost je svjesna činjenice da bi nagli prekid istih rezultirao značajnim financijskim gubicima za centralnu banku. Prema Lenza et. al. (2010), uz navedeni učinak na kredibilitet monetarne politike i očekivanja na tržištu, promjena u strukturi i/ili veličini bilance uzrokuje i direktan pad premije rizika tržišne kamatne stope, te smanjenje prinosa na obveznice i druge vrijednosne papire na tržištu.

S druge strane, kanal uravnoteženja portfelja (engl. *Portfolio-balance channel*), oslanja se na utjecaj koji promjene u ukupnoj vrijednosti i sastavu bilance središnje banke imaju na odluke sudionika na tržištu. Naime, uz pretpostavku da su različiti oblici imovine nesavršeni supstituti, kupovina određene vrste imovine od strane centralne banke, smanjuje njenu dostupnost, povećava joj cijenu i smanjuje prinose, a što posljedično utječe na odluke ekonomskih subjekata

¹⁷ Promjena visine novčanog toka je pod direktnim utjecajem promjene nominalne kamatne stope, što je temeljna razlika u odnosu na tradicionalni kanal, gdje ključnu ulogu ima realna kamatna stopa. Neočekivana promjena cijena imovine odražava se na vrijednost poduzeća preko utjecaja na vrijednost nominalne imovine (npr. teret dužničkih obveza). Više o razlici nominalne i realne imovine slijedi u sklopu poglavlja 3.2. *Transmisijski kanali monetarne politike na distribuciju dohotka.*

¹⁸ Za više o ovom kanalu pogledati Mishkin, F.S. (2004), *The economics of money, banking, and financial markets*. 7th ed. New York: Pearson Addison Wesley

o redistribuciji vlastitih portfelja. Za razliku od kanala signalizacije koji naglašava učinak nekonvencionalnih mjera na smanjenje nerizične kamatne stope (engl. *Risk-free interest rate*), supstitucija imovine utječe na promjenu drugih komponenti tržišne kamatne stope, konkretno, terminsku premiju (engl. *Term premium*), te premiju rizika nepodmirivanja dospjelih obveza (engl. *Default risk*) (Krishnamurty & Vissing-Jorgensen, 2011). Pad navedenih komponenti može uzrokovati daljnje smanjenje kamatnih stopa, potaknuti kreditiranje poduzeća i kućanstva, te konačno stimulirati osobnu potrošnju i investicije. Uz to, drugi je mogući efekt kroz povećanje cijena imovine za kojom raste potražnja na tržištu, koji pokreće djelovanje kanala bogatstva i bilance s ranije opisanim utjecajem na agregatnu potražnju (Janus, 2016).

Kanal uravnoteženja portfelja nerijetko u literaturi predstavlja i zajednički naziv za dva zasebna kanala – kanal oskudnosti i kanal trajanja. Kanal oskudnosti (engl. *The Scarcity channel*) djeluje na način da veliki kupac poput centralne banke može ograničiti dostupnost specifičnih obveznica na tržištu, zbog čega će investitori zainteresirani za tu vrstu djelovati na porast njihove cijene (i pad prinosa), ali i cijene njihovih bliskih supstituta. S druge strane, kanal trajanja (engl. *The Duration Channel*) odnosi se na kupovinu velike količine dugoročnih obveznica od strane centralne banke što čini portfelje investitora manje rizičnima, pa su isti voljni prihvatiti niže prinose na sve preostale obveznice. Posljedica djelovanja ovog kanala je pomicanje čitave krivulje prinosa na dolje, za razliku od promjene prinosa u samo jednom segmentu obveznica do kojeg dolazi kada je riječ o kanalu oskudnosti (IMF, 2013).

2.3.2. Empirijska istraživanja transmisijskih mehanizama monetarne politike na temeljne makroekonomske varijable

Analiza učinaka monetarne politike na realnu ekonomiju seže još u 60-e godine prošlog stoljeća u rad autora Friedman i Schwarz (1963), koji se još i danas smatra jednim od najjačih dokaza teze da monetarna politika ima veliku ulogu u agregatnim fluktuacijama gospodarskog sustava. Od tada su dakako ekonomisti razvili sofisticiranije pristupe i metode, a većina se u samim počecima istraživačkog rada složila glede značajnog utjecaja monetarne politike na realni sektor, barem kada je riječ o kratkom roku. Uz navedene, neki od najranijih radova koji potvrđuju utjecaj su ujedno i istraživanja autora Romer i Romer (1989), Bernanke i Blinder (1992), Christiano et. al. (1994) i drugi. Konsenzus međutim nije postojao što se tiče samog „načina“ utjecaja monetarne

politike na gospodarstvo tj. konkretnog mehanizma prijenosa. S time u vezi razvile su se brojne ideje i diskusije, a što je u 90-ima rezultiralo i poznatom Bernanke-ovom usporedbom monetarnog transmisijskog mehanizma i „crne kutije“.

Danas postoji širok spektar literature i empirijskih istraživanja koji obuhvaćaju dva ključna aspekta. Prvi se odnosi na procjenu učinka monetarnog šoka, dok se drugi bavi pitanjem identifikacije kanala kojima se politika prenosi na realni sektor. Pritom, pad u zanimanju za učinak tradicionalnog kanala kamatne stope nastupio je s promjenom strukture financijskih tržišta u 90-im godinama, a od tada se fokus prebacio na alternativne kanale od kojih je s vremenom svaki dobio empirijsku podršku. Tako npr. još 1993. autori Bryant et. al. dokazuju značajan učinak realnog tečaja, a posebice kada je riječ o malim i otvorenim ekonomijama. Uz to, drugi kanal za koji postoji veliko zanimanje u literaturi je i kanal bilance banaka, a posebice kada je riječ o utjecaju preko inflatornih očekivanja sudionika na financijskim tržištima (Ireland, 2005; Killey, Mishkin, 2010). U pravilu vrijedi da se u analizi prijenosa monetarnog šoka najčešće ispituje primarni utjecaj na financijske varijable, s posebnim naglaskom na bankovni sektor, te se zatim analizira daljnja veza i utjecaj na pokazatelje poput dohotka, inflacije, ali i razine tečaja, zaposlenosti i sl.

U proteklih se 10-ak godina literatura proširila i na različite razine istraživanja, pa se tako npr. javlja sve više specijaliziranih radova koji ispituju utjecaj monetarne politike u geografskim regijama ili pojedinačnim državama. Među takvima su radovi MacDonald (2009) za CEE zemlje, Boivin et. al. (2008) za eurozonu, Musso et. al. (2011) za usporedbu eurozone i SAD-a, Olivero et. al. (2011) za Latinsku Ameriku i Aziju, te brojni drugi. U ovakvim je istraživanjima potvrđen i generalni stav ekonomista prema kojemu se transmisijski mehanizam sustavno razlikuje među zemljama i regijama u ovisnosti o veličini, stupnju i zdravlju bankovnog sektora, kao i dostupnosti financiranja s primarnih tržišta (Cecchetti, 1994). Nadalje, kao posljedica globalne financijske krize, istraživačka literatura sve veću važnost pridaje i ulozi makroprudencijalne kontrole, inflatornim očekivanjima, te čak i tržištu nekretnina kao potencijalnim izvorima financijskih nestabilnosti i faktorima koji ograničavaju djelovanje monetarnog transmisijskog mehanizma. Uz to, u kontekstu ekonomskih i financijskih previranja dolazi čak i do razvoja ideje o novom, do tada nepoznatom obliku transmisijskog mehanizma, koji opisuje utjecaj monetarne

politike na rizično ponašanje financijskih posrednika (engl. *The risk taking channel*) (Lopez et al., 2011).

U razdoblju koje slijedi globalnu financijsku i dužničku krizu u Europi, fokus istraživanja se još jednom preusmjerava, no ovaj puta na nekonvencionalne mjere i odgovarajuće transmisijske mehanizme koji su prepoznati u sklopu makroekonomske teorije. Fiedler et. al. (2016) empirijsku literaturu za nekonvencionalne mjere dijele na dvije vrste istraživanja – studije slučaja (engl. *Event studies*) i vektorske autoregresijske modele (VAR), s naznakom da je u posljednje vrijeme sve češća primjena i hibridnih modela koji objedinjuju obje vrste.¹⁹

Pritom, studije slučaja bave se analizom učinka najave nekonvencionalne monetarne politike, tj. pitanjem hoće li takva najava uzrokovati promjenu očekivanja financijskih agenata, te pritom dovesti i do promjene ključnih varijabli na financijskim tržištima poput kamatnih stopa, krivulja prinosa ili cijena imovine.²⁰ Naspram tome, VAR modeli koriste se za procjenu učinaka na temeljne makroekonomske varijable koje su obično u glavnom interesu nositelja monetarne politike (Fiedler et. al., 2016). Uz tradicionalni VAR model, veliki dio radova primjenjuje i složenije modele poput strukturnih vektorskih autoregresijskih modela (SVAR), modela korekcije pogreške (VECM), strukturnog modela korekcije pogreške (SVECM), te analizu temelji na interpretaciji funkcija impulsnih odziva (engl. *Impulse response function, IRF*) dobivenih iz istih (Ivrendi & Yildirim, 2013). Bitno je naglasiti kako analizu utjecaja nekonvencionalnih mjera ograničava nekoliko metodoloških problema. Peter Morgan (2009) prepoznaje čak četiri: prvi je što se u pravilu nekoliko nekonvencionalnih mjera primjenjuje istovremeno te je stoga teško izdvojiti njihov individualni efekt; drugi je potreba da se utvrdi što bi se dogodilo da konkretne mjere nisu bile primijenjene u određenom trenutku; treće, potrebno je identificirati na koji je način najava konkretne mjere u javnosti utjecala na tržišna kretanja; te konačno postoji velika važnost učinka prelijevanja, tj. tržišni uvjeti u zemlji mogu biti pod velikim utjecajem monetarnog popuštanja iz inozemstva.

¹⁹ Primjer hibridnog pristupa je VAR model koji se fokusira na učinak najave mjere kvantitativnog popuštanja u radu Weale i Wieladek iz 2016. godine. Uz njega, postoje i modeli koji se provode u dva koraka, od čega se u prvom koraku procjenjuje učinak najave na financijska tržišta, a u drugom koraku se taj identificirani učinak primjenjuje u procjeni konačnog efekta monetarne politike na dohodak i inflaciju (npr. Gertler i Karadi (2015)).

²⁰ Studije slučaja u pravilu se temelje na podacima visoke frekvencije (npr. dnevni podaci) te su iz tog razloga prikladan model za analizu financijskih podataka, dok se VAR modeli u pravilu koriste za analizu podataka manje frekvencije (Fiedler et. al., 2016).

U pogledu makroekonomskih varijabli, literatura se najviše bavi pitanjem utjecaja na dvije ciljane varijable – razinu dohotka i inflacije. Pritom, uz prethodno navedena ograničenja, kao najveći izazov u procjeni učinka može se izdvojiti i odabir mjere kojom će se opisati monetarna politika u okolnostima nultih kamatnih stopa. Tako npr. kratkoročne kamatne stope poput EONIA-e koje su korištene kao mjera monetarne politike u tradicionalnim modelima u eurozoni, nakon 2009. godine ne pokazuju volatilitnost unatoč velikim promjenama monetarnih uvjeta, zbog čega je jasno da ne mogu biti prikladan pokazatelj monetarne politike u tom periodu (Elbourne et. al., 2018). Iz tog razloga, veliki broj empirijskih studija danas koristi direktno promjenu veličine bilance središnje banke kao ekvivalent za monetarnu politiku. Generalno, među ekonomistima postoji konsenzus da je povećanje bilance centralne banke učinkovito u poticanju proizvodnje i inflacije, međutim studije su teško usporedive, te se veličina konačnog učinka znatno razlikuje.

Za SAD kompilaciju empirijskih istraživanja do 2016. godine objavljuju autori Fiedler et. al. (2016), te dolaze do zaključka da je prosječni učinak promjene veličine bilance središnje banke na porast BDP-a u radovima 0,9 posto, te na inflaciju 0,7 postotnih bodova. Što se tiče eurozone literatura je znatno oskudnija, a rezultati za nekonvencionalne mjere uglavnom odgovaraju zaključcima za konvencionalne mjere monetarne politike – kratkoročni odgovor outputa, i dugoročni odgovor inflacije koji se javlja s vremenskim odmakom (Fiedler et. al., 2016). Kao jedan od najranijih radova koji primjenjuje ovu metodu može se navesti radovi autora Gambacorta et. al (2014) i Boeckx et. al. (2017) koji empirijski potvrđuju tezu da središnja banka promjenom veličine bilance može utjecati na realnu ekonomiju bez potrebe za direktnom promjenom razine službene kamatne stope. U prvom radu primjenjuje se panel analiza koja dokazuje pozitivan utjecaj na dohodak i razinu cijena, dok drugi rad koristi metodu strukturnog vektorskog autoregresijskog modela identificiranog kombinacijom nultih restrikcija i restrikcija predznaka (engl. *Zero and sign restriction SVAR*) te također potvrđuje srodan učinak, ali samo u kratkom roku. Nadalje, Burriel i Galesi (2016) ispituju makroekonomske i financijske učinke procjenom globalnog VAR modela, te osim što potvrđuju stabilizacijsku ulogu nekonvencionalnih mjera, dokazuju i da šokovi monetarne politike povećavaju cijenu kredita, dionica, te rezultiraju deprecijacijom tečaja. Na razini pojedinačnih država, dolaze do zaključka da postoji generalna korist od primjene mjera, no uz visok stupanj heterogenosti. U pogledu konkretnih transmisijskih kanala autori Wieladek i Garcia Pascual (2016) Bayesian VAR modelom dokazuju najveći dio transmisije monetarne politike ostvaren kroz kanal uravnoteženja

portfelja, kanal signalizacije, kanal kreditnog popuštanja i kanal deviznog tečaja. Slično, Gambetti i Musso (2015) u analizi učinka Proširenog programa kupnje vrijednosnih papira (engl. *Expanded asset purchase programme, EAPP*) potvrđuju djelovanje monetarne politike kroz kanal uravnoteženja portfelja, kanal deviznog tečaja, kanal ponovnog sidrenja inflacije (engl. *Inflation re-anchoring channel*)²¹ i kreditni kanal.

Najveća kritika poistovjećivanja monetarne politike direktno s veličinom bilance središnje banke proizlazi iz činjenice da su promjene bilance u većini slučajeva unaprijed najavljene, što dovodi do pristrane procjene učinka monetarne politike u vektorskim autoregresijskim modelima.²² Alternativni pristup, koji je stoga sve češće korišten u ekonometrijski modelima je upotreba cijena na financijskim tržištima kao indikatora za monetarnu politiku. Motivacija iza uporabe cijena je činjenica da se prilagođavaju gotovo odmah na sve nove informacije dostupne u javnosti, a samim time i na novonastale šokove monetarne politike (Elbourne et. al., 2018). Najpoznatiji radovi koji se temelji na ovoj metodi su radovi autora Wu i Xia (2016), te Krippner (2015) koji primjenjuju tzv. „*shadow rate*“, koja za razliku od EONIA-e u razdoblju nakon 2008. godine bilježi značajne promjene.²³ U radu „*Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound*“ (2016) autori potvrđuju da procijenjena stopa utječe na isti način na realnu ekonomiju od 2009. godine, kao što je službena kamatna stopa u SAD-u utjecala do razdoblja Velike recesije. Preostali radovi koji koriste „*shadow rate*“ za eurozonu su radovi autora Burriel i Galesi (2016), te Damjanović i Masten (2016). U prvom radu, ekspanzivna monetarna politika povećava rast dohotka za do 2,5% i inflaciju za 0,1%. U drugom pak, autori koriste jednostavan VAR model od samo tri varijable – dohodak, cijene i Krippnerovu „*shadow rate*“ kao mjeru nekonvencionalne politike, te dokazuju kako monetarni šok koji povećava stopu za 100 baznih bodova, smanjuje dohodak za 0,7% i cijene za oko 0,2%.

²¹ Kanal „ponovnog sidrenja“ inflacije jedan je od mogućih transmisijskih kanala nekonvencionalnih mjera monetarne politike koji djeluje kroz dugoročna inflacijska očekivanja. Naime, od osnutka monetarne unije dugoročna inflacijska očekivanja usidrena su prema ciljevima ECB-a. Od 2014. godine međutim, kontinuirano smanjenje stvarne inflacije dovelo je do posljedičnog smanjenja očekivanja, te je takav trend konačno prekinut tek uvođenjem EAPP koji je potaknuo povratak dugoročnih inflacijskih očekivanja prema cjenovnoj stabilnosti (Andrade et. al., 2014).

²² Elbourne et. al. (2018) izjednačavaju problem u primjeni veličine bilance centralne banke s problemom tzv. „fiskalnog predviđanja“ (engl. *Fiscal foresight*) u empirijskoj analizi učinaka fiskalne politike. Osjetljivost ekonometrijskih zaključaka koji proizlaze iz ovog problema posebno su opisani u radu „*Fiscal foresight and information flows*“ autora Leeper et. al. (2013).

²³ Pritom jedina razlika u procjeni „*shadow rate*“ u radovima proizlazi iz činjenice da su Wu i Xia (2016) koristili jedno ograničenje manje u empirijskoj specifikaciji u odnosu na Kippner (2015).

3. UČINCI NEKONVENCIONALNIH MJERA MONETARNE POLITIKE NA NEJEDNAKOST I DISTRIBUCIJU DOHOTKA

Centralne banke provode monetarnu politiku kako bi gospodarskom sustavu osigurale stabilnost cijena, umjerene dugoročne kamatne stope i punu zaposlenost. Mjere monetarne politike pritom nisu kreirane s namjerom da kroz redistribuciju dohotka i bogatstva osiguravaju veće koristi jednom djelu stanovništva, na trošak preostalih.²⁴ Unatoč tome, s obzirom da postoji visok stupanj heterogenosti stanovništva u brojnim dimenzijama poput ukupne imovine i obveza, izvora dohotka, fleksibilnosti radnog mjesta i sl., provedba mjera monetarne politike na svaki će od ovih faktora utjecati drugačije. Stoga, posebice u proteklih nekoliko desetljeća, pokazalo gotovo nemogućim izbjeći određene redistribucijske posljedice monetarne politike (Nakajima, 2015).

Ovo pitanje u javnosti posebno dobiva na važnosti s pojavom globalne financijske i ekonomske krize 2008. godine i implementacijom nekonvencionalnih mjera poput kvantitativnog popuštanja. Među kritičarima postoji stajalište prema kojemu produljeno razdoblje niskih kamatnih stopa može rezultirati značajnim gubicima štediša na „kamatonosnu imovinu“, dok istovremeno, ekspanzivne mjere „napuhuju“ cijene financijske imovine od koje najviše koristi ostvaruje stanovništvo na gornjem spektru distribucije (Ampudia et. al., 2018). S druge strane, političari, ekonomisti i nositelji monetarne politike argumentirano brane upotrebu nekonvencionalnih mjera kao ključnog instrumenta koji je omogućio prevladavanje krize, te smatraju kako su posljedice na povećanje nejednakosti, ako i postoje, zanemarive u odnosu na dugoročne koristi koje proizlaze iz takvih mjera. Konkretno, predsjednik ECB-a Mario Draghi (2015) odgovara na kritike s dvije primjedbe – prva se odnosi na pitanje koliki bi redistribucijski učinak bio u slučaju da je monetarna politika neaktivna, tj. da inflacija uporno odstupa od cilja središnje banke bez povratne reakcije; druga je da monetarna politika ako se pravilno vodi, potiče veću ekonomsku stabilnost i prosperitet, te da se u pogledu nejednakosti treba osloniti na podršku drugih politika poput fiskalne politike ili politika tržišta rada. Isto stajalište u SAD-u zagovara Bernanke (2015), koji kao protuargument tvrdnji da mjere monetarne politike stvaraju veću štetu za nižu i srednju klasu

²⁴ Prema američkom ekonomistu B. Bernanke-u (2015): „većina ekonomista će se složiti da je monetarna politika „neutralna“ ili „gotovo neutralna“ u dugom roku, što znači da ima ograničen dugoročni učinak na realne ishode poput raspodjele dohotka i bogatstva“.

relativno prema bogatom stanovništvu navodi četiri činjenice: ekspanzivna monetarna politika osim što uzrokuje rast cijena imovine, istovremeno promovira stvaranje radnih mjesta i povećanje zaposlenosti; srednja klasa nije u potpunosti bez imovine čija vrijednost raste u razdoblju tzv. „lakog novca“ (engl. *Easy money*); uz ostale stvari nepromijenjene, dužnici ostvaruju koristi zbog više inflacije koja smanjuje teret duga; politika FED-a nije uzrokovala trajno povećanje razine cijena, već ih vratila na dugoročan trend.²⁵

Iz navedenog je jasno kako je pitanje distribucijskih efekata monetarne politike kompleksno i neizvjesno, a zaključci se mogu donositi tek sa znatnim vremenskim odmakom. S obzirom da je upotreba nekonvencionalnih mjera relativno noviji fenomen monetarne politike, literatura koja se bavi utjecajem na distribuciju i dalje je oskudna, a empirijska istraživanja nailaze na brojna ograničenja. Unatoč tome, jasno je da se radi o važnom ekonomskom, ali i socijalnom problemu koje ima dugoročne posljedice na blagostanje i životni standard stanovništva. Stoga konačno, nije sporno da ovo pitanje zahtjeva daljnju analizu u namjeri da se dobiju rezultati na temelju kojih će se sa sigurnošću moći utvrditi jesu li (re)distribucijske posljedice nešto što nositelji monetarne politike moraju uzeti u obzir kod budućeg donošenja odluka.

U nastavku ovoga poglavlja najprije će se razmotriti teorijski koncept nejednakosti u distribuciji dohotka i bogatstva, uz pregled glavnih mjera koje se koriste za procjenu Europi i svijetu. Pritom, poseban će naglasak biti na Gini koeficijentu koji je kao nezavisna varijabla uvršten u model u sklopu empirijskog djela istraživanja. Zatim, srodno prethodnom poglavlju, predstaviti će se ključni transmisijski mehanizmi monetarne politike na distribuciju i nejednakost koje prepoznaje literatura, a poglavlje će se završiti pregledom aktualnih radova, statističkih metoda i do danas donesenih zaključaka.

3.1. Definicija, koncepti i mjere nejednakosti

Nejednakost u širem smislu može se definirati kao stanje neravnopravnosti, u pogledu statusa, prava i mogućnosti, te je kao takvo, temeljni koncept teorije socijalne pravde. Pritom, ekonomska

²⁵ Konkretno, porast cijena dionica uslijedio je tek nakon produljenog perioda u kojemu su cijene dionica snažno padale (u vrijeme financijske krize, i neposredno nakon). U razdoblju od 2001. godine do vrhunca poslovnog ciklusa prije krize (2007: Q4), indeks cijena dionica S&P500 je rastao po stopi 1,2 posto po kvartalu. Da je nastavio rasti istom brzinom u 2015. godini iznosio bi u prosjeku 2123, dok je stvarna vrijednost nešto ispod 2063 (Bernanke, 2015).

nejednakost, koja je predmet istraživanja u ovom radu, u literaturi najčešće vodi kao nejednakost dohotka, monetarna nejednakost, ili šire nejednakost životnih uvjeta, a odnosi se na neproporcionalnu distribuciju ekonomskih varijabli direktno vezanih uz životni standard, poput razine i tijeka dohotka ili zalihe bogatstva (Carter & Reardon, 2014). Alternativna definicija ekonomske nejednakosti je i nesrazmjer koji pojedincu ili skupini dopušta određene materijalne izbore, istovremeno ograničavajući te iste izbore drugim pojedincima ili skupinama (Ray, 1998).

Nejednakost u vidu dohotka, danas se smatra od najvažnijih i najočitijih indikatora razlike u životnom standardu stanovništva neke zemlje. Pritom, raspoloživi dohodak kućanstva (engl. *Household disposable income*) najbliži je konceptu dohotka u općem ekonomskom smislu, a mjeri se kao zbroj svih primanja u kućanstvu tijekom određenog razdoblja koja uključuju: dohodak od rada, dohodak od samozapošljavanja, prihod nekorporativnih poduzeća i javne novčane transfere, nakon što se u obzir uzmu ostvarene neto kamate i dividende, te se odbiju porezi i doprinosi za socijalno osiguranje (OECD, 2020). U suštini, riječ je o iznosu koje kućanstvo ima na raspolaganju za potrošnju ili štednju, bez da pritom smanjuje svoju financijsku ili nefinancijsku imovinu tj. bogatstvo (OECD, 2012). U suvremenom izučavanju, pokazalo se kako dekompozicija trendova nejednakosti s obzirom na izvor dohotka ima veliki značaj. Tako je, jedna od najzastupljenijih hipoteza, koju zagovaraju autori poput Atkinson i Piketty (2007) ta da upravo dohodak od kapitala ima ključnu ulogu u razvoju dohodovne nejednakosti u dugom roku. Naime, dok je prihod od rada oduvijek predstavljao glavni izvor dohotka većine u društvu, stanovništvo na vrhu distribucije dohotka znatno više koristi ostvaruje upravo od kapitalnih prihoda. Pritom, neki od ključnih oblika tokova kapitala odnose se na npr. povrat na vlasništvo u poduzećima, kuponske prinose na obveznice, kamatne stopa na druge vrijednosnice, prihode od najama, kamate na depozite, te ujedno i kapitalne dobiti od financijske i nefinancijske imovine. Dok za većinu nabrojanih nema značajnih dilema u vidu klasifikacije, određeni problemi javljaju se po pitanju realiziranih i nerealiziranih kapitalnih dobitaka koji predstavljaju kompleksnu komponentu dohotka, te su stoga nerijetko isključeni iz istraživanja nejednakosti. Ipak, prema Hajg (1921) i Simons (1938) dohodak predstavlja vrijednost potrošnje uvećanu za svako povećanje realnog neto bogatstva, te stoga nedvojbeno mora uključivati kapitalne dobitke, i to ne samo one realizirane (Roine & Waldenstrom, 2014). S obzirom na prirodu ovog rada, gdje se u velikoj mjeri razmatra pitanje i uloga dohotka od kapitala u (re)distribuciji i nejednakosti, u nastavku će se voditi danom definicijom.

Iako se većina literature bavi pitanjem dohodovne nejednakosti, uz dohodak, glavna mjera ukupnih ekonomskih resursa kućanstva je i osobno bogatstvo (engl. *Personal wealth*) koje se u makroekonomiji definira kao suma akumulirane štednje tijekom životnog vijeka. Pritom, treba imati na umu da bogatstvo ne uključuje samo financijsku i nefinancijsku imovinu, već da je riječ o razlici između ukupne imovine i ukupnih obveza pojedinog kućanstva, ili točnije, neto bogatstvu. Stvarna (ili nefinancijska) imovina u prvom redu uključuje vlasništvo nad nekretninama i zemljištem, a može uključivati i trajna potrošna dobra (npr. automobile, antikvitete, namještaj i sl.). S druge strane, financijska imovina uključuje gotov novac i bankovne depozite, dionice, obveznice, druge oblike potraživanja i štednju. Važnost bogatstva u procjeni nejednakosti proizlazi iz dvije činjenice. Prvo, budući da se akumulira tijekom vremena, bogatstvo je u pravilu više u odnosu na raspoloživi dohodak. Drugo bitno obilježje je da je nejednakost u bogatstvu obično više izražena nego nejednakosti u dohotku. To proizlazi iz činjenice da bogatstvo samo po sebi može generirati dohodak te stoga, kako se širi nejednakost u bogatstvu, ona istovremeno potiče i rastuću nejednakost u dohotku. Uz to, s obzirom da je bogatstvo glavni izvor ulaganja, rastuće nejednakosti ujedno znače povećanje jaza između bogatih i siromašnih u iskorištavanju njihove mogućnosti investiranja (Keeley, 2015). Prema Roine i Waldenstrom (2014) za razliku od dohotka, u analizi bogatstva postoji nekoliko problematičnih komponenti, u vidu procjene i prikladnosti mjera. To su npr. bogatstvo u formi mirovinskog i socijalnog osiguranja, potrošni materijali i inozemno bogatstvo.²⁶ Također, određeni problemi u mjerenju neto bogatstva proizlaze i iz osjetljivosti na procjenu vrijednosti same imovine. U tom smislu, idealno je odrediti vrijednost imovine po trenutnim tržišnim cijenama, bez poreza i transakcijskih troškova, što bi u teorijskom smislu odgovaralo mogućnosti pretvaranja bogatstva u osobnu potrošnju (Roine & Waldenstrom, 2014).²⁷

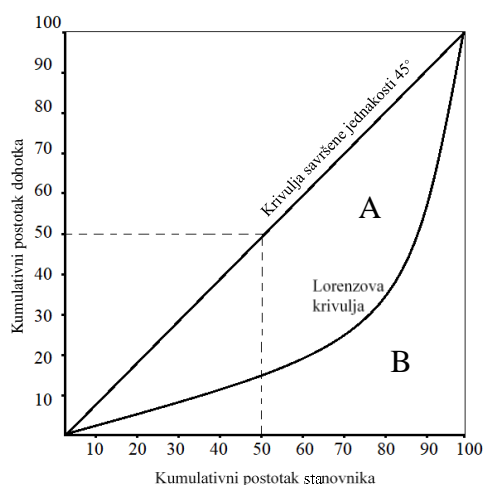
Konačno, što se tiče mjerenja ukupne ekonomske nejednakosti u društvu, najpoznatije tradicionalne mjere koje su i danas sveprisutne u teorijskim i empirijskim istraživanjima su tzv. Lorenzova krivulja i izvedeni Gini koeficijent nejednakosti. Naime, 1905. godine Max Lorenz predložio je jednostavnu metodu mjerenja koncentracije društvenog bogatstva, koja je prvi puta

²⁶ Za više o izazovima u mjerenju raspoloživog dohotka i osobnog bogatstva pogledati rad „*Long-Run Trends in the Distribution of Income and Wealth*“, autora Roine i Waldenstrom (2014).

²⁷ Većina radova koja se bavi proučavanjem povijesnih trendova nejednakosti međutim koristi podatke u kojima se imovina iskazuje u porezno obračunatim vrijednostima, a ne u tržišnim vrijednostima. S obzirom da su razlike između tržišne i porezno iskazane vrijednosti slične duž distribucije, smatra se da je pristranost u procjeni zanemariva (Roine & Waldenstrom, 2014).

prepoznata kao „Lorenzova krivulja“ u udžbeniku W. Kinga iz 1912. godine. Danas se definira kao kumulativni prikaz raspodjele dohotka, tj. grafički prikaz koji pokazuje različite postotke dohotka u društvu koje ostvaruju različiti kumulativni postoci populacije, od najnižeg prema najvišem (Afonso et. al., 2015).

Slika 1. Lorenzova krivulja



Izvor: izrada autorice prema Afonso et. al., (2015)

Na grafičkom prikazu, horizontalna os pokazuje kumulativni postotak kućanstva, koja su poredana od najsiromašnijih prema najbogatijima, a vertikalna os kumulativni postotak varijable koja opisuje distribuciju, u ovom slučaju – dohodak. Krivulja pod kutom od 45 stupnjeva pritom odražava stanje potpune jednakosti, gdje svaki „x“ percentil populacije, ostvaruje odgovarajući „x“ percentil dohotka (Afonso et. al., 2015). Npr. najsiromašnijih 20% populacije ostvaruje 20% ukupnog dohotka, najsiromašnijih 50% ostvaruje 50% ukupnog dohotka itd. U tržišnom gospodarstvu međutim nikad ne postoji savršena distribucija dohotka, već stvarnu raspodjelu prikazuje udubljena Lorenzova krivulja. Takav oblik krivulje opisuje stanje u kojemu veći postotak stanovništva dobiva manji postotak dohotka, dok mali postotak stanovnika uživa nerazmjerno visok postotak dohotka. Na primjer, donjih 20% ostvaruje 10% dohotka, dok najbogatijih 10% ostvaruje 60% ukupnog dohotka. Veća udaljenost od krivulje 45 stupnjeva, pritom ukazuje na veću nejednakost u raspodjeli i obrnuto. Na Lorenz-ov rad nadovezao se talijanski ekonomist i statističar Corrado Gini 1965. godine koji je uveo danas najkorišteniju relativnu mjeru nejednakosti – Gini koeficijent. Koeficijent pokazuje u kojoj mjeri distribucija dohotka u gospodarstvu odstupa od savršene distribucije, a dobiva se kao omjer područja ispod

dvije krivulje – krivulje od 45 stupnjeva i Lorenzove krivulje. Konkretno, na grafičkom prikazu, Gini koeficijent je rezultat omjera $A/(A+B)$, i poprima vrijednost u intervalu od 0 do 1. Pritom, vrijednost 0 pokazuje društvo u kojem postoji savršena jednakost u raspodjeli dohotka tj. nema nejednakosti, dok vrijednost 1 pokazuje stanje društva u kojemu samo jedna osoba drži sav dohodak, te postoji savršena nejednakost u distribuciji.

Najveća prednost Gini koeficijenta, kao i primjene alternativnih indeksa kao mjera nejednakosti, je činjenica da se radi o jednom isključivom broju, koji je jednostavan za primjenu u sklopu empirijskih istraživanja. Međutim, nesporno je da je u samo jednoj vrijednosti teško obuhvatiti sve relevantne informacije o distribuciji dohotka, te da samim time postoji brojni nedostaci i ograničenja u njegovoj primjeni. Uz nemogućnost dekompozicije, jedan od najvećih nedostataka odnosi se na slučaj kada se dvije Lorenzove krivulje sijeku. U tom slučaju krivulje upućuju na različite obrasce u raspodjeli dohotka, no pritom svejedno mogu rezultirati s vrlo sličnim vrijednostima Ginijeva koeficijenta. Uz to, Gini koeficijent ne reagira na isti način na transfere dohotka između kućanstva u suprotnim krajevima raspodjele, kao na transfere u sredini. Točnije, prema Atkinson (1973) Gini koeficijent je vrlo osjetljiv na promjeni u sredini distribucije dohotka – tako gdje je (ironično) malo promjena, dok naspram tome nije osjetljiv na promjene na rubovima distribucije gdje ih je najviše (među najbogatijim i najsiromašnijim stanovništvom) (Cobham i Sumner, 2013. iz Atkinson, 1973).

Zbog ograničenja i kritika tradicionalnih mjera, s vremenom je porasla i popularnost korištenja omjera koji su također jednostavni, izravni, lako razumljivi te zahtijevaju malo podataka i izazova u izračunu. Takvi su na primjer omjer disperzije decila (engl. *Decile dispersion ratio*) koji se dobiva kao omjer između prosječnog dohotka najbogatijih x% populacije i dohotka najsiromašnijih x%. U ovu skupinu spada jedan od poznatijih omjera tzv. *Palma omjer* koji pokazuje odnos između postotka dohotka koji drži gornjih 10 posto kućanstva u odnosu na donjih 40 posto. Omjer se temelji na empirijskom istraživanju ekonomista J.G. Palma koji dokazuje da su razlike u distribuciji dohotka u različitim zemljama rezultat promjena na „krajevima“ distribucije, te stoga predlaže alternativnu mjeru koja će ispraviti ranije navedeno ograničenje Ginijevog koeficijenta.²⁸ Također, poznat je omjer korišten od strane UN-a tzv. omjer kvintila

²⁸ Za više o usporedbi Gini koeficijenta i Palma omjera pogledati rad „*Putting the Gini back in the bottle? „The Palma“ as a policy – relevant measure of inequality*“ autora Cobham i Sumner (2013).

dohotka (engl. *Income quintile ratio*) ili omjer prosječnog dohotka 20% najbogatijih i 20% najsiromašnijih u populaciji neke zemlje. Uz navedene, Alfonso et. al. (2015) navode još tri složenije mjere nejednakosti na koje se često nailazi u literaturi i istraživanjima. To su Atkinsonov indeks, kao najpopularnija mjera nejednakosti koja se temelji na blagostanju, a dobiva se kao postotak ukupnog dohotka koje bi se društvo trebalo odreći kako bi ostvarilo ravnomjerniju raspodjelu među stanovništvom. Druga je mjera Hooverov indeks, u literaturi poznat i kao Robin Hood indeks koji pokazuje koliki je ukupan postotak dohotka koji treba biti redistribuiran kako bi se postiglo stanje ukupne jednakosti u društvu.²⁹ I konačno, Theil indeks koji poprima vrijednost u intervalu od 0 – savršena jednakost i beskonačno (ili 1, ako su vrijednosti normalizirane). Temeljna prednost indeksa je da se može u potpunosti dekomponirati tj. nejednakost se može razdijeliti na različite grupe stanovništva, izvore dohotka ili druge dimenzije što je od velike koristi za nositelje ekonomske politike. Također, prednost je što istraživači sami mogu odabrati vrijednost parametra alfa, koji ako je niži – mjera nejednakosti biti će osjetljivija na promjene na donjem kraju distribucije, a ako je viši – veća osjetljivost je na promjene među stanovništvom s višim dohotkom.

Autori čiji radovi služe kao uzor za empirijsku analizu u okviru ovoga rada u procjeni učinaka monetarne politike na nejednakost, kao odabranu mjeru koriste Gini koeficijent, te će se stoga slijediti njihov primjer unatoč svim navedenim ograničenjima. S obzirom na prirodu empirijskog istraživanja u ovom radu smatra se da je upotreba koeficijenta dovoljno pouzdana za donošenje općeg zaključka o povećanju ili smanjenju ukupne nejednakosti kao posljedice monetarnog šoka. Međutim, svakako je bitno imati na umu da bi za detaljniju analizu upotreba jedne od navedenih alternativnih mjera vjerojatno bila primjerenija.

3.2. Transmisijski kanali monetarne politike na distribuciju dohotka

Iako ovisno o kutu gledanja, literatura koja izučava pitanje redistribucijskih učinaka monetarne politika na različite načine klasificira transmisijske mehanizme, u samoj se srži transmisijski kanali izvedeni iz sveobuhvatne analize i empirijskih istraživanja znatno ne razlikuju. Tako se dobra polazna točaka u razumijevanju transmisijskog mehanizma monetarne politike na (re)distribuciju dohotka i bogatstva, te ukupnu društvenu nejednakost može izdvojiti rad autora

²⁹ Grafički se indeks prikazuje kao maksimalna vertikalna udaljenost između Lorenzove krivulje i krivulje od 45 stupnjeva koja pokazuje savršenu jednakost.

Nakajima M. (2015) „*The Redistributive Consequences of Monetary Policy*“, koji transmisijske kanale grubo dijeli u dvije skupine: inflacijske kanale monetarne politike (engl. *Inflation channel*) i kanale dohotka (engl. *Income channel*).

Prema autoru, razumijevanje učinka neočekivane inflacije koja je rezultat ekspanzivne monetarne politike zahtjeva razumijevanje ključne razlike između nominalne i realne imovine. Nominalna je imovina ona vrsta imovine koja se ne prilagođava promjeni razine cijena na tržištu, tj. čija vrijednost opada s porastom inflacije. Naspram tome, realna imovina nije izložena riziku inflacije te uključuje npr. vlasništvo nad nekretninama ili dionicama. S obzirom na vrstu imovine o kojoj je riječ, ekspanzivna monetarna politika imat će različite posljedice na njenu vrijednost, a samim time i na redistribuciju dohotka među stanovništvom u čijem je vlasništvu. Tako npr. za osobu koja u vlasništvu ima nekretnine, rast cijena dobara i usluga uslijed ekspanzivne monetarne politike biti će praćen istovremenim porastom cijena nekretnina. Komplementarno, za osobu koja stambeni objekt daje u najam renta će se automatski prilagoditi, dok će poduzeća biti zaštićena od inflacije porastom cijena dionica. No međutim, kada je riječ o vlasništvu nad nominalnom imovinom poput obveznica, inflacija će biti praćena padom realne vrijednosti imovine.³⁰

Istovremeno, u kontekstu učinka inflacije bitno je primijetiti da se dug također može klasificirati kao nominalan i realan. U pravilu, dug s fiksnom kamatnom stopom je nominalni dug čija realna vrijednost pada s povećanjem inflacije, dok se dug s promjenjivom kamatnom stopom vodi kao realni dug jer se kamatna stopa može prilagođavati s promjenom očekivane razine cijena. U tom smislu, sa strane stanovništva koje je zaduženo uz fiksnu kamatnu stopu učinak će biti obrnut, te će ono uslijed ekspanzivne monetarne politike ostvarivati koristi od pada realnog tereta dužničkih obveza.³¹ Ovako opisani mehanizam stoga konačno može rezultirati redistribucijom dohotka od zajmodavaca (štediša) prema dužnicima i potencijalnim smanjenjem nejednakosti, pod pretpostavkom da su dužnici stanovništvo s nižim dohotkom, a zajmodavci oni s višim. Pritom, kanal koji opisuje takvu redistribuciju u ovisnosti o količini nominalne imovine ili nominalnih obveza u portfelju stanovništva u teoriji se može pronaći pod nazivom kanal kompozicije portfelja (engl. *Portfolio composition channel*) ili kanal redistribucije štednje (engl. *Savings redistribution channel*).

³⁰ Na primjer, ako nominalna vrijednost obveznice 100\$, a kamata koja se plaća držatelju obveznice je 5\$, kad se uzme u obzir inflacija koja je npr. 2% godišnje, realni povrat na obveznicu više neće biti 5\$, već 3\$ (Nakajima, 2015).

³¹ Jedan od primjera nominalnog duga može biti hipoteka s obvezom plaćanja fiksne kamate (Nakajima, 2015).

Naspram tome, karakteristika stanovništva s nižim dohotkom i bogatstvom je i sklonost držanju većih količina gotovine te sredstava na tekućim računima i drugim oblicima kratkoročne nominalne imovine, što ih u pravilu izlaže većem inflatornom riziku. Iz toga proizlazi da utjecaj na redistribuciju može ići i u drugom smjeru – od stanovništva s niskim dohotkom čija realna vrijednost imovine pada i uzrokovati povećanje nejednakosti. Iako neki radovi ne rade distinkciju ovog kanala u odnosu na prethodni, dio radova opredjeljuje se na dvostruku klasifikaciju gdje kanal portfelja (engl. *Portfolio channel*) opisuje učinak šoka inflacije na trošak držanja gotovine, a kanal redistribucije štednje na preostalu imovinu (Coibion et. al., 2012; Lambrecht, 2015; Davtyan, 2016).

Monetarnu politiku međutim, ne karakterizira isključivo učinak na razinu cijena u gospodarstvu već i utjecaj na realnu ekonomsku aktivnost i realne kamatne stope, a što se posljedično također različito odražava na heterogene skupine stanovništva. U tom smislu, Nakajima M. (2015) dijeli kanal dohotka na dvije podskupine.

Prvi je takozvani kanal heterogenosti nadnica ili zarade (engl. *Wage heterogeneity channel/Earnings heterogeneity channel*) koji opisuje način na koji monetarna politika utječe na dohodak od rada preko utjecaja na zaposlenost u gospodarskom sustavu. Objašnjenje kanala polazi od činjenice da je rizik nezaposlenosti različito distribuiran među stanovništvom. Tako je u pravilu, stopa nezaposlenosti viša za mlade i stanovništvo s nižim stupnjem obrazovanja i kvalifikacije, te je ujedno volatilnija među onim skupinama ljudi za koje je prosječna stopa nezaposlenosti u početku viša u odnosu na ukupnu radnu snagu (npr. u slučaju recesije). Stoga, autori poput Carpenter i Rodgers (2004) dokazuju da restriktivna monetarna politika može uzrokovati neproporcionalan pad zaposlenosti, na način da najviše pogađa manjine i nisko kvalificirane radnike na dnu distribucije dohotka. Uz to, sličan učinak može se javiti čak i među zaposlenima, npr. u okolnostima gdje stupanj rigidnosti plaća varira duž distribucije dohotka (npr. sindikaliziranost u proizvodnji, ali ne i menadžmentu), postoji različiti stupanj komplementarnosti/zamjenjivosti s fizičkim kapitalom i sl. (Coibion et. al., 2012). Komplementarno s navedenim, u slučaju da centralna banka monetarnom ekspanzijom nastoji stimulirati realnu ekonomsku aktivnost i zaposlenost, učinak na sve dohodovne skupine neće nužno biti homogen.

Drugi je kanal tzv. kanal kompozicije dohotka (engl. *Income composition channel*) koji je usko vezan uz prethodni, no uz dohodak od rada, ujedno razmatra i pitanje financijske imovine poput

dionica, obveznica i nekretnina. Naime, s obzirom da ukupni dohodak kućanstva sastoji od različitih kombinacija dohotka od rada i financijske imovine, s različitim učinkom monetarne politike na svako od njih, konačni efekt mjera monetarne politike niti u ovom aspektu neće biti jedinstven.³² S jedne strane, u situaciji neočekivanog smanjenja kamatne stope od strane centralne banke, adekvatan odgovor realnog sustava biti će pad nezaposlenosti i povećanje nadnica, od čega će najviše koristi ostvarivati stanovništvo niskog i srednjeg dohotka. Istovremeno, pad realne kamatne stope implicira da se dohodak od financijske imovine može smanjiti, a što se odražava najvećim djelom na gornji spektar distribucije. Stoga će konačni efekt ekspanzivne politike, djelovanjem ovog kanala biti smanjenje ukupne nejednakosti, dok će efekt restriktivnih mjera biti preraspodjela u kojoj bogati postaju „još bogatiji“, a siromašni „još siromašniji“. Bitno je međutim imati na umu da ovo nije jedini mogući učinak kada je riječ o financijskoj imovini, već u obzir treba uzeti i već ranije spomenute inflatorne učinke.

Prvo, akomodativna monetarna politika može imati pozitivan učinak na rast cijena na tržištu dionica od čega koristi ima bogatije stanovništvo koje veći dio ukupnog bogatstva ulaže u dionice. U tom slučaju, u mjeri u kojoj ekspanzivna monetarna politika povećava profite i cijene dionica više nego plaće, redistribucija će se odvijati u suprotnom smjeru – od stanovništva s niskim dohotkom prema bogatom stanovništvu (Lambrecht, 2015). Naspram tome, ako ekspanzivna politika rezultira rastom očekivane buduće inflacije, kao što je prethodno objašnjeno, realna vrijednost nominalne imovine poput obveznica, koje također u pravilu drži bogato stanovništvo, će pasti. Koliko u konačnici bogato kućanstvo dobiva ili gubi od monetarne politike ovisiti će stoga o jačini svakog pojedinog efekta na kompoziciju portfelja koji uključuje imovinu i obveze.

Konačno, posljednji kanal koji se spominje u literaturi u ovoj klasifikaciji je i kanal financijske segmentacije (engl. *Financial segmentation channel*), koji je uz prethodni najviše citiran od strane Ron-a Paula i austrijskih ekonomista. Kanal opisuje povećanje nejednakosti u potrošnji koje nastaje kao rezultat provedbe mjera ekspanzivne monetarne politike. Naime, ekonomski agenti koji imaju tendenciju često trgovati na financijskim tržištima biti će više izloženi promjenama monetarne politike u odnosu na druge, te će u pravilu ostvariti veće koristi od porasta ponude novca. Generalno, s obzirom da je riječ o stanovništvu koji raspolaže većim

³² Polazište ovog kanala je pretpostavka da se kućanstva razlikuju s obzirom na primarni izvor dohotka koji može biti dohodak od rada, dohodak od financijske imovine ili pak alternativni izvori dohotka poput transfera i mirovina.

dohotkom i mogućnošću potrošnje, konačni rezultat politike je i u ovom slučaju povećanje nejednakosti.

Literatura u pravilu ne radi razliku između utjecaja konvencionalnih i nekonvencionalnih mjera monetarne politike na (re)distribuciju dohotka i nejednakost s obzirom da se u oba slučaja učinak realizira kroz povećanje razine cijena i realne ekonomske aktivnosti (u slučaju ekspanzivne politike). Ipak, kao potencijalni transmisijski kanal specifičan za politiku kvantitativnog popuštanja može se navesti utjecaj kupovine vrijednosnica od strane centralne banke koji će se različito odraziti na stanovništvo u ovisnosti o tome u čijem vlasništvu takva imovina. Kao jedan od primjera Nakajima (2015) navodi odluku centralnih banaka za kupovinom vrijednosnica pokrivenih nekretninama s ciljem da spuste kamatne stope i omoguće stanovništvu lakšu kupovinu stambenih objekata i kuća. Pritom, kao posljedica rastuće potražnje, očekuje se porast cijena nekretnina što se i u ovom slučaju pozitivno odražava na vlasnike – u pravilu stanovništvo s višim dohotkom, te oštećuje kupce – u pravilu stanovništvo nižeg dohotka, unatoč tome što ostvaruju koristi od nižih stopa na hipotekarne kredite.

3.3. Pregled literature i empirijskih radova o učinku mjera monetarne politike na distribuciju dohotka

Analiza direktnih učinaka monetarne politike na redistribuciju dohotka i nejednakost gotovo i nije bila predmet empirijskih radova sve do implementacije nekonvencionalnih mjera monetarne politike. U vremenu koje prethodi, literatura se najvećim djelom bavila ispitivanjem veze između inflacije i nejednakosti poput Albanesi (2007); Doepke i Schneider (2006); Easterly i Fischer (2001); Romer i Romer (1998) i drugih. Međutim, uvođenje nekonvencionalnih mjera u vrijeme globalne financijske krize pokrenulo je intenzivnu raspravu u pogledu njihovih posljedica, a samim time preusmjerilo i fokus istraživanja.

Od tada postoji nekolicina radova koja se osvrće i na razdoblje prije 2008. godine i analizu veze između isključivo tradicionalnog pristupa monetarnoj politici i nejednakosti. Unatoč tome, u većini literature naglasak je ili na usporedbi razdoblja prije i nakon gospodarske krize, ili pak isključivo na nekonvencionalnim mjerama. Pritom, kao neke od prvih problema u ranim fazama istraživanja autori navode stvaranje razlike između kauzalnosti i korelacije, te neusklađenost frekvencije podataka za monetarne promjene koje nastupaju nekoliko puta u godini, i godišnjih

objava indikatora nejednakosti i distribucije dohotka. Nadalje, s obzirom da različiti teorijski identificirani kanali, navedeni u prethodnom poglavlju, mogu rezultirati suprotnim učincima na (re)distribuciju, donošenje zaključaka zahtjeva detaljnu empirijsku analizu svakog od njih. Čak i tada je međutim, bilo kakav oblik konkretiziranja upitan jer indikatori nejednakosti ne ovise isključivo i samo o monetarnoj (čak i ukupnoj ekonomskoj) politici, već i o brojnim faktorima izvan direktnog dosega poput demografskih promjena i sl. Prema Amaral (2017) teorijski je problem definirati kanale i modele koji će odražavati svu heterogenost, a empirijski je pak teško kontrolirati svu endogenost. Unatoč tome, uz sva ograničenja, danas postoji niz radova koji su uspješno potvrdili međuovisnost monetarne politike i nejednakosti. Pritom, odabrani pristupi i empirijski modeli u istraživanju, kao i alternativne mjere monetarne politike korištene za identifikaciju monetarnog šoka u zamci likvidnosti većinom odgovaraju ranije navedenima u poglavlju 2.3.2. za ključne makroekonomske varijable.

Što se tiče *kanala kompozicije dohotka*, jedna od prvih sustavnih empirijskih studija je rad autora Coibion et. al. (2012) koji primjenjuje strukturni VAR model kako bi procijenili doprinos monetarne politike FED-a u povijesnom razvoju nejednakosti potrošnje i dohotka. Pritom, za identifikaciju šokova monetarne politike autori koriste u literaturi izrazito popularan narativni pristup predložen u radu Romer i Romer (2004) kako bi prevladali ograničenja u primjeni tradicionalnih mjera monetarne politike u empirijskim istraživanjima. To se primarno odnosi na izolaciju šoka od očekivanja javnosti te ostalih faktora koji se odražavaju na razinu ponude novca, a ne odnose se na promjenu službene kamatne stope FED-a. Glavni rezultat u radu su da u slučaju SAD-a monetarna kontrakcija dugoročno povećava, tj. alternativno, monetarna ekspanzija smanjuje ekonomsku nejednakost. Prema autorima, monetarni šok povećava dohodak od rada za stanovništvo na vrhu distribucije dohotka, te smanjuje za stanovništvo na dnu distribucije dohotka, iako je dio pada u prihodima konačno kompenziran povećanjem socijalnih davanja i transfera. Također, autori prepoznaju i ulogu financijskog dohotka u neproporcionalnom povećanju potrošnje iako se ograđuju od konkretnog zaključivanja zbog problema u prikupljanju relevantnih podataka.

Slične rezultate za ekspanzivnu konvencionalnu politiku potvrđuje i Guerello (2018) u eurozoni koji analizira učinke politike na raspodjelu dohotka primjenom VAR modela. Rezultati sugeriraju da u zemljama u kojima su portfelji kućanstva usko vezani s financijskim tržištima konvencionalna politika uzrokuje kratkoročno smanjenje razlike u distribuciji, međutim

nekonvencionalna politika uzrokuje povećanje disperzije dohotka. Naspram tome, ako je većina financijske imovine u obliku bankovnih depozita rezultati za nekonvencionalnu politiku jednaki su rezultatima za tradicionalne mjere.³³

Ovakvim zaključcima se suprotstavlja istraživanje autora Hafemann et. al. (2018) u SAD-u i Lenza i Slacalek (2018) u eurozoni. U prvom radu autori dokazuju da ekspanzivna politika povećava dohodak od kapitala više u odnosu na dohodak od rada te je konačan efekt povećanje nejednakosti. U radu za eurozonu pak je dokazano da kvantitativno popuštanje godinu dana od početka provedbe povećava dohodak za 0,28% u najvišem kvintilu, dok samo 0,08% u najdonjem, s jednakim konačnim posljedicama na ekonomsku nejednakost.

Uz navedene, među radovima koji ispituju učinak monetarnih mjera preko kanala dohotka može se navesti i sveobuhvatno istraživanje autora O'Farrell i Rawdanowicz (2017) za osam zemalja OECD-a: Belgiju, Kanadu, Francusku, Njemačku, Italiju, Nizozemsku, UK i SAD. Procjenom šoka ekspanzivne monetarne politike od 1 postotnog boda autori potvrđuju povećanje dohodovne nejednakosti u tri europske zemlje, dok se nakon simulacije većeg šoka od 4 postotna boda dohodovna nejednakost povećava u svim europskim zemljama. Pritom, naglasak u istraživanju je utjecaju šoka na povrate na financijsku i nefinancijsku imovinu, te teret dužničkih obveza.

U analizi *kanala heterogenosti nadnica/zarade* postoji veća suglasnost u pogledu smjera učinka monetarne politike. Većina radova dokazuje da ekspanzivna monetarna politika kroz ovaj kanal rezultira pozitivnom redistribucijom dohotka i smanjenjem ukupne nejednakosti. Tako npr. Hafemann et. al. (2018) zaključuju da ekspanzivna monetarna politika povećava ukupnu zaposlenost što pridonosi padu ekonomske nejednakosti. Konzistentno s time, rad autora Samarina i Nguyen (2019) za eurozonu potvrđuje da neočekivano smanjenje kamatne stope smanjuje Gini koeficijent u analizi u kojoj su uključene samo nadnice.

Montecino i Epstein (2015) u analizi za SAD pak obuhvaćaju dva razdoblja – razdoblje prije uvođenja kvantitativnog popuštanja (2008-2010), te razdoblje nakon (2011-2013). Autori dokazuju da je učinak kanala heterogenosti nadnica imao značajan utjecaj te je doprinio povećanju zaposlenosti u međurazdoblju, no međutim, konačno je pozitivan učinak na nejednakost putem ovog kanala kompenziran činjenicom da je u idućim razdobljima uslijedio pad realnih plaća, te je smanjenja mogućnost financiranja putem kredita na donjem spektru

³³ U tom slučaju obje vrste politike utječu na raspodjelu dohotka samo kroz promjenu kratkoročne kamatne stope, te su prevladavajući kanali – kanal kamatne stope i Fisherov kanal.

distribucije dohotka. Stoga konačno, negativan utjecaj na distribuciju uslijed povećanja cijena financijske imovine prevagnuo je nad pozitivnim učinkom pada nezaposlenosti.

Uz navedene, utjecajni su i radovi Davtyan (2018) u SAD-u i Lenza i Slacalek (2018) u eurozoni koji dolaze do sličnih zaključaka. Prvi rad primjenjuje tri alternativne mjere monetarne politike – ukupnu imovinu FED-a, monetarnu bazu i „*shadow rate*“ autora Wu i Xia (2016), te strukturnim VAR modelom dokazuje da ekspanzivna monetarna politika u modelu koji uključuje nadnice smanjuje nejednakost mjerenu Gini koeficijentom. Drugi rad potvrđuje tezu, a kao objašnjenje navode činjenicu da je pad stope nezaposlenosti više koncentriran na dnu distribucije dohotka, a gdje pritom postoji veći ukupan broj nezaposlenih.

Za razliku od navedenih radova, Furceri et. al. (2018) razmatraju učinak restriktivne monetarne politike, te potvrđuju obrnuti učinak na nejednakost što odgovara ekonomskoj intuiciji. Autori naime dokazuju da neočekivani šok restriktivne politike (povećanje kamatnih stopa) rezultira značajnim smanjenjem udjela plaća u bruto domaćem proizvodu u kratkom i srednjem roku. Uz to, bitan doprinos postojećoj literaturi je i zaključak da nejednakost raste više u zemljama u kojima je udio dohotka od rada veći u odnosu na ostale.

Također, u literaturi jedan od najviše razmatranih transmisijskih kanala je zasigurno *kanal kompozicije portfelja* koji razmatra učinak neočekivanog porasta razine cijena na vrijednost imovine i obveza, no većina konačnih rezultata ne vode jednoznačnim zaključcima. Učinak na povećanje nejednakosti uslijed konvencionalne i nekonvencionalne monetarne ekspanzije preko ovog kanala dokazuju autori Domanski et. al. (2016) na primjeru Francuske, Njemačke, Italije, Španjolske, UK i SAD-a, te zaključuju da najveći dio ukupnog efekta proizlazi iz porasta cijene dionica i nekretnina.

Naspram tome, O'Farrell et. al. (2016) u SAD-u i eurozoni razmatraju učinke na tri različite vrste imovine – nekretnine, dionice i obveznice, te dolaze do zaključka da 10 postotno povećanje razine cijena nekretnina dovodi do povećanja nejednakosti, dok se za isto povećanje cijena ostalih oblika imovine ili pak sva tri oblika zajedno ukupna ekonomska nejednakost smanjuje. Francisco et. al. (2017) glavni fokus istraživanja stavljaju na cijene dionica u SAD-u i eurozoni, te primjenom VAR modela dolaze do zaključka da ekspanzivni šok uzrokuje statistički značajno povećanje cijene dionica u SAD-u, s potencijalnim utjecajem na porast nejednakosti u SAD-u, no ne i eurozoni.

U eurozoni procjenu utjecaja na navedene oblike imovine provode i Adam i Tzamourani (2016). Autori zaključuju da su koristi kapitalnih dobitaka od dionica i obveznica ograničene na mali spektar stanovništva, dok su koristi od porasta cijene nekretnina šire distribuirane. Pritom, empirijski dokazuju da cijene obveznica nemaju utjecaj na ukupnu nejednakost, da porast cijena dionica uzrokuje povećanje nejednakosti, a da naspram tome porast cijene nekretnina uzrokuje smanjenje, posebice kada je riječ o zemljama u kojima i siromašnije stanovništvo ostvaruje vlasništvo nad stanovima i kućama.

Vezano uz *kanal redistribucije štednje* najviše literature može se naći u razdoblju koje prethodi uvođenju nekonvencionalnih mjera monetarne politike, te se ne bave direktno vezom monetarne politike i nejednakosti, već općenitim inflatornim učincima na vrijednost nominalne imovine, a posredno i na redistribuciju dohotka. Što se pak tiče posljednjeg *kanala financijske segmentacije*, literatura nije opsežna, te s obzirom da nije relevantna niti za empirijsko istraživanje u sklopu idućeg poglavlja, neće se razmatrati u okviru ovog rada.

4. EMPIRIJSKA ANALIZA UČINKA NEKONVENCIONALNIH MJERA MONETARNE POLITIKE NA DISTRIBUCIJU DOHOTKA

Temeljni cilj empirijske analize u okviru ovog rada je ispitati učinak nekonvencionalnih mjera monetarne politike na (re)distribuciju dohotka i nejednakost u odabranim zemljama članicama eurozone. Analiza će po uzoru na brojne empirijske radove i istraživanja biti provedena u dva koraka, od čega se prvi korak odnosi na identifikaciju šoka monetarne politike Europske centralne banke na razini eurozone (tzv. agregatni model), a jednom identificirani šok zatim će se u drugom koraku uključivati u VAR modele za svaku individualnu zemlju članicu. Pritom, u modelima naglasak neće biti stavljen na potvrđivanje konkretnog transmisijskog kanala monetarne politike, već će se nastojati utvrditi postoji li empirijski značajan učinak monetarne politike ECB-a na skupinu odabranih makroekonomskih i financijskih varijabli za koje se smatra da imaju implikacije na raspodjelu dohotka, te direktno na Gini koeficijent kao temeljnu mjeru ekonomske nejednakosti. Ukoliko se uspije utvrditi da statistički značajan utjecaj monetarne politike postoji, konačni je cilj definirati tko su potencijalni dobitnici i gubitnici u (re)distribuciji. Paralelno s time, fokus će biti na usmjeren na pitanje heterogenosti učinaka između tri odabrane zemlje centra – Belgije, Francuske i Njemačke, te tri zemlje periferije – Grčke, Španjolske i Portugala.

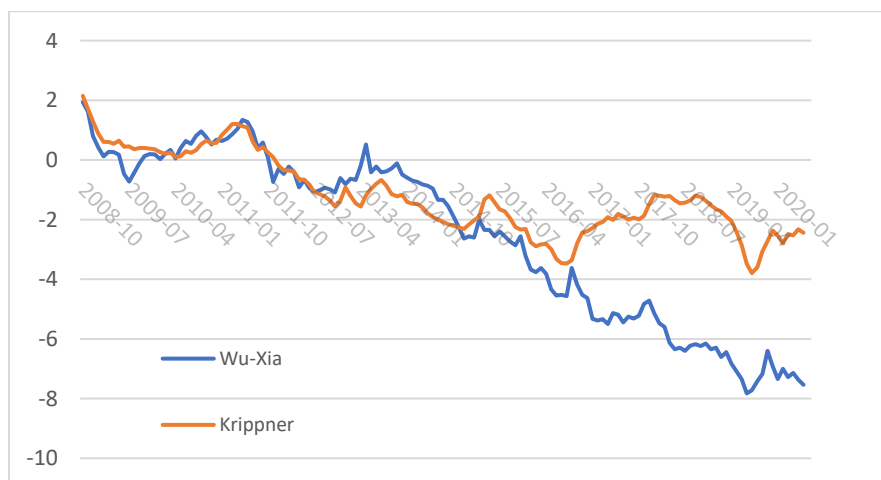
Poglavlje će biti podijeljeno u tri cjeline. Najprije će se predstaviti motivacija iza odabranih varijabli u agregatnom modelu te pojedinačnim modelima za zemlje članice, uz prikaz glavnih ograničenja u prikupljanju relevantnih podataka. Zatim će uslijediti objašnjenje metodologije koja se koristila u prvom i drugom koraku, po uzoru na niz empirijskih istraživanja koja se bave pitanjem ne samo realnih, već i financijskih i (re)distribucijskih učinaka monetarne politike u Europi i svijetu. Te konačno, poglavlje će se završiti prikazivanjem i diskusijom dobivenih rezultata, uz obrazloženje nedovoljno istraženog područja koje se ostavlja otvorenim za potencijalnu buduću analizu.

4.1. Obrazloženje odabranih varijabli i podaci

Varijable u prvom (agregatnom) modelu odabrane su u skladu s relevantnom literaturom poput rada autora Uhlig (2005) na kojem se temelji i sama metoda procjene šoka monetarne politike ECB-a, te radova koji se bave procjenom učinaka monetarne politike u eurozoni kao što su

Elbourne et. al. (2018), Samarina i Nguyen (2019), te Burriel i Galesi (2016) i drugi. U model je uključeno ukupno pet varijabli na mjesečnoj razini koje su prikupljene iz nekoliko različitih izvora. Mjesečni bruto domaći proizvod na razini eurozone dostupan je u bazi podataka OECD-a *Main Economic Indicators (MEI)*, kao indeks s baznom godinom 2015 (2015=100). Druga glavna makroekonomska varijabla u modelu je indikator razine cijena, za koji je iz baze podataka *Eurostat* preuzet harmonizirani indeks potrošačkih cijena (*HICP*) s istom baznom godinom. Kako bi bile usklađene, obje varijable prikupljene su za fiksnu kompoziciju od 19 zemalja članica eurozone. Nadalje, ključna varijabla u identifikaciji šoka monetarne politike je već ranije spomenuta „*shadow short rate*“ (*SSR*) autora Krippner (2015). Krippnerova stopa odabrana je umjesto originalne „*shadow rate*“ procijenjene u radu autora Wu i Xia (2015), zbog empirijskih dokaza da potonja verzija predstavlja bolju alternativnu mjeru (*proxy*) za instrument monetarne politike centralne banke u okruženju zamke likvidnosti (npr. Francis et. al., 2014). Kretanje obje stope u razdoblju od 2008M10 – 2020M02 na mjesečnoj razini prikazano je na grafikonu 6.

Grafikon 6. „Shadow short rate“ (SSR)



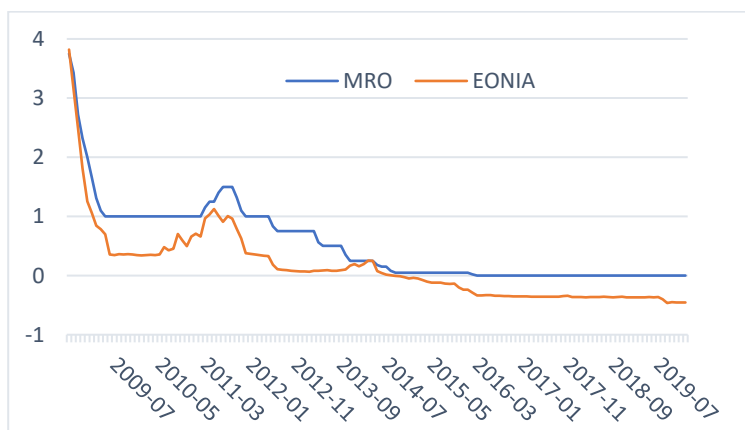
Izvor: izrada autorice prema Krippner (2015), Wu & Xia (2015)

S obzirom da su nekonvencionalne mjere koje centralne banke primjenjuju u okruženju zamke likvidnosti direktno usmjerene na dugoročne vrijednosnice, smatra se kako ovakva kamatna stopa – koja se dobiva modeliranjem terminske strukture krivulje prinosa, može dobro opisati takve učinke i kvantificirati monetarni impuls centralnih banaka koji nadilazi standardne varijacije službene kamatne stope (Mc Coy & Clemens, 2017). Prema tome, s obzirom da je vrijednost pokazatelja izvedena iz indikatora financijskih tržišta, a ne direktno službene kamatne stope

centralne banke, kao temeljna prednost može se navesti činjenica da ničime nije ograničena već da može prelaziti u negativan prostor. U teoriji se stoga najčešće i definira kao ona stopa koja bi prevladavala u slučaju kada ne bi postojala (nulta) donja granica (engl. *Lower bound*). Ipak, treba imati na umu da primjena ovog indikatora ima svoje nedostatke među kojima su najvažniji činjenica da je riječ o isključivo hipotetskoj stopi koja nema direktan učinak na kratkoročne uvjete financiranja na tržištu, te da je procjena izrazito osjetljiva na odabir između različitih oblika metodologije (Damjanović & Masten, 2016).

Konačno u model su uključene i dvije kontrolne varijable – indeks sistemskog stresa na razini eurozone i „*spread*“ između *EONIA-e* i *MRO-a*. Indeks sistemskog rizika (engl *Composite Indicator of Systemic Stress, CISS*) preuzet je iz baze podataka Europske centralne banke *Statistical Data Warehouse*, a predstavlja agregatnu mjeru koja obuhvaća 15 tržišno utemeljenih mjera financijskog stresa – za sektor financijskih posrednika, tržište novca, dionica, obveznica i devizno tržište (ECB, 2020). Podaci za indeks dostupni su na dnevnoj bazi, te je stoga napravljena odgovarajuća transformacija podataka u podatke niže frekvencije na mjesečnoj razini. Pritom, motivacija za uključivanje procjene sistemskog rizika za eurozonu prema Elbourne et. al. (2018) proizlazi iz nekoliko argumenata. Prvo, u literaturi se često navodi da monetarna politika u eurozoni sistemski odgovara na financijski stres, a samim time neophodno je uključivanje varijable kako bi se u procjeni šoka u obzir uzela samo egzogena komponenta monetarne politike. Uz to, *CISS* može služiti kao dobra procjena za utjecaj međunarodnih faktora na eurozonu u cjelini, kao što su globalna nesigurnost ili razvoj globalnog tržišta dobara.

Grafikon 7. EONIA vs. MRO



Izvor: izrada autorice prema bazi podataka ECB Statistical Data Warehouse (2020), dostupno na:

[sdw.ecb.europa.eu]

Podaci za razliku između EONIA-e i glavne stope refinanciranja (*MRO*) također su prikupljeni iz baze podataka ECB-a (grafikon 7). Generalna ideja iza ovog indikatora je da tržišna kamatna stopa EONIA (engl. *Euro Overnight Index Average*) predstavlja prvi korak u transmisijskom mehanizmu mjera Europske centralne banke te stoga ima veliku ulogu i u samoj signalizaciji općeg stava monetarne politike (Linzert & Schmidt, 2008). Stoga je općenito poželjno da bude što bliže službenoj kamatnoj stopi centralne banke. Izračunata razlika se pritom uključuje u model kao dodatna kontrolna varijabla s obzirom da je njen statistički značajan odgovor na mjere monetarne politike zabilježen u brojnim radovima, a samim time modelu daje dodatne informacije što čini konačnu identifikaciju monetarnog šoka preciznijom.

U modelima kojima se nastoji procijeniti heterogenost učinaka monetarnog šoka u pojedinačnim zemljama članicama uvršteno je ukupno sedam varijabli po uzoru na rad „*Does monetary policy affect income inequality in the euro area?*“ autora Samarina i Nguyen (2019). Prva varijabla je identificirani šok monetarne politike u agregatnom modelu koja je procijenjena za razdoblje od listopada 2009. godine do veljače 2020. Međutim, s obzirom na ograničenost vremenske serije podataka za Gini koeficijent uzorak u individualnim modelima smanjen je na razdoblje od 2009M10 – 2017M12. Prikupljanje podataka za mjeru nejednakosti predstavlja jedan od najvećih izazova u čitavom radu s obzirom da su podaci na mikro razini na zemlje članice eurozone gotovo i nepostojeći. Iz tog razloga po uzoru na rad Guerrello (201), podaci za Gini koeficijent preuzeti su na godišnjoj razini, a zatim je Chow-Lin metodom vremenske distribucije izvedena serija visoko-frekventivnih mjesečnih podataka koja prati kretanje potrošačke ankete Europske komisije. Jasno je kako u interpretaciji rezultata i donošenju zaključaka stoga treba imati na umu da je riječ o anketi u kojoj su podaci najvećim dijelom kvalitativni tj. odnose se na odgovore na pitanja o glavnim kategorijama poput financijske i ekonomske situacije kućanstva, te štednje i planova za sadašnju i buduću potrošnju. Podaci za Gini koeficijent na godišnjoj razini prikupljeni su iz baze – (*SWIID*) u kojoj su svi podaci o distribuciji nejednakosti prilagođeni za potrebe međunarodne usporedbe. Odabrani Gini koeficijent temelji se na podacima tržišnog dohotka (engl. *Market income*), koji se definira kao količina novčanih sredstava koju prima kućanstvo, prije poreza i prije transfera.

Nadalje, podaci za bruto domaći proizvod na mjesečnoj razini za zemlje članice eurozone također nisu dostupni, te su stoga prikupljeni na kvartalnoj frekvenciji iz baze podataka – *Eurostat*. Mjesečna serija podataka ponovno se ostvaruje Chow-Lin interpolacijom gdje su kao referentne

serije korišteni mjesečni podaci za indeks industrijske proizvodnje i volumen trgovine na veliko i malo iz iste baze podataka. Referentne serije odabrane su po uzoru na radove Burriel i Galesi (2016), te Elbourne et. al. (2018). Harmonizirani indeks potrošačkih cijena (*HICP*) preuzet je također iz baze *Eurostat* s baznom godinom 2015=100. U model je srodno prethodnom uključen i indikator financijskog stresa za pojedinačne zemlje članice. Riječ je o pokazatelju *CLIFS* (engl. *Country-Level Index of Financial Stress*) preuzetom iz baze podataka Europske centralne banke. Konačno, indikatori razine cijena dionica i visine plaća prikupljeni su s namjerom da identificiraju potencijalne dobitnike i gubitnike u (re)distribuciji dohotka kao rezultat utjecaja monetarnog šoka. Indeksi cijena dionica preuzeti su iz baze podataka – *Investing* na mjesečnoj razini. Za Njemačku prikupljena je serija podataka za – *DAX* burzovni indeks u Frankfurtu, za Belgiju – *BEL20* u Bruxellesu, za Francusku – *CAC40* u Parizu, Grčku – *Athens General Composite*, Španjolsku – *IBEX35* u Madridu, te Portugal – *PSI20* u Lisabonu. Podaci za plaće prikupljeni su s *Eurostat-a* na kvartalnoj razini izraženi u trenutačnim cijenama, te su stoga za potrebe prilagodbe modelu najprije deflacionirani i desezonirani, a zatim i prilagođeni mjesečnoj frekvenciji Chlow-Lin metodom s referentnim serijama – bruto domaći proizvod (BDP) i stopa nezaposlenosti, preuzetim iz iste baze. Gdje god je za to postojala potreba, desezoniranje vremenskih serija provedeno je odgovarajućom multiplikativnom metodom pomičnih prosjeka (engl. *Ratio to moving average*).

4.2. Metodologija

Prvi korak u analizi odnosi se na identifikaciju šoka monetarne politike Europske centralne banke na razini eurozone, primjenom strukturnog VAR modela s restrikcijama predznaka (engl. *Sign Restriction SVAR Model*). Vektorski autoregresijski modeli su naime, u proteklih nekoliko desetljeća postali temelj analize makroekonomske politike, prognostike i testiranja dinamičkih stohastičkih modela opće ravnoteže (Del Negro & Schorfheide, 2011). Međutim, s obzirom da je riječ o reduciranim modelima, njihovo je glavno ograničenje nemogućnost oporavka strukturnih šokova, a samim time i nemogućnost interpretacije dinamike varijabli nastale njihovim djelovanjem. U teoriji, takvi modeli omogućavaju samo sažimanje podataka, dok su tek strukturni oblici pogodni za njihovu interpretaciju (Fry & Pagan, 2010).

Standardni pristup ovom ograničenju bio je uvođenje restrikcija koje reduciraju broj „slobodnih“ parametara u strukturnim jednadžbama na broj koji može biti oporavljen iz informacija

reduciranog oblika. Pritom, kao najpoznatije korištene metode mogu se izdvojiti rekurzivna identifikacija pomoću Cholesky dekompozicije ili primjena kratkoročnih i dugoročnih restrikcija u modelu. Iako u određenim slučajevima ovakvi pristupi pronalaze podršku u ekonomskoj teoriji, riječ je o iznimci više nego pravilu, te je najveća kritika upravo činjenica da većinom nisu u skladu s makroekonomskom intuicijom (Danne, 2015). Iz tog razloga, autori poput H. Uhlig (2005), Canova i De Nicolo (2002), Faust (1998) predlažu novi pristup u kojemu se zaključci modela temelje na prethodnim uvjerenjima o predznaku utjecaja šokova, a koji proizlaze direktno iz ekonomske literature i teorijskih modela. Riječ je upravo o strukturnom VAR modelu s restrikcijama predznaka, za koji se danas prema Fry i Pagan (2010) prepoznaju tri ključne uloge u makro-ekonometrijskim istraživanjima:

1. za kvantifikaciju impulsnih reakcija na makroekonomske šokove;
2. za mjerenje stupnja nesigurnosti reakcija na impulsne odzive ili drugih veličina proizašlih iz njih;
3. za utvrđivanje doprinosa različitih šokova na fluktuacije varijabli, te prognostičke pogreške kroz dekompoziciju varijance (Fry & Pagan, 2010).

Ova je metoda inicijalno korištena u procjeni učinka tradicionalnih mjera monetarne politike na razinu dohotka SAD-a u radu autora Uhlig, H. (2005), a kasnije je prilagođena procjeni učinka monetarne politike u okruženju nultih kamatnih stopa uvođenjem „*shadow rate*“ kao zamjene za službenu kamatnu stopu centralne banke. Prema autoru, motivacija za korištenje ove metode u identifikaciji proizlazi iz jednostavne teze da monetarna kontrakcija mora rezultirati povećanjem kamatne stope, te padom razine cijena i realne proizvodnje – „*ukoliko dobivena shema identifikacije to ne postiže, odziv varijabli predstavlja zagonetku (engl. Puzzle), a jedina ispravna identifikacija biti će ona koja odgovara konvencionalnoj mudrosti*“ (Uhlig, 2005). Prvi dio empirijskog istraživanja u ovom radu temelji se upravo na identifikaciji strukturnog šoka monetarne politike Europske centralne banke prema jednoj od dvaju autorovih metoda – metodi odbacivanja (engl. *Rejection method*). Metoda se provodi primjenom dostupnog koda u programskom okruženju za statističke izračune i vizualizaciju – *R Studio*.³⁴ Kod u statističkom paketu „*VARSignR*“ autora Danne (2015) naime omogućava razumijevanje ključnih informacija

³⁴ Druga metoda Uhlig (2004) za koju je kod također dostupan u sklopu paketa „*VARSignR*“ je metoda kazne (engl. *Penalty method*), a uz njih se kao važnije mogu navesti i metoda odbacivanja autora Rubio-Ramirez et. al. (2010), te „*median target*“ metoda autora Fry i Pagan (2011).

o metodi potrebnih za njenu provedbu, a bez potrebe za složenim statističkim i tehničkim izračunima koji nadilaze okvire ovog istraživanja.

Identifikacija strukturnih šokova putem restrikcija predznaka počinje s predstavljanjem jednostavnog VAR modela s n endogenih varijabli, i duljinom pomaka k , koji se prema Bahovec i Erjavec (2009) može zapisati u standardnom obliku:

$$Z_t = \mu + A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1)$$

gdje je Z_t n -dimenzionalni vektor endogenih varijabli, $A_1 \dots A_k$ su $n \times n$ kvadratne matrice parametara reda n , μ je vektor konstantnih članova za svaku od varijabli, a ε_t je set inovacija, tj. n -dimenzionalni vektorski proces bijelog šuma, s očekivanom vrijednosti nula i matricom kovarijanci Σ . Naime, vrijedi da je za svako t :

$$E(\varepsilon_t) = 0 \text{ i } E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \begin{cases} \Sigma, & t = s \\ 0, & t \neq s \end{cases}$$

Ekonomska interpretacija podataka u modelu pritom se ostvaruje formiranjem strukturnog oblika modela (SVAR), koji se može predstaviti kao:

$$BZ_t = B_0 + CZ_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Iz usporedbe prvih dvaju jednadžbi slijedi da je $B\varepsilon_t = e_t$, tj. da su strukturni šokovi koji se nastoje procijeniti, linearna kombinacija pogrešaka u VAR modelu ε_t (Fry & Pagan, 2010). Pritom, B je $n \times n$ matrica strukturnih parametara, a e_t su strukturni šokovi koji slijede standardnu normalnu distribuciju sa srednjom vrijednošću (očekivanjem) nula i jediničnom varijancom. Nadalje, strukturni parametri mogu se identificirati putem jednadžbe:

$$BB' = \Sigma = E(\varepsilon_t, \varepsilon_t')$$

U jednadžbi $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t')$ može se dobiti procijenom reduciranog VAR modela standardnom metodom najmanje pogreške (engl. *Ordinary Least Squares*, *OLS*), te stoga kako bi se oporavili strukturni šokovi iz $\hat{\varepsilon}_t$ ostaje potrebno identificirati B . S obzirom da B ima n^2 nepoznatih elemenata slijedi da je za identifikaciju matrice potrebno najmanje $\frac{n(n-1)}{2}$ ograničenja. Za razliku od standardnih pristupa koji postavljaju „teška“ ograničenja na parametre, ograničenja predznaka

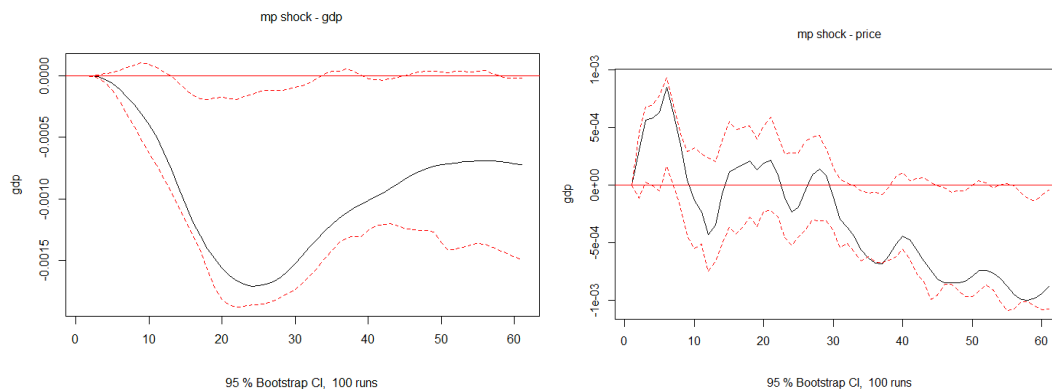
odnose se na puno „blaže“ restrikcije koja proizlaze iz prethodnim uvjerenja i ekonomske teorije (npr. x ne povećava y određeni vremenski period) (Danne, 2015). S obzirom da je restrikcije predznaka teško postaviti direktno na matricu koeficijenata u modelu, priručnik koji se u pravilu primjenjuje postavlja restrikcije naknadno na set ortogonalnih funkcija impulsnog odziva (engl. *Impulse Response Function*). Tako npr. u VAR modelu s greškama ε_t njihovim pravilnim kombiniranjem mogu se stvoriti potencijalni strukturni šokovi e_t koji su nekorelirani. Međutim, takvih će kombinacija biti mnogo, a samo neke od njih će stvarati impulsne odzive koji imaju željeni predznak. Stoga, ideja modela je konačno identificirati i zadržati samo one strukturne šokove koji odgovaraju ekonomskoj intuiciji (Fry & Pagan, 2010). Uz to, osim odabira odgovarajućeg smjera predznaka potrebno je odrediti i vremensko razdoblje u kojima će ograničenja vrijediti, što može biti bilo koji period između samo prvog razdoblja nakon šoka, pa sve do čitave duljine. Prema Danne (2015) postupak identifikacije strukturnih šokova može se sažeti u sedam koraka:

1. Provedi VAR model bez restrikcija kako bi dobio \hat{A} i $\hat{\Sigma}$ OLS metodom
2. Pomoću Cholesky dekompozicije utvrdi ortogonalne inovacije (šokove), imajući na umu da je Cholesky dekompozicija u ovom koraku samo način za ortogonalizaciju šokova, a ne i strategija identifikacije
3. Izračunaj funkcije impulsnog odziva iz koraka 2
4. Proizvoljno odredi ortogonalni impulsni vektor α
5. Pomnoži impulsne odzive iz koraka 3 s α i provjeri odgovaraju li željenim predznacima
6. Ako da, zadrži odzive, ako ne, nastavi proces
7. Ponovi korake 2.-6.

Važnost primjene SVAR modela s restrikcijama za procjenu šoka monetarne politike Europske centralne banke može se dokazati procjenom jednostavnog VAR modela s pet varijabli najčešće korištenih u empirijskim istraživanjima. To su redom: bruto domaći proizvod eurozone (*BDP*), harmonizirani indeks potrošačkih cijena (*HICP*), „*shadow rate*“ autora Krippner (2015) kao aproksimacija za monetarnu politiku, pokazatelj sistemskog stresa u eurozoni (*CISS*), te razlika između EONIA-e i glavne stope refinanciranja ECB-a (*EONIA-MRO spread*). Pritom, u procjeni modela implementirano je 12 pomaka koji su karakteristični za vektorske autoregresijske modele s mjesečnim podacima. Na grafikonu 8 prikazane su dobivene funkcije impulsnog odziva na šok

u varijabli „*shadow rate*“. U teoriji, funkcija impulsnog odziva predstavlja dinamički odgovor svake endogene varijable na jedinični šok u varijablama sustava (Bahovec & Erjavec, 2009). Iz prikaza funkcija impulsnog odziva (IRF) može se primijetiti kako učinak povećanja kamatne stope na bruto domaći proizvod ima odgovarajući - negativni predznak, dok naspram tome, impulsi odziv razine cijena u prvih deset mjeseci ne odgovara makroekonomskoj teoriji.

Grafikon 8. Funkcije impulsnog odziva na šok 1 standardne devijacije u varijabli „*shadow rate*“



Izvor: izrada autorice

Naime, prikazano kretanje razine cijena kao odgovor na šok monetarne politike može se opisati poznatim terminom u VAR literaturi – „*price puzzle*“ koji je inicijalno prepoznat u radu C. Sims (1992). Termin opisuje upravo povećanje razine cijena koje slijedi neočekivani restriktivni šok (tj. porast razine službene kamatne stope) politike centralne banke. Kao jedan od mogućih načina na koji se ovakav „neprikladan“ odgovor varijable u modelu može ispraviti Eichenbaum (1992) predlaže uvođenje indeksa cijena dobara u gospodarskom sustavu (engl. *Commodity price index*). Unatoč tome, čak ni njihovo uključivanje ne mora nužno rezultirati odgovarajućim odgovorom varijable, a uz to i sama ideja prema mnogima nailazi na nedovoljno teorijske podrške. Dalo bi se zaključiti da u većini slučajeva varijabla u konačnici „zamaskira“ problem, ali bez dovoljno faktora sreće nužno i ne rješava zagonetku.³⁵ Također, neki od prijedloga odnose se i na promjenu redoslijeda varijabli u modelu, no zasigurno najjednostavnije rješenje je Uhlig (2005) agnostički pristup identifikaciji koji omogućava izbjegavanje „zagonetke“ samom konstrukcijom modela (Uhlig, 2005). Stoga, po uzoru na radove poput Elbourne et. al. (2018), te Samarina i Nguyen (2019) u model su uključene navedene restrikcije predznaka:

³⁵ Uhlig (2004) u radu procjenjuje model u koji je među ostalim uključen indeks cijena dobara, no međutim razina cijena u VAR modelu i dalje bilježi porast pod utjecajem restriktivnog monetarnog šoka.

- restriktivna monetarna politika ne povećava bruto domaći proizvod u razdoblju koje slijedi monetarni šok;
- restriktivna monetarna politika ne povećava razinu cijena u razdoblju koje slijedi monetarni šok.

	GDP	HICP	SHADOW RATE	CISS	EONIA-MRO
MONETARNI ŠOK	-	-	+	?	?

U modelu se promatra razdoblje od listopada 2008. godine, do veljače 2020. godine u kojemu je Europska centralna banka aktivno primjenjivala nekonvencionalne mjere monetarne politike. S obzirom da je vremenski horizont od početka provedbe nekonvencionalnim mjera relativno kratak to može predstavljati veliko ograničenje u procjeni SVAR-a i identifikaciji strukturnog šoka, te se stoga kako bi se ublažio problem slijedi primjer Elbourne et. al. (2018) i u model se uvode podaci na mjesečnoj razini.³⁶ Kao i u prethodnom slučaju u model je uključeno pet varijabli – *BDP*, *HICP*, „*shadow rate*“, *CISS* i *EONIA-MRO*, koje su po potrebi logaritmirane ($\log GDP$, $\log HICP$). Pritom, posljednje dvije navedene varijable (*CISS*, *EONIA-MRO*) služe kao nadopuna originalnom modelu, te stoga restrikcije na njih nisu postavljene, već je dopušteno „slobodno“ formiranje funkcija impulsnog odziva. Uz to, u modelu s restrikcijama sam redoslijed varijabli u nije bitan, za razliku od tradicionalnog pristupa gdje postoji važnost odabira pravilnog poretka varijabli u postupku faktorizacije (npr. kod primjene faktorizacije Choleskog). Uhlig (2005) u svom radu međutim, prikazuje obje metode, te kao prikladnu poziciju kamatne stope u modelu određuje treće mjesto, nakon bruto domaćeg proizvoda i razine cijena.³⁷ Obrazloženje ovakvog poretka proizlazi iz pretpostavke da monetarne mjere utječu na realne varijable s vremenskim odmakom, dok trenutačan učinak imaju na varijable u financijskom sektoru. S obzirom da se metoda provodi preko koda koji se temelji upravo na tom radu, poredak varijabli je postavljen na isti način kako bi bio konzistentan s literaturom i kako bi se izbjegle potencijalne pogreške.³⁸

³⁶ Prema Bahovec i Erjavec (2009) jedno od glavnih ograničenja VAR modela je činjenica da je za adekvatnu analizu potrebno imati veliki broj podataka jer metodologija zahtjeva procjenu velikog broja parametara. Pritom, procjena velikog broja parametara smanjuje broj stupnjeva slobode, a samim time procjenu čini neprikladnom.

³⁷ Ovakav poželjan redoslijed varijabli u Cholesky dekompoziciji potvrđuju i drugi radovi poput Damjanović i Masten (2016).

³⁸ Korišteni kod, prilagođen za Euro zonu dostupan je u prilogu 1 na kraju rada.

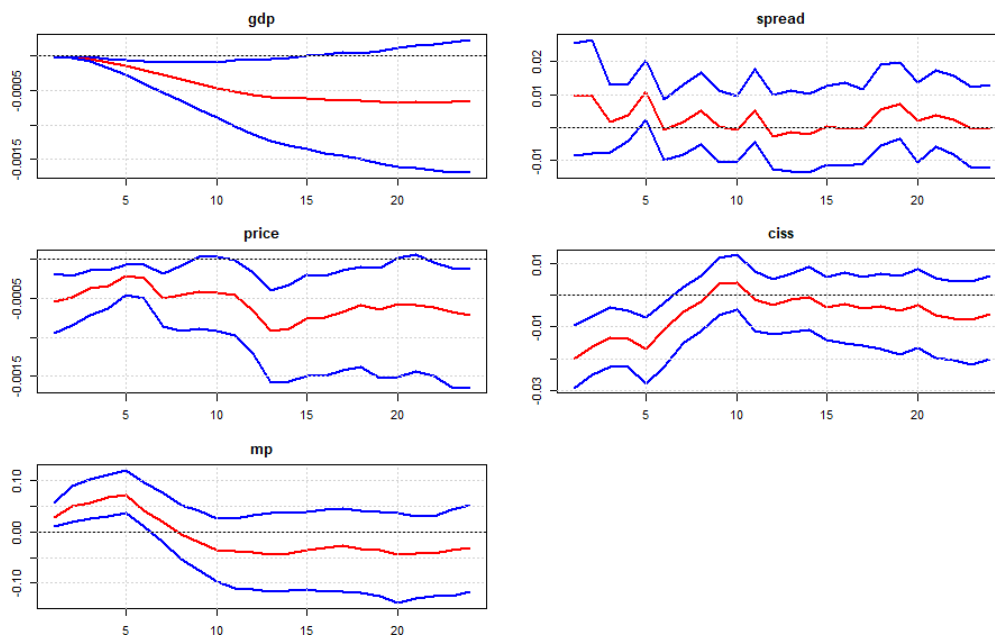
Varijable u modelu vektorski se mogu prikazati kao:

$$Y_t = [BDP_t^{EA}, HICP_t^{EA}, shadow\ rate_t^{EA}, CISS_t^{EA}, SPREAD_t^{EA}]$$

Kao i u originalnom radu u SVAR modelu je odabrano 12 pomaka, što je prikladno s obzirom da se radi o podacima na mjesečnoj razini, te je generirana funkcija impulsnog odziva za razdoblje od 24 mjeseca, odnosno 2 godine. Za procjenu je korišteno 2000 izvlačenja i 200 sub-izvlačenja kako bi se generirali impulсни vektori i potencijalni impulсни odzivi na koje će algoritam biti primijenjen. Nadalje, restrikcije predznaka su primijenjene na razdoblje od pet mjeseci počevši od prvog mjeseca kada nastaje šok (*kmin*) do maksimalno šestog mjeseca (*kmax*). Te konačno, kao željeni broj prihvaćenih izvlačenja postavljeno je 1000 izvlačenja što odgovara zadanim pretpostavkama u R kodu. Funkcijom *uhlig.reject* procjenjuje se model, u kojemu se šokovi identificiraju metodom odbacivanja. Veličina šoka je jedna standardna devijacija, te se konačno definira samo 1 šok od interesa – šok monetarne politike. Kod je formiran na način da se proces zaustavlja jednom kada je postignut željeni broj prihvaćenih izvlačenja, a ako se ne postigne u danom ograničenju, nastavlja se sve dok konačno ne bude postignut (Danne, 2015).

Grafikon 9. Funkcije impulsnog odziva na šok 1 standardne devijacije u varijabli „*shadow rate*“

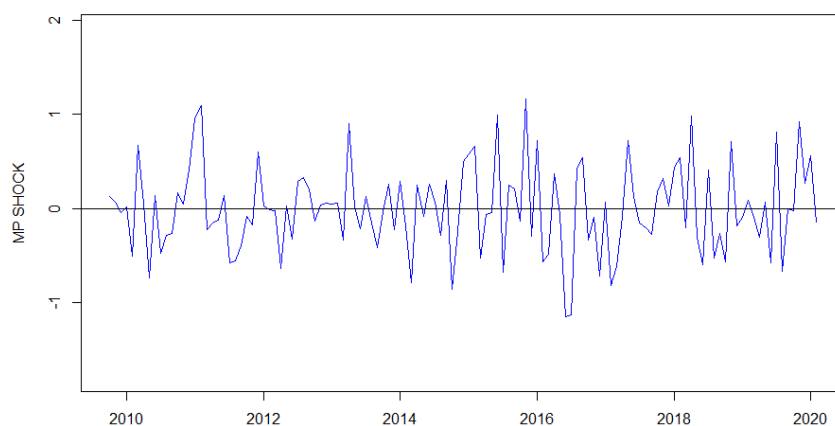
SVAR model s restrikcijama predznaka



Izvor: izrada autorice

Iz usporedbe dobivenih funkcija impulsnog odziva s prethodno provedenim modelom može se primijetiti da je uvođenjem restrikcija riješen problem zagonetke cijena, te da je odziv *varijable HICP* na povećanje kamatne stope „*shadow rate*“ negativan u čitavom promatranom razdoblju od 24 mjeseca. Naime, IRF pokazuje da povećanje kamatne stope od jedne standardne devijacije rezultira trenutnim padom razine cijena, koji konačno doseže maksimum u trinaestom mjesecu. Nadalje, odgovor *varijable BDP* u čitavom promatranom razdoblju je negativan, no statistički je signifikantan samo u prvih 15 mjeseci od nastanka šoka. Odgovor obje varijable u ovom slučaju je u skladu s pretpostavkama koje proizlaze iz ekonomske teorije, a samim time model je prikladniji za identifikaciju šoka monetarne politike u odnosu na klasičan VAR model u kojem se primjenjuje postupak ortogonalizacije kovarijancijske matrice varijabli. Odgovor *varijable SPREAD* na šok kamatne stope u rezultatima modela je većinom pozitivan, što odgovara teoriji, no ne i značajan. Prema, Elbourne et. al. (2018) predlaže se uvođenje restrikcija i na ovu varijablu jer postoji relativno jak dokaz u empirijskoj literaturi da restriktivan šok nekonvencionalne monetarne politike trenutačno djeluje na njeno povećanje. Međutim, za provjeru robusnosti model je proveden i na ovaj način, te s obzirom da nema značajnih razlika u rezultatima i identifikaciji šoka, konačno nije implementiran u daljnju analizu. Odziv *varijable CISS* na koju nisu uvedena ograničenja nije statistički značajan, a ujedno ne ukazuje niti na smjer reakcije koji bi bio konzistentan s ekonomskom intuicijom. S obzirom da je krajnji cilj ovog modela identifikacija strukturnog šoka monetarne politike, rezultati funkcije impulsnog odziva za ovu varijablu ne predstavljaju veliko ograničenje.

Grafikon 10. Šok monetarne politike Europske centralne banke



Izvor: izrada autorice

Konačno, grafički prikaz 10 pokazuje procijenjeni šok monetarne politike Europske centralne banke na razini eurozone, koji se u nastavku empirijske analize uvodi u VAR modele za individualne zemlje članice. Kako bi se omogućilo što jasnije donošenje zaključaka na većem broju varijabli za svaku od šest odabranih zemalja procijenjena su dva zasebna VAR modela. Pritom, u oba modela identificirani monetarni impuls stavlja se na prvo mjesto kako bi se u obzir uzela pretpostavka da je riječ o „vanjskom šoku“. Naime, prema teoriji vrijedi da se u poretku varijabli ona varijabla čija dinamika prethodi dinamici preostalih stavlja na prvo mjesto, dok se varijabla za koju se općenito smatra da nema nikakvog utjecaja na preostale stavlja kao posljednja. Osim toga, po definiciji prva varijabla u poretku objašnjava svu svoju varijancu prognostičke pogreške u narednom periodu, iz čega proizlazi da je u konkretnom modelu ovakva pozicija monetarnog šoka najprikladnija (Bahovec & Erjavec, 2009). Pritom, s obzirom da se u procjenjuju modeli u koji su uključene zemlje članice eurozone ne uvode se dodatne restrikcije na povratni učinak varijabli u modelu, jer se smatra da osim što monetarna politika utječe na domaće varijable, domaće varijable imaju u određenoj mjeri i učinak na monetarnu politiku ECB-a. Varijable uključene u prvi model uz šok monetarne politike su redom: pokazatelj financijskog stresa u zemlji (*varijabla CLIFS*), harmonizirani indeks potrošačkih cijena (*varijabla HICP*), bruto domaći proizvod (*varijabla BDP*), te se vektorski mogu prikazati kao:

$$\text{MODEL 1 : } Y_t = [MP_t^{EA}, CLIFS_t^x, BDP_t^x, HICP_t^x]$$

Ideja prvog modela je dobiti generalnu sliku o učinku monetarnog šoka Europske centralne banke na financijski sektor i realnu ekonomiju. Naspram tome, varijable uključene u drugi model su uz šok monetarne politike: indeksi cijena dionica (*varijabla STOCKS*), visina plaće u zemlji (*varijabla WAGE*), te kao indikator nejednakosti Gini koeficijent (*varijabla GINI*):

$$\text{MODEL 2 : } Y_t = [MP_t^{EA}, STOCKS_t^x, WAGE_t^x, GINI_t^x]$$

U ovom slučaju cilj je dokučiti jesu li teorijske pretpostavke o utjecaju monetarne politike zadovoljene, i ako jesu koji je od dvaju pretpostavljenih efekata jači:

1. za varijablu *STOCKS*: ekspanzivna monetarna politika povećava cijenu financijske imovine i potencijalne kapitalne dobiti od kojih koristi ostvaruje stanovništvo na vrhu distribucije dohotka

2. za varijablu *WAGE*: ekspanzivna monetarna politika povećava dohodak i zaposlenost, potiče stvaranje novih radnih mjesta i rast plaća koji su najvažnije za stanovništvo na dnu distribucije dohotka

Gini koeficijentom nastoji se zaokružiti priča o utjecaju na nejednakost, te potvrditi tezu da ukoliko ekspanzivna monetarna politika povećava plaće više nego cijene dionica ukupan je učinak smanjenje nejednakosti. Te obrnuto, ako je rast plaća manji u odnosu rast cijena dionica, konačni je efekt povećanje ekonomske nejednakosti u zemlji.

3. Za varijablu *GINI*: $\uparrow WAGE < \uparrow STOCKS \rightarrow \uparrow GINI$, ili $\uparrow WAGE > \uparrow STOCKS \rightarrow \downarrow GINI$

Redosljed varijabli u modelima i u ovom slučaju je određen u skladu s tezom da su financijska tržišta glavni posrednici koji šok monetarne politike prenose na realni sektor, te da financijska tržišta reagiraj na monetarni šok odmah, dok realne makroekonomske varijable s određenim vremenskim odmakom. Sve varijable su uvrštene u logaritamskim vrijednostima uz izuzetak identificiranog šoka monetarne politike i indikatora financijskog stresa koji su korišteni u izvornom obliku.

Pritom, za svaku od varijabli proveden je test stacionarnosti tj. odgovarajući prošireni test jediničnog korijena (engl. *Augmented Dickey-Fuller test, ADF*) kojim se zaključuje da su (kao što je i očekivano) sve varijable izuzevši šok monetarne politike i varijablu *CLIFS* nestacionarne varijable, odnosno integrirane prvog reda $I(1)$. Većina europske literature koja se bavi procjenjivanjem VAR modela zagovara odgovarajuću transformaciju varijabli u slučaju da su nestacionarne npr. diferenciranjem ili uključivanjem trend komponente. Unatoč tome, protivnici pristupa poput Sims (2000) ili Fuller (1976) argumentiraju da je sam cilj VAR analize nije procijeniti parametre već ispitati odnos varijabli, te da se diferenciranjem izbacuju glavne informacije koje opisuju međusobnu dinamiku, a da se pritom čak niti ne povećava efikasnost procjenitelja (Bahovec & Erjavec, 2009). Uz to, gotovo svi do sada navedeni radovi koji ispituju učinak šoka monetarne politike uključuju varijable u njihovom izvornom obliku. Iz navedenih razloga model je inicijalno proveden u razinama kako bi bio u skladu s relevantnom literaturom, no međutim takva specifikacija rezultirala je nestabilnošću čitavog modela. Stoga, konačno je donesena odluka da će se slijediti europski primjer, te da će varijable biti uključene u prvim diferencijama čime se rješava problem nestabilnosti modela, iako dobiveni rezultati nisu toliko intuitivni, niti nužno u granicama statističke značajnosti kao kod prethodnog slučaja. Konačno,

važan korak u formiranju modela je i odabir odgovarajućeg broja pomaka, koji će napraviti kompromis između dijagnostike i osiguranja dovoljnog stupnja slobode u modelu. U tu svrhu najčešće se koriste multivarijantni informacijski kriteriji kao što su: Akaikeov informacijski kriterij (AIC), Schwartz-Bayesov kriterij (SBC) i Hannan-Quinnov kriterij (HQ) (Bahovec & Erjavec, 2009). Predloženi broj pomaka u modelima za pojedine zemlje po kriterijima se razlikovao, te je stoga konačno odlučeno slijediti literaturu i odabrati 12 pomaka, što je tipično za mjesečne vremenske serije.

Također prije same interpretacije rezultata važan korak odnosi se na dijagnostiku modela kojom se utvrđuje je li model pravilno specificiran i prikladan za donošenje konačnih zaključaka, pa je u tu svrhu proveden test stabilnosti VAR modela. U pravilu vrijedi da u slučaju kada VAR model nije stabilan određeni rezultati nisu valjani te sama specifikacija modela zahtjeva drugačiji pristup. Uz izuzetak drugog modela za Grčku i Portugal, testom je utvrđeno da svi modeli zadovoljavaju uvjet stabilnosti tj. da svi korijeni imaju modul manji od jedan i leže unutar jediničnog kruga. Za preostala dva slučaja odabran je alternativni broj pomaka u modelu $p=8$ kojim se konačno osigurala stabilnost. Uz to, bitan preduvjet za daljnju analizu je i ispitivanje svojstva reziduala tj. ispitivanje „primjerenosti“ procijenjenog VAR modela. Prema teoriji, ako je model „dobar“ reziduali će imati karakteristike čistog slučajnog procesa, a samim time će i početne pretpostavke o modelu biti ispunjene (Bahovec & Erjavec, 2009). U tu svrhu, proveden je odgovarajući test autokorelacije reziduala – *LM test* u kojemu se prihvaća nulta hipoteza da ne postoji korelacija između grešaka relacije (reziduala) do zaključno s $p=12$ (ili $p=8$) pomakom. Dobiveni rezultati dijagnostike modela dostupni su u prilogima 2-5 na kraju rada.

4.3. Rezultati i diskusija

Kao što je ranije rečeno, glavna uloga VAR modela je analiza međusobne dinamike pojava, tj. testiranje ranije pretpostavljenih veza i/ili uzročnosti varijabli. U pravilu koeficijenti procijenjenog VAR modela nisu predmet zanimanja, već se analiza rezultata svodi na interpretaciju funkcija VAR koeficijenata za koje se smatra da su preciznije procijenjene, bolje sažimaju relevantne podatke i najvažnije, imaju jasno definirano ekonomsko značenje (Canova, 2011). Prema tome, za donošenje zaključaka najčešće primjenjuju dva oblika tzv. inovacijske analize – prethodno već definirana – funkcija impulsnog odziva (IRF), te analiza dekompozicije

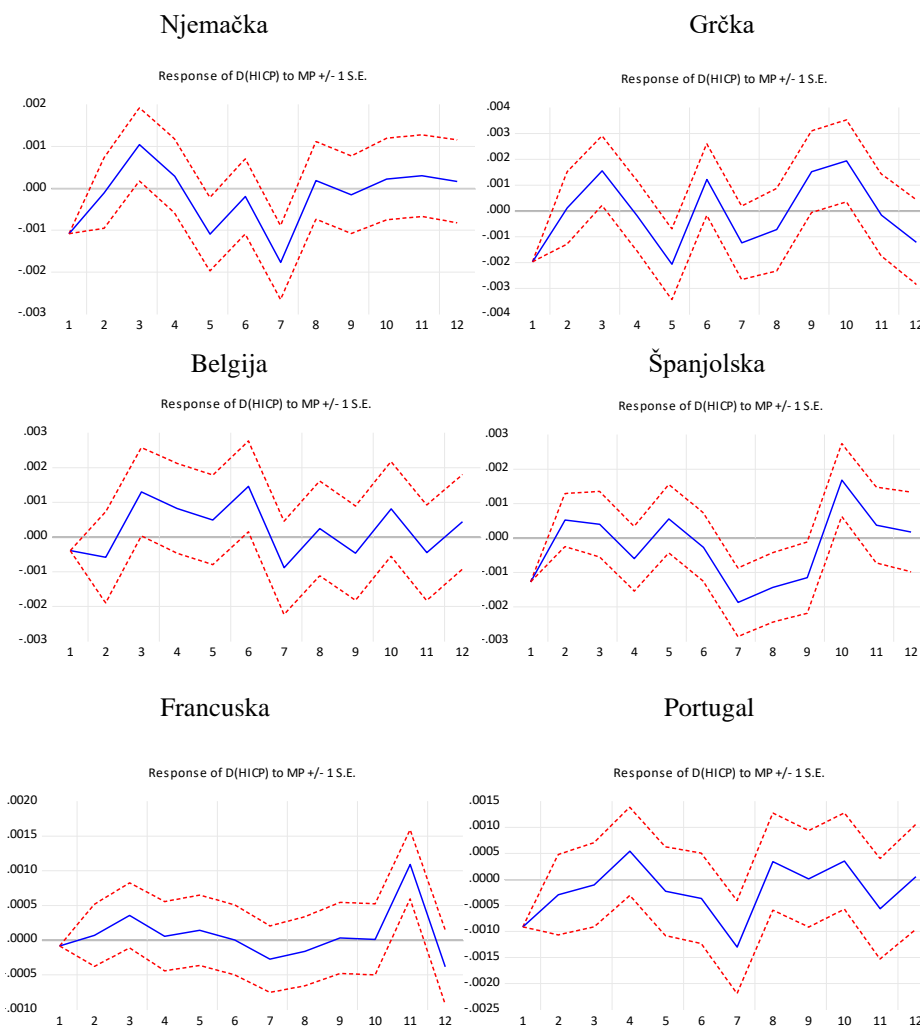
varijance (engl. *Decomposition Variance, DVC*), koje će se za svih šest zemalja i oba provedena modela komentirati u nastavku poglavlja. Ono što je pritom bitno naglasiti je da se prikazane funkcije impulsnih odziva odnose na restriktivan šok monetarne politike, te će zbog lakšeg praćenja grafikona i teksta biti interpretirane na takav način. Ipak, s obzirom da je temeljni cilj ovog rada analizirati učinak monetarne politike ECB-a u vrijeme provedbe nekonvencionalnih mjera koje su djelovale ekspanzivno, glavni zaključci modela će se donositi „zrcalno“ tj. na način da pozitivan učinak restriktivne mjere odražava negativan učinak ekspanzivne i obrnuto negativan učinak restriktivne mjere predstavlja pozitivan učinak monetarne ekspanzije - npr. smanjenje BDP-a uslijed šoka restriktivne monetarne politike, ujedno zrcalno znači povećanje BDP-a kao reakciju na ekspanzivan šok *MP*. U pogledu grafičkog prikaza IRF vrijedi napomenuti da su na ordinati prikazane postotne promjene s obzirom da podaci u model ulaze u diferencijama logaritama, osim financijskih varijabli koje su izražene u razinama, te je stoga potrebno svaku vrijednost (uz izuzetak *CLIFS*) funkcije množiti sa 100. Isprekidane crvene linije na grafikonu predstavljaju intervale statističke signifikantnosti od 1 standardne devijacije, a plave linije impulsnu funkciju.

4.3.1. Rezultati prve skupine modela za odabrane zemlje članice eurozone

Funkcije impulsnog odziva na grafikonu 11 prikazuju odziv *varijable HICP* na restriktivan šok monetarne politike od 1 standardne devijacije za zemlje centra i periferije eurozone. Trenutačna reakcija varijable ($k=1$) u većini je zemalja negativna i statistički značajna, no međutim u ostatku perioda postoji visoko izražena heterogenost u pogledu samog smjera odziva, te rezultati nisu nužno u skladu s teorijskim pretpostavkama. To posebice vrijedi za zemlje poput Francuske u kojoj restriktivan šok *MP* rezultira povećanjem razine cijena tijekom čitave godine, iako je pritom odziv statistički značajan samo u dvomjesečnom periodu između $k=10$ i $k=12$. U Belgiji je tijekom prva dva mjeseca zabilježen odziv varijable očekivanog predznaka, koji međutim prelazi u pozitivno područje do sredine promatrane godine, a nakon čega isčezava. Jednoznačni rezultati ne postižu se ni u slučaju Grčke gdje odziv varijable prelazi iz negativnog u pozitivno područje, te je stoga teško donijeti konačan zaključak o smjeru učinka monetarnog šoka. Također, bitno je naglasiti da u oba slučaja rezultati većim dijelom nisu statistički značajni. Naspram tome, u Njemačkoj i Španjolskoj, te donekle i Portugalu dalo bi se zaključiti da

restriktivan monetarni šok rezultira statistički značajnim padom razine cijena do maksimalnih 2%.

Grafikon 11. Funkcije impulsnog odziva varijable *HICP* na šok u varijabli *MP*

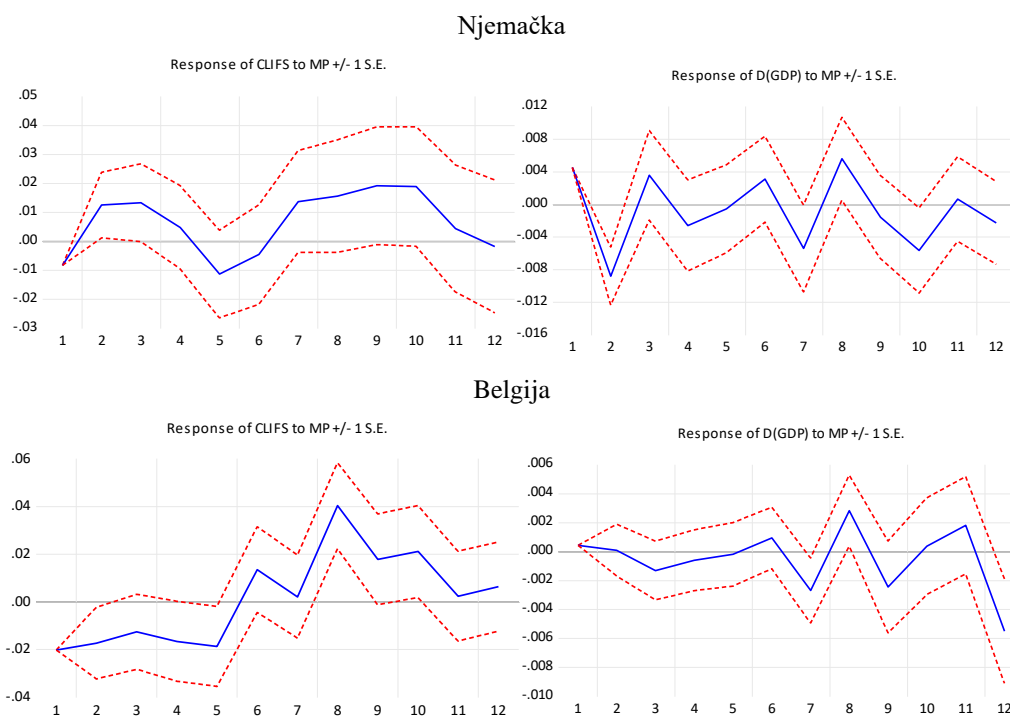


Izvor: izrada autorice

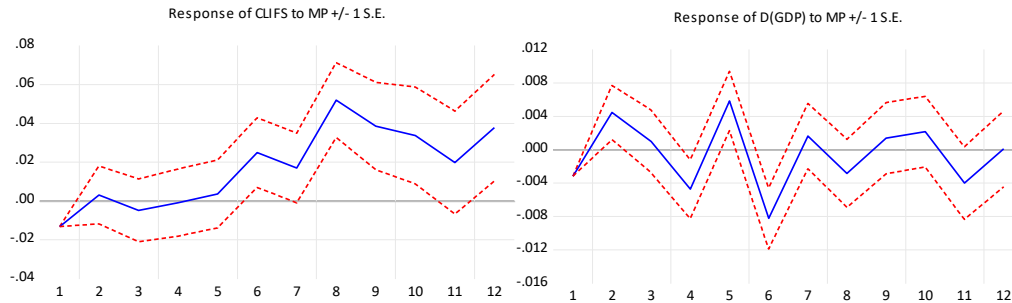
Ovakva podijeljenost rezultata u zemljama članicama eurozone potvrđuje rastuću sumnju među teoretičarima i ekonomistima u učinkovitost Europske centralne banke da učinkovito upravlja inflacijom i inflatornim očekivanjima. Naime, diskusija glede neobjašnjivog ponašanja razine cijena vodi se još od samih početaka globalne financijske krize, kada se po prvi puta dovode u pitanje i tradicionalne teorijske pretpostavke poput dobro utemeljene teorije Phillips-ove krivulje. Tako se na razdoblje između 2009. i 2011. godine u literaturi često referira kao na tzv. period „izostale dezinflacije“, jer je unatoč produljenoj recesiji i povećanju nezaposlenosti inflacija bila

viša od očekivane. Naspram tome, obrnuta situacija dogodila se u razdoblju koje je uslijedilo nakon 2012. godine, kada je unatoč prvim znakovima oporavka gospodarstva inflacija ostala (i još uvijek je) znatno ispod ciljane. Prema Abdih et. al. (2018) Europska centralna banka je spuštanjem razine službene kamatne stope, te implementacijom nekonvencionalnih mjera uspjela potaknuti aktivnost u realnom sektoru i smanjiti nezaposlenost, no unatoč naporima usmjerenim na postizanje ciljanih 2%, odgovor temeljne i ukupne inflacije je izostao. Na razini eurozone neznačajan učinak monetarne politike na razinu cijena potvrđuju i autori poput Elbourne et. al. (2018), dok naspram tome Boeckx et. al. (2017) tvrde kako bi inflacija bez implementacije nekonvencionalnih mjera u 2012. godini bila čak 1% niža. Na razini pojedinačnih članica eurozone heterogenost u pogledu smjera i/ili jačine učinka je zabilježena u većini literature, pa je prema tome jasno da bi i u okviru ovog rada donošenje jedinstvenog zaključka uključivalo veliki stupanj „generaliziranja“, bez dovoljno empirijske podrške.

Grafikon 12. Funkcije impulsnog odziva za zemlje centra EZ, MODEL 1



Francuska

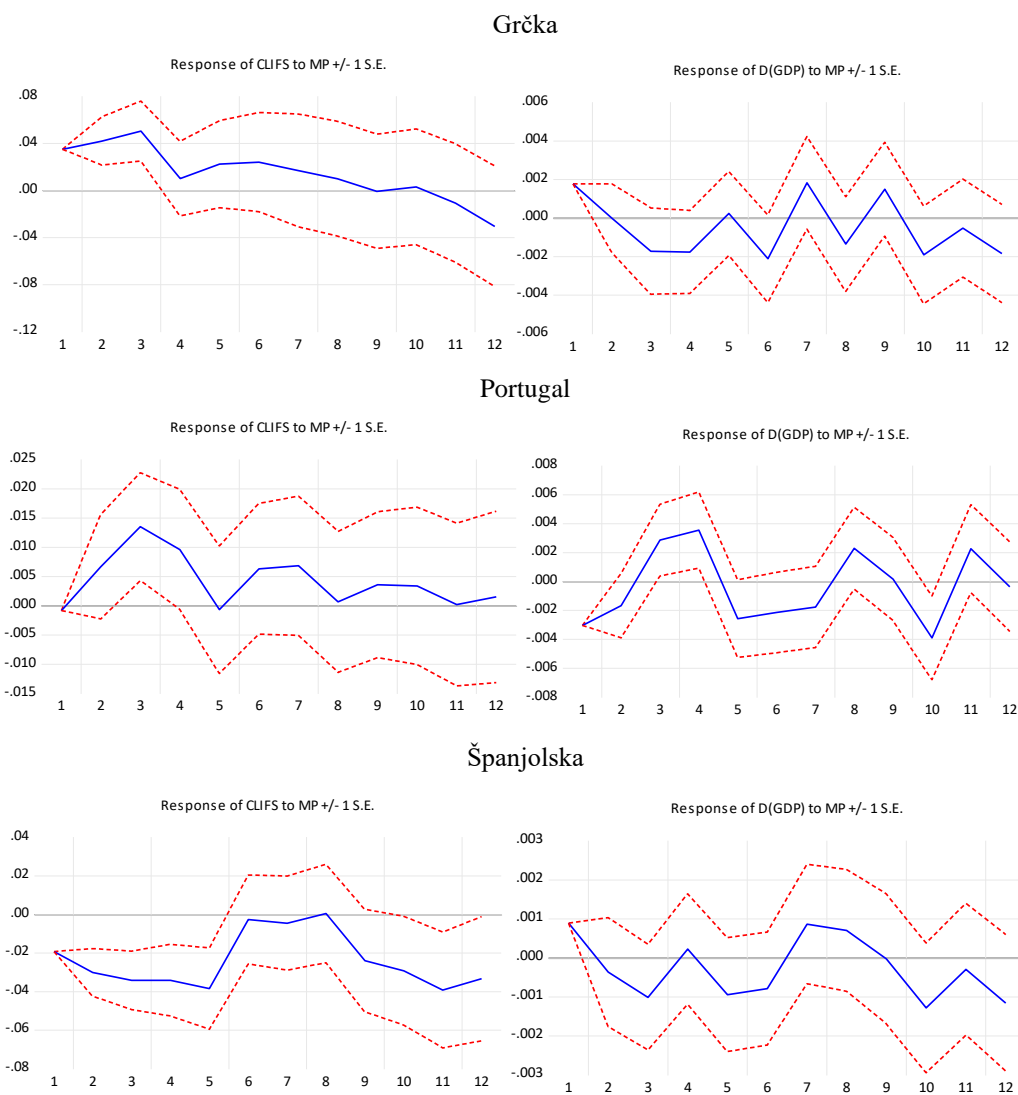


Izvor: izrada autorice

Rezultati prvog modela za Njemačku pokazuju da šok restriktivne monetarne politike od jedne standardne devijacije (*varijabla MP*) rezultira pozitivnim učinkom na indeks financijskog stresa u zemlji (*varijabla CLIFS*). Iako utjecaj nije statistički signifikantan u čitavih 12 mjeseci, može se primijetiti da se zadržava tijekom relativno duljeg vremenskog perioda. Slični rezultati za ovu varijablu dobiveni su i za Belgiju, uz tu razliku što šok od jedne standardne devijacije rezultira povećanjem financijskog stresa s vremenskim odmakom. Funkcija impulsnog odziva tijekom prvih pet mjeseci ukazuje na smanjenje financijske nestabilnosti, tijekom iduća dva razdoblja učinak je statistički nesignifikantan, dok nakon toga slijedi jasno povećanje financijske nestabilnosti kao posljedica utjecaja restriktivne monetarne politike. Povećanje financijskog stresa u Francuskoj statistički je značajno samo u drugom dijelu godine, te je kao i u prethodna dva slučaja odziv varijable relativno perzistentan. U dekompoziciji varijance monetarna politika u prvom razdoblju ($k=1$) sudjeluje s relativno niskim udjelom. Naime, postotak varijance prognostičke pogreške varijable objašnjen *varijablom MP* je 1,2% za Njemačku, 4,73% za Belgiju, te 1,96% u Francuskoj. Do kraja promatranog razdoblja ($k=10$) udio se povećava, te u objašnjenju varijabilnosti *varijabla MP* sudjeluje s najnižih 7,59% u Njemačkoj, te 16,88% i 20,13% u Belgiji i Francuskoj.

Utjecaj jediničnog šoka monetarne politike na bruto domaći proizvod u zemljama centra nije toliko jasan, te u usporedbi s prethodnom varijablom relativno brzo isčezava. U Njemačkoj odziv varijable bilježi statistički značajan pad samo u jednom mjesecu ($k=2$), dok se u Belgiji i Francuskoj statistička značajnost postiže tijekom dva mjeseca u godini. Stoga konačno, iz prikaza funkcija dalo bi se zaključiti da je odziv realnog sektora, čak i ako postoji, izuzetno slabog intenziteta.

Grafikon 13. Funkcije impulsnog odziva za zemlje periferije EZ, MODEL 1



Izvor: izrada autorice

Što se tiče zemalja periferije, rezultati se bitno ne razlikuju. Ono što se međutim može primijetiti u slučaju Grčke i Portugala je relativno jak i pozitivan odziv *varijable CLIFS* koji se javlja odmah uslijed nastanka monetarnog šoka. U obe zemlje učinak se zadržava u pozitivnom području u većem dijelu promatranog razdoblja, iako s vremenom slabi, te je statistički signifikantan samo tijekom prva tri mjeseca. Naspram tome, odziv varijable u Španjolskoj u potpunosti ne odgovara ekonomskoj intuiciji, te pokazuje statistički značajan pad koji se zadržava do kraja promatranog perioda. U objašnjenju varijance prognostičke pogreške *varijabla MP* sudjeluje s najviših 5,73% u Grčkoj, 5% u Portugalu, te neočekivanih 15,95% u Španjolskoj.

Naspram tome, rezultati za bruto domaći proizvod ni u ovom slučaju nisu jednoznačni. Tijekom prvih šest mjeseci odziv varijable na monetarni šok je negativan u Grčkoj i Španjolskoj, no ne i statistički signifikantan. U Portugalu pak odziv varijable pokazuje veliku volatilnost između pozitivnog i negativnog područja, te je stoga teško donijeti konačan sud o učinku monetarnih mjera, barem kada je riječ o kratkom roku od jedne godine.

Ako se usporede rezultati prvog modela za zemlje centra i periferije ono što se „grubo“ može zaključiti je da restriktivna politika Europske centralne banke u pravilu rezultira povećanjem financijskog stresa, a donekle i padom ukupne gospodarske aktivnosti. U kontekstu monetarne ekspanzije koja se provodila u razdoblju koje slijedi globalnu financijsku krizu, to bi značilo da je monetarna politika ECB-a bila djelomično uspješna u stimulaciji realnog sektora i uspjela smanjiti nestabilnost na financijskim tržištima, uz izuzetak Španjolske. Takvi su rezultati u skladu s ekonomskom intuicijom i zaključcima autora poput Haldane et. al. (2016), Burriel i Galesi (2016), Damjanović i Masten (2016) za output, te Elbourne et. al. (2018) za output i stres na financijskim tržištima. Pritom, reakcija financijskih tržišta dvije zemlje periferije je najjača u prva tri mjeseca od nastanka monetarnog šoka, dok se naspram tome u centru javlja sa određenim vremenskim odmakom.³⁹ Jači trenutačni odziv varijable u zemljama periferije implicira na zaključak da je Europska centralna banka nekonvencionalnim mjerama privremeno uspjela smiriti nepovjerenje i percepciju rizika na visoko-volatilnim tržištima Europe što se može povezati i s govorom M. Draghi (2012) nakon kojeg je zabilježen značajan pad prinosa na državne obveznice u tim zemljama. Unatoč tome, u skladu sa stajalištem Fratzscher et. al. (2014), rezultati pokazuju da je perzistentnost takvog učinka upitna, a upravo zbog sumnje u dugoročno održavanje fiskalne discipline u ovim zemljama. Također, s obzirom na dobivene rezultate za Španjolsku u kojoj je unatoč monetarnoj ekspanziji zabilježeno statistički značajno povećanje financijskog stresa, upito je mogu li se rezultati na ovaj način generalizirati za čitavu periferiju eurozone. Naspram tome, iz funkcija impulsnog odziva vidljivo je da se maksimalan odziv varijable u Njemačkoj, Belgiji i Francuskoj postiže između sedmog i devetog mjeseca. S obzirom na veće generalno „zdravlje“ i stabilnost financijskog sustava ovakvi rezultati nisu začuđujući, te je realno za očekivati da će reakcija financijskih tržišta u vrijeme nastanka monetarnog šoka biti

³⁹ Ovim zaključcima su srodni i rezultati dekompozicije varijance, prema kojima u prvom mjesecu ($k=1$) monetarni šok objašnjava u prosjeku 2,63% varijance prognostičke pogreške varijable *CLIFS* u centru, te 4,06% varijance u zemljama periferije. Do kraja promatranog razdoblja je međutim, postotak varijabilnosti objašnjen monetarnim šokom u centru je 14,86%, a u periferiji upola manjih 7,93%.

manje volatilna u odnosu na zemlje periferije. Unatoč tome, pozitivan učinak na smanjenje financijskog stresa uslijed provedbe nekonvencionalnih mjera ECB-a nije izostao, te je u prosjeku čak i jači u odnosu na periferiju EZ u drugom dijelu godine.

Što se tiče reakcije realnog sektora, u obje skupine zemalja učinak je poprilično nejasan. Ono što pritom zasigurno vrijedi je da šok monetarne politike uzrokuje jači odziv na financijskim tržištima u odnosu na realni sektor. S obzirom na rezultate funkcija impulsnog odziva reakcija financijskih tržišta kreće se u između 0,02 i 0,05 u centru i između 0,014 i 0,05 u periferiji, s negativnim predznakom kada je riječ o ekspanzivnoj politici ECB-a. Naspram tome, odziv za realni sektor seže do maksimalnih 0,008 u centru, te 0,004 u zemljama periferije (s pozitivnim predznakom).⁴⁰ U ovakvim se rezultatima ogleda uloga Europske centralne banke koja je na prvoj liniji obrane financijskih tržišta, no međutim daljnji prijenos likvidnosti na realni sektor je dvosmislen. Pritom, rezultati ukazuju da je utjecaj na ukupnu ekonomsku aktivnost nešto jači u centru u odnosu na periferiju, što podržava i tezu autora Elbourne et. al. (2018) prema kojemu je odgovor bruto domaćeg proizvoda u velikoj ovisnosti o zdravlju bankovnog sustava, te visini državnog duga u zemlji. Eurozonu naime, opisuje značajna korelacija između prezaduženosti države i slabosti ukupnog bankovnog sektora. Stoga u zemljama periferije poboljšanje tržišnih uvjeta uslijed provedbe nekonvencionalnih mjera ne mora nužno zaživjeti rezultatima u realnom sektoru, ako su sudionici na tržišnu svjesni činjenice da solventnost banaka može biti kompenzirana rastućim državnim dugom i potencijalnom mogućnošću „*bailouta*“. Ovo je međutim samo jedno od mogućih objašnjenja, te bi konkretnije donošenje zaključaka zahtijevalo uključivanje drugih varijabli u analizu poput kratkoročnih tržišnih kamatnih stopa, prinosa na državne obveznice, odobrenih bankovnih kredita, te širu analizu potencijalnog transmisijskog mehanizma ECB-a na realni sektor.

4.3.2. Rezultati druge skupine modela za odabrane zemlje članice eurozone

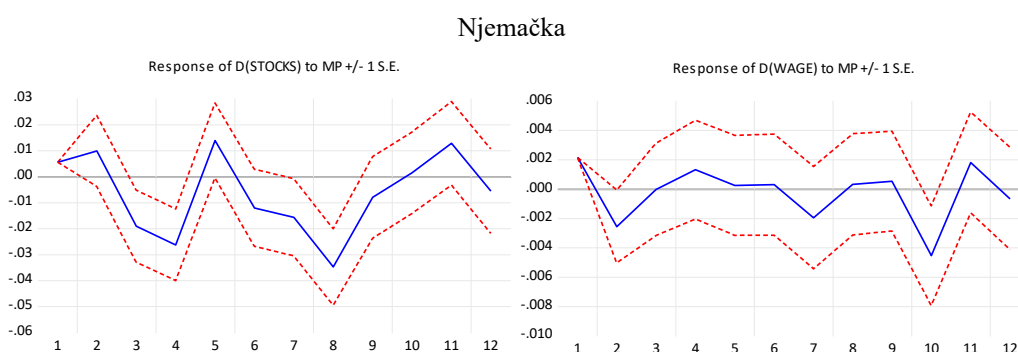
Rezultati drugog modela za Njemačku pokazuju da je odgovor *varijable STOCKS* na restriktivan šok od jedne standardne devijacije u *varijabli MP*, statistički značajan i negativan u dva perioda između trećeg i petog, te sedmog i devetog mjeseca. Rezultati za Belgiju u pogledu smjera odziva su srodni, te pokazuju da restriktivna monetarna politika rezultira padom cijena dionica u zemlji u

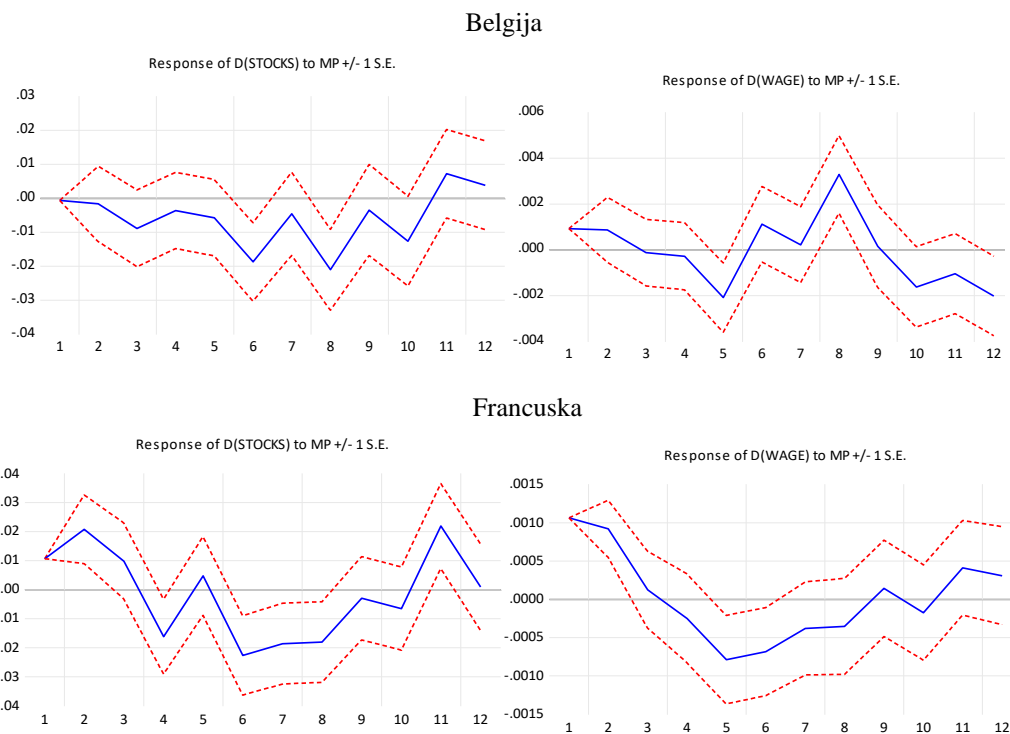
⁴⁰ Za potrebe usporedbe rezultati za realni sektor nisu iskazani u postocima.

čitavom promatranom razdoblju. Naspram tome, negativan odziv varijable u Francuskoj javlja se s vremenskim odmakom od tri mjeseca, te je relativno perzistentan kao i u prethodna dva slučaja. U objašnjenju varijance prognostičke pogreške u promatranom godini *varijabla MP* sudjeluje s maksimalnih 21,15% u Francuskoj, 12,46% u Belgiji, te 22,86% u Njemačkoj.

Kao i u slučaju prvog modela, učinak na realni sektor nije toliko jednoznačan, posebice u prve dvije promatrane zemlje Njemačkoj i Belgiji. Za Njemačku statistički značajan negativan odziv *varijable WAGE* zabilježen je tek sa znatnim vremenskim odmakom u desetom mjesecu, dok je u ostatku promatranog razdoblja gotovo i nepostojeći tj. statistički neznačajan oko nule. U Belgiji je također teško donijeti konkretan zaključak s obzirom da odziv u prvih pola godine ulazi u negativno područje, no međutim relativno brzo se oporavlja, te tek u desetom mjesecu ponovno postaje negativan. Naspram tome, u Francuskoj je učinak donekle jasniji, te iako se negativan odziv ne javlja odmah po nastanku šoka, dalo bi se zaključiti da restriktivna monetarna politika rezultira smanjenjem razine plaća u zemlji. Glede dekompozicije varijance, u Njemačkoj i Francuskoj monetarna politika objašnjava manji postotak varijabilnosti plaća u odnosu na indeks cijena dionica s maksimalnih 6,15% u Njemačkoj, te 18,91% u Francuskoj. Udio *MP* u objašnjenju varijance prognostičke pogreške *varijable WAGE* u Belgiji je nešto malo viših 12,59%.

Grafikon 14. Funkcije impulsnog odziva za zemlje centra EZ, MODEL 2





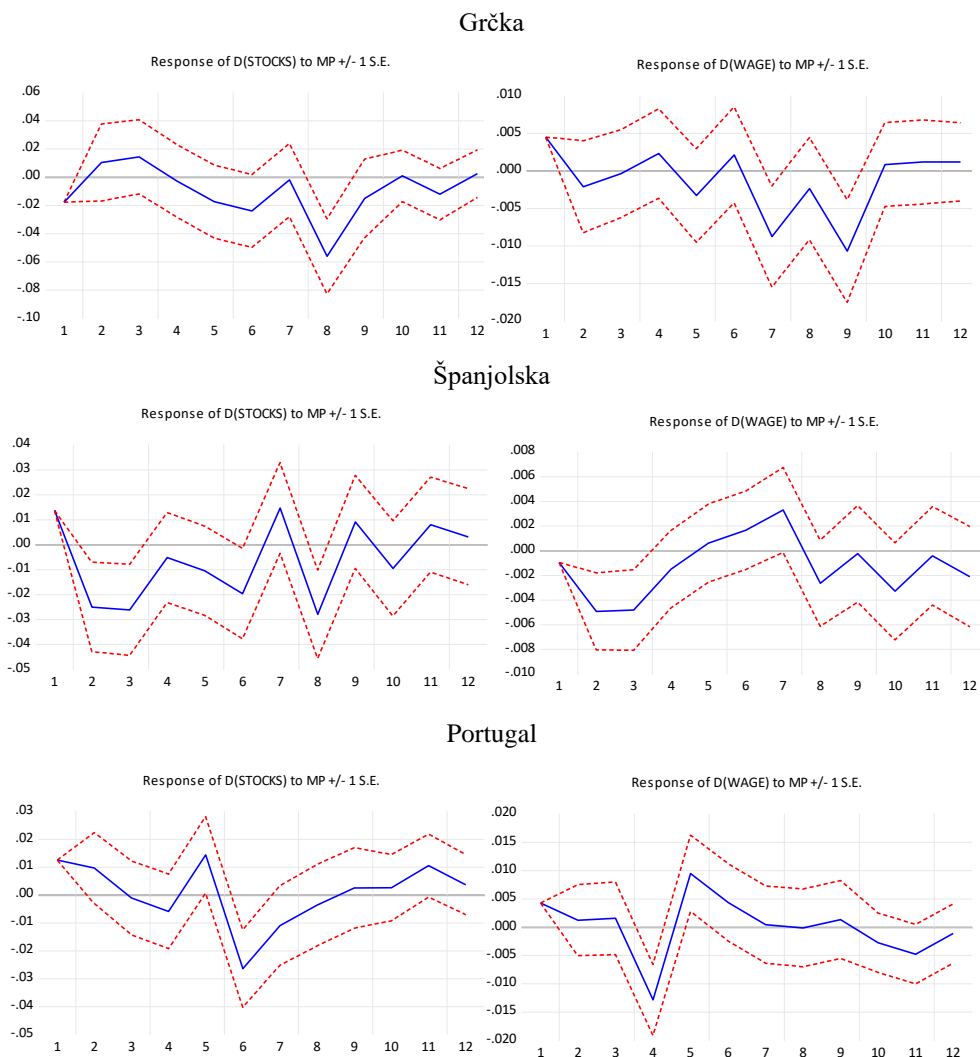
Izvor: izrada autorice

Rezultati drugog modela za zemlje periferije Europe ne razlikuju se znatno u odnosu na zemlje centra, barem ne u pogledu smjera učinka monetarnog šoka na odabrane indikatore. Učinak restriktivne monetarne politike od 1 standardne devijacije na *varijablu STOCKS* u Grčkoj ulazi u negativno područje u četvrtom mjesecu od nastanka šoka, premda je statistički značajan samo u osmom mjesecu od čitavog promatranog razdoblja. Slično, u Portugalu odziv varijable ulazi u negativno područje od trećeg mjeseca, no statistički je značajan pad ostvaren samo u šestom mjesecu. U slučaju Španjolske također je vidljivo smanjenje razine cijene dionica kao posljedica restriktivnog monetarnog šoka, iako niti u ovom slučaju odziv varijable nije čitavih deset mjeseci statistički signifikantan. U objašnjenju varijance prognostičke pogreške varijable monetarni šok sudjeluje s maksimalnih 8,04% u Grčkoj, 15,45% u Španjolskoj, te 8,73% u Portugalu.

Što se tiče utjecaja monetarnog šoka na razinu plaća u zemljama tj. na *varijablu WAGE*, učinak u Grčkoj i Španjolskoj je također većim dijelom negativan, što što upućuje na zaključak da restriktivna politika dovodi do pada razine plaća u zemljama. Naspram tome, odziv u Portugalu je nešto manje jasan, no i ovom slučaju je zabilježen statistički značajan pad plaća u četvrtom mjesecu. U objašnjenju varijance prognostičke pogreške u slučaju Grčke i Španjolske udio monetarne politike je manji u odnosu na *varijablu STOCKS*, te iznosi maksimalnih 6,42%,

odnosno 9,46%. Za Portugal ovaj zaključak međutim ne vrijedi, te je postotak varijabilnosti plaća objašnjen monetarnom politikom neznatno viših 9,28%.

Grafikon 15. Funkcije impulsnog odziva za zemlje periferije EZ, MODEL 2



Izvor: izrada autorice

Iz usporedbe rezultata drugog modela za zemlje centra i periferije grubo se mogu donijeti tri zaključka. Prvi zaključak bi bio da „u pravilu“ šok restriktivne monetarne politike Europske centralne banke rezultira padom razine cijena dionica i plaća u odabranim zemljama eurozone. U kontekstu monetarne ekspanzije u vrijeme provedbe nekonvencionalnih mjera, to bi značilo da je centralna banka povećavajući veličinu svoje bilance donekle uspjela u namjeri da stimulira realni sektor, no pritom je i neupitno uzrokovala inflaciju cijena na financijskim tržištima. Pritom, iz funkcija impulsnog odziva može se primijetiti da je porast cijena dionica veći u odnosu na

povećanje razine plaća u realnom sektoru, što ujedno predstavlja drugi bitan zaključak. Konkretno, za zemlje centra učinak monetarnog šoka povećava cijene dionica do maksimalnih 3,5% u Njemačkoj, te 2% u Belgiji i Francuskoj. Naspram tome, odziv razine plaća seže do neznatnih 0,4%, 0,2%, te 0,06% u navedenim zemljama. Kada je riječ o zemljama periferije, odziv cijene dionica je u intervalu od najmanjih 3% u Španjolskoj i Portugalu, te najvećih 6% u Grčkoj, a odziv razine plaća u intervalu od 0,4% za Španjolsku do maksimalnih 1,5% za Portugal. Ovakav je rezultat srodan zaključcima iz prvog modela u smislu većeg prelijevanja rastuće likvidnosti Europske centrale banke na financijska tržišta i upitnim ostvarenim koristima realnog gospodarstva od monetarnog popuštanja. Konačno, treći bitan zaključak koji proizlazi iz ovih rezultata je da je monetarna ekspanzija imala neznatno veći efekt na obje varijable u periferiji u odnosu na odabrane zemlje centra. Pritom, rezultati za cijene dionica nisu u skladu s literaturom poput rada autora De Luigi et. al. (2019) koji dolaze do suprotnog zaključka, da je odziv cijena dionica u zemljama periferije bio slabiji u odnosu na centar Europe. Autori se u radu međutim referiraju na dugoročno razdoblje, te iznose tezu da je slabija reakcija posljedica odlijeva investicija i kapitala u zemlje s većom ukupnom ekonomskom i financijskom stabilnošću. Ipak, može se argumentirati da kada je riječ o direktnom utjecaju ili kratkom roku koji se promatra u okviru ovog rada to nužno ne mora biti slučaj. Tako npr. u radu Fratzcher et. al. (2014) empirijski je potvrđeno da je sama najava nekonvencionalnih mjera ECB-a (konkretno MRO i SMP) rezultirala većim porastom dioničkih indeksa u zemljama periferije poput Španjolske i Italije, u odnosu Njemačku, Austriju, Nizozemsku ili Finsku. Naspram tome, jači odziv razine plaća u zemljama periferije teško je objasniti ako se u obzir uzmu i rezultati prethodnog modela prema kojima ukupna ekonomska aktivnost periferije reagira manje u odnosu na centar Europe. Rezultati su međutim u skladu s radom autora Samarina i Nguyen (2019) koji također bilježe jači efekt monetarnog šoka u Grčkoj, Španjolskoj, Portugalu i Italiji za promatrano razdoblje od jedne godine.

Ono što u kontekstu ukupne nejednakosti ostaje razmotriti je odaziv Gini koeficijenta na jedinični šok monetarne politike. S obzirom da je drugim zaključkom potvrđeno da je uslijed provedbe nekonvencionalne politike ECB-a porast cijena dionica od kojih u pravilu koristi ostvaruje stanovništvo na vrhu distribucije dohotka, veći u odnosu na povećanje razine plaća, očekivani odziv Gini koeficijenta na ekspanzivan monetarni šok trebao bi biti pozitivan i odražavati povećanje ukupne ekonomske nejednakosti. Konkretno, povećanje nejednakosti trebalo bi biti

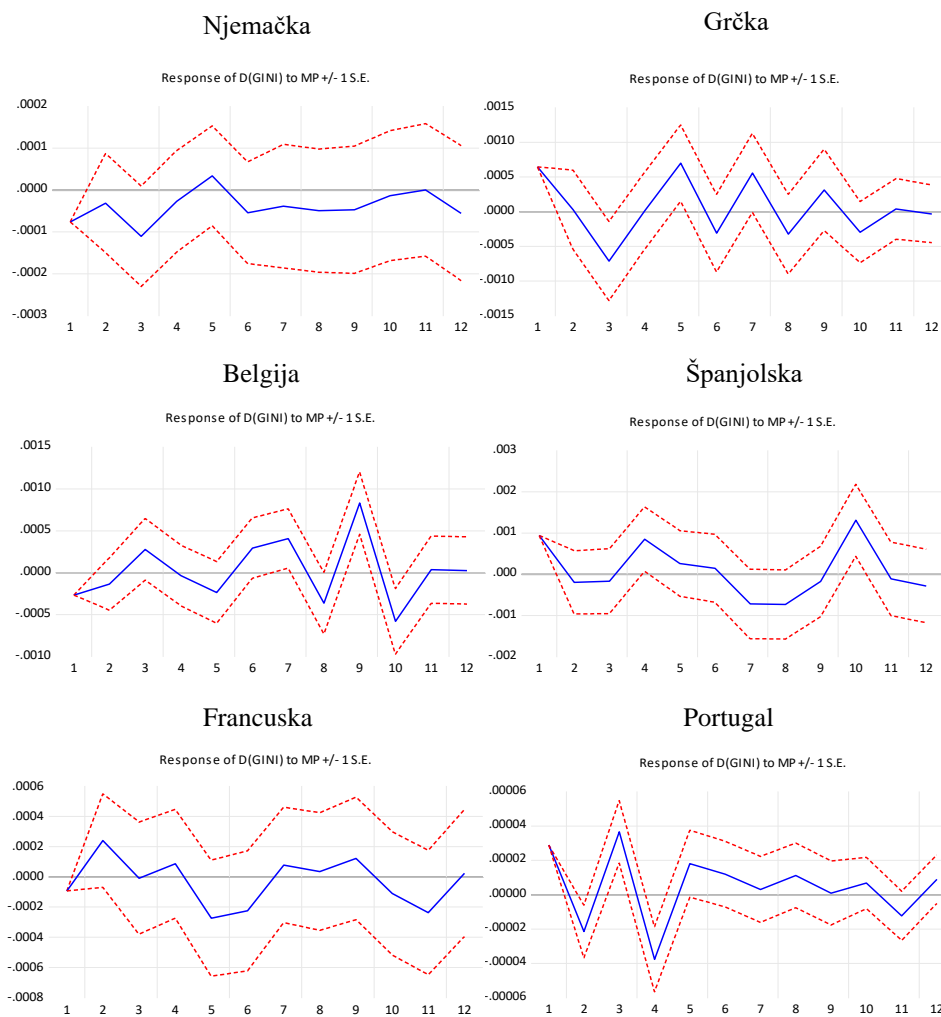
čak i veće u zemljama periferije u odnosu na zemlje centra ako se u obzir uzme činjenica da je u centru maksimalan učinak monetarnog šoka na porast cijena dionica za 2,8% veći u odnosu na učinak na porast razine plaća, dok je u periferiji razlika nešto malo viših 3%.⁴¹ Ovakvi rezultati međutim nisu jednoznačno potvrđeni provedenim modelom niti u slučaju centra niti periferije. Funkcije impulsnog odziva prikazane na grafikonu u Njemačkoj, Francuskoj i Španjolskoj donekle upućuju na očekivani predznak, no međutim rezultati su gotovo čitavo promatrano razdoblje statistički nesignifikantni, a samim time i neprikladni za donošenje konkretnih zaključaka. Kao jedno od mogućih objašnjenja zašto bi u većini zemalja nejednakost mjerena Gini koeficijentom ostala nepromijenjena (ili čak manja) unatoč navedenim cjenovnim efektima može se navesti npr. povećanje ukupnog broja zaposlenih kao rezultat monetarne ekspanzije ili generalno znatno veći udio stanovništva u ovim zemljama čiji je primarni izvor dohotka – dohodak od rada. U tom smislu veće koristi od porasta cijena financijske imovine zahvatile bi samo mali dio kućanstava na vrhu distribucije, što bi neznatan učinak na distribuciju dohotka na razini čitave populacije. Ovakvo bi zaključivanje međutim zahtijevalo sveobuhvatniju analizu ukupne gospodarske slike, tržišta rada, pojedinačnih distribucijskih razreda i izvora primanja u svakoj od pojedinačnih država, što nadilazi okvire ovog istraživanja.

Ono što je međutim više vjerojatno u provedenom modelu je činjenica da se promatra izrazito kratak vremenski period od samo godine dana, dok je Gini koeficijent podatak koji se prikuplja na godišnjoj razini, a samim time nije podložan visoko-frekventivnim promjenama. Ovaj je problem prepoznat u literaturi od samih početaka empirijskih istraživanja međuovisnosti monetarne politike i nejednakosti, te se eventualno može prevladati u analizi pojedinih zemalja za koje postoje podaci o indikatorima distribucije dohotka i nejednakosti na mikro razini. Tim više, u okviru ovog rada čiji je cilj usporedba rezultata u šest različitih zemalja članica izazov prikupljanja relevantnih podataka je znatno veći, a odabrani pristup prema kojemu vrijednost koeficijenta na mjesečnoj razini prati trend anketnih podataka ne mora nužno dati sto posto pouzdane rezultate. Kao alternativno rješenje ovog problema može se navesti rad Samarina i Nguyen (2019) koji koriste „*state-space*“ reprezentaciju VAR modela gdje je varijabla niske frekvencije tretirana kao varijabla visoke frekvencije s nedostatkom opažanja koja se procjenjuju primjenom Kalman filtera. Ova metoda međutim, upravo zbog velike kompleksnosti nije

⁴¹ Obrnuto, u kontekstu jediničnog šoka restriktivne politike prikazanog na grafikonu 16, konačni efekt trebao bi biti pad nejednakosti mjerene Gini koeficijentom, uz pretpostavku da cijene dionica padaju više u odnosu na plaće.

primijenjena u radu, ali svakako predstavlja zanimljiv pristup za potencijalna buduća istraživanja. Uz to, u teorijskom dijelu rada u sklopu poglavlja 4.1. navedeni su i osnovni nedostaci Gini koeficijenta kao mjere ukupne ekonomske nejednakosti, iz čega proizlazi da bi moguće rezultati i zaključak bili drugačiji kada bi se primjenjivala neka od alternativnih mjera koja bi više odgovarala pretpostavkama u provedenom modelu. Konačno, unatoč svim navedenim problemima i dalje ostaje otvorena mogućnost da rezultati nisu samo posljedica ograničenja ili pogreške u specifikaciji modela, već da monetarna politika uistinu nema direktan, statistički značajan učinak na ekonomsku nejednakost, te je stoga u objašnjenju trendova potrebno preusmjeriti fokus na druge oblike ekonomske i socijalne politike i faktore van doseg a monetarnih mjera.

Grafikon 16. Funkcije impulsnog odziva varijable *GINI* na šok u varijabli *MP*



Izvor: izrada autorice

5. ZAKLJUČAK

U okruženju niskih kamatnih stopa i sveprisutne nestabilnosti financijskih tržišta koje su ograničavale djelovanje tradicionalnog transmisijskog mehanizma, centralne banke diljem svijeta uključujući i ECB bile su primorane intervenirati uvođenjem nekonvencionalnih mjera monetarne politike. Takve su mjere pritom osmišljene s primarnim ciljem oporavka ukupne ekonomske aktivnosti i inflacije od posljedica globalne financijske i dužničke krize u Europi. Unatoč tome, u već u samim počecima njihove primjene u javnosti se javila rastuća sumnja u stvaranje potencijalnih negativnih (re)distribucijskih učinaka, a ponajviše zbog utjecaja na porast cijena imovine od koje najviše koristi ostvaruje stanovništvo na vrhu distribucije dohotka i bogatstva. Pritom, brojni političari, ekonomisti i zagovornici ovakvih mjera kao protuargument naglašavaju važnost ukupnih makroekonomskih koristi koje proizlaze iz njihove primjene, uključujući među ostalim i povećanje agregatnog dohotka, stvaranje novih radnih mjesta i povećanje razine plaća od kojih najviše koristi ostvaruje srednja i niža klasa. Stalne diskusije koje su se vodile oko ovog pitanja razvile su interes teoretičara i istraživača, te je u proteklih desetak godina objavljen niz radova koji ispituju do tada neistraženo područje međuovisnosti između monetarne politike i ekonomske nejednakosti. U teoriji je prepoznato nekoliko alternativnih transmisijskih kanala koji su s vremenom dobili i empirijsku podršku, međutim s obzirom na relativno kratko razdoblje od početka primjene mjera, te brojnih ograničenja u pristupu i metodama istraživanja i dalje postoji značajna heterogenost rezultata iz kojih je teško donijeti jedinstven zaključak.

Osnovni cilj ovog diplomskog rada bio je ispitati učinke nekonvencionalnih mjera monetarne politike Europske centralne banke na (re)distribuciju dohotka i ekonomsku nejednakost u odabranim zemljama članicama eurozone, te je u tu svrhu empirijska analiza provedena u dvije razine. Prva razina odnosi se na identifikaciju šoka monetarne politike ECB-a u agregatnom SVAR modelu s restrikcijama predznaka po uzoru rad autora Uhlig (2005). U drugom koraku identificirani šok uvodi se u VAR modele za pojedinačne zemlje članice eurozone s odabranim makroekonomskim i financijskim indikatorima za koje se smatra da imaju značajne implikacije na (re)distribuciju dohotka, te Gini koeficijent kao temeljnu mjeru ekonomske nejednakosti.

Unatoč tome što rezultati empirijske analize upućuju na visok stupanj heterogenosti učinka nekonvencionalnih mjera monetarne politike u eurozoni te ne odgovaraju u potpunosti teorijskim

pretpostavkama, detaljnijom analizom moguće je uočiti svojevrsan obrazac tipičan za svih šest promatranih zemalja. Cilj prvog pojedinačnog VAR modela bio je dobiti jasniju sliku o učinkovitosti Europske centralne banke u okruženju zamke likvidnosti, tj. sposobnosti da stimulira aktivnost u realnom sektoru i smanji nestabilnost na financijskim tržištima. Dok je učinak na financijska tržišta empirijski potvrđen za gotovo sve zemlje članice, daljnji prijenos likvidnosti na realnu ekonomiju nije jednoznačno definiran. Naspram tome, cilj drugog modela bio je ispitati reakciju razine plaća i cijena dionica u odabranim zemljama, te na temelju odziva varijabli pretpostaviti, a konačno i potvrditi učinak nekonvencionalnih mjera monetarne politike na ekonomsku nejednakost. Srodno ishodom povezanog istraživanja, modelom je dokazano je da je Europska centralna banka nekonvencionalnom politikom osigurala povećanje plaća u realnom sektoru za sve analizirane članice no međutim, istovremeno je pokrenula i inflaciju cijena na financijskim tržištima. Pritom, iako su prepoznate određene razlike u učinku monetarnih mjera u zemljama centra i periferije eurozone, rezultati dvaju provedenih modela u ovom segmentu upućuju na oprečne zaključke. Dok je s jedne strane, prvim modelom utvrđen jači odziv financijskih tržišta i realnog sektora u centru, drugim modelom dokazan je veći porast cijena dionica i razine plaća u periferiji eurozone. Premda obje skupine rezultata nailaze na podršku u relevantnoj literaturi, jasno je da se provedenom empirijskom analizom ne može sa sigurnošću utvrditi koje su zemlje ostvarile više ili manje koristi od prekomjerne monetarne ekspanzije ECB-a. Iz tog se razloga naposljetku predlaže ponavljanje istraživanja na većem uzorku zemalja što bi omogućilo adekvatnije donošenje zaključaka, uz manju potrebu za generalizacijom koju je u okviru ovakvog pojednostavljenog istraživanja gotovo nemoguće izbjeći. Konačno, unatoč tome što dobiveni rezultati upućuju na pretpostavku o negativnom utjecaju nekonvencionalnih mjera Europske centralne banke na ukupnu ekonomsku nejednakost u proteklih 10-ak godina, ova teza također ne dobiva dovoljno empirijske podrške, barem kada je riječ o modelu s Gini koeficijentom kao ključnim indikatorom nejednakosti. Stoga se kao prijedlozi za daljnju empirijsku analizu koja bi potencijalno, uz veći stupanj pouzdanosti potvrdila ili osporila dobivene rezultate navode – uvođenje dodatnih varijabli u model poput razine nezaposlenosti u zemljama članicama; korištenje mikro podataka o nejednakosti i distribuciji dohotka i bogatstva; primjena alternativnog pristupa prilagodbe frekvencije podataka; ili pak zamjena Gini koeficijenta s mjerom koja dalje bolji uvid u pojedinačne distribucijske razrede, te bolje odgovara pretpostavkama provedenih modela.

LITERATURA

1. Abdih, M. Y., Lin, M. L., & Paret, A. C. (2018), *Understanding Euro Area Inflation Dynamics: Why So Low for So Long?* International Monetary Fund.
2. Adam, K., & Tzamourani, P. (2016), Distributional consequences of asset price inflation in the euro area. *European Economic Review*, 89, str. 172-192.
3. Afonso et. al. (2015), Inequality Measurement Development Issues No. 2. The United Nations. Development Policy and Analysis Division Department of Economic and Social Affairs
4. Albanesi, S. (2007), Inflation and inequality. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), str. 1088-1114.
5. Albert, A. & Modigliani, F. (1963), The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *The American Economic Review*, Vol. 53, No. 1, str. 55-84.
6. Almeida, Ester da Silva (2019), The Distributional Effects of Monetary Policy: A Comparison between the United States and the Euro Area. Diplomski rad. Faculdade de Economia. Universidade de Porto.
7. Alvarez, I., et. al. (2017), The use of the Eurosystem's monetary policy instruments and operational framework since 2012. *European Central Bank (ECB), Occasional Paper Series No. 188*.
8. Amaral, P. (2017), Monetary policy and inequality. Federal Reserve Bank of Cleveland. [Internet] <raspoloživo na: <https://www.clevelandfed.org/en/newsroom-and-events/publications/economic-commentary/2017-economic-commentaries/ec-201701-monetary-policy-and-inequality.aspx>> [02. rujna 2020.]
9. Ampudia, M., et. al. (2018), Monetary policy and household inequality. *ECB working paper, No. 2170*.
10. Andrade, P., et. al. (2016), The Reanchoring Channel of QE - The ECB's Asset Purchase Programme and Long-Term Inflation Expectations. [online] <raspoloživo na: https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/altri-atti-convegni/2016-unconventional-monetary-policy/contributo_di_P._Andrade_e_O._Tristani.pdf>
11. Atkinson, A. B. & Piketty, T. (2007), *Top incomes over the twentieth century: A contrast between continental European and English-Speaking Countries*. Oxford University Press.
12. Bahovec, V. & Erjavec, N. (2009), *Uvod u ekonometrijsku analizu*. Zagreb: Element.

13. Bernanke, B. (2015), Monetary policy and inequality. The Brookings Institution. [Internet] <raspoloživo na: <https://www.brookings.edu/blog/ben-bernanke/2015/06/01/monetary-policy-and-inequality/>> [30. kolovoza 2020.]
14. Bernanke, B. S. (2004), The Great Moderation. (Govor. Na sastanku Eastern Economic Association. Washington, DC, 20. veljače 2004.) [Internet] <raspoloživo na: <https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/20040220/>> [21. kolovoza 2020.]
15. Bernanke, B. S., et. al. (2004), Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment. [Internet] <raspoloživo na: <https://ssrn.com/abstract=632381>> [27. kolovoza 2020.]
16. Bernoth, K., et. al. (2016), Effectiveness of the ECB programme of asset purchases: Where do we stand? DIW Berlin, *German Institute for Economic Research, Vol. 113, No. Pbk113*.
17. Boeckx, J. & Dossche, M. & Peersman, G. (2017), Effectiveness and Transmission of the ECB's Balance Sheet Policies. *International Journal of Central Banking, 13(1), str. 297–333*.
18. Boivin, J. & Kiley, M.T. & Mishkin, F.S. (2010), How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time? *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 15879*.
19. Buiter, W. H. (2010), Reversing unconventional monetary policy: technical and political consideration. *Centre for Economic Policy Research. Discussion paper series, No. 7605*.
20. Burriel, P. & Galesi, A. (2018), Uncovering the heterogeneous effects of ECB unconventional monetary policies across euro area countries. *Banco de Espanna, Working Papers No. 1631*.
21. Canova, F. (2011), *Methods for applied macroeconomic research*. Princeton university press.
22. Canova, F. and De Nicrolo, G. (2002), Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7. *Journal of Monetary Economics, 49, str. 1131-1159*.
23. Carpenter, S., & Rodgers, W. (2004), The Disparate Labor Market Impacts of Monetary Policy. *Journal of Policy Analysis and Management, 23(4), str. 813-830*.
24. Carter, P. L. & Reardon, S. F. (2014), *Inequality Matters*. William T. Grant Foundation. [Internet] <raspoloživo na: <https://ed.stanford.edu/sites/default/files/inequalitymatters.pdf>> [27. kolovoza 2020.]
25. Cecioni, M. & Ferrero, G. & Secchi, A. (2011), Unconventional Monetary Policy in Theory and in Practice. *Bank of Italy. Economic Research and International Relations Area. Questioni di Economia e Finanza (Occasional Papers) No. 102*. [15. rujna 2020.]

26. Cobham, A. & Sumner, A. (2013) Is it all about the tails? The Palma measure of income inequality. *ECINEQ, Society for the Study of Economic Inequality, Working Papers No. 308*.
27. Coibion, O., et. al. (2012), Innocent Bystanders? Monetary Policy and Inequality in the U.S. *International Monetary Fund (IMF), Working Papers No. 12/199*.
28. Cour-Thimann, P. & Bernhard, W (2013), The ECB's Non-Standard Monetary Policy Measures: The Role of Institutional Factors and Financial Structure. *ECB Working Paper No. 1528*.
29. Damjanović, M. & Masten, I. (2016), Shadow short rate and monetary policy in the euro area. *Empirica, 43(2), str. 279–298*
30. Damjanović, M., & Masten, I. (2016), Shadow short rate and monetary policy in the Euro area. *Empirica, 43(2), str. 279-298*.
31. Danne, C. (2015), The VARSignR Package. [Internet] <raspoloživo na: <https://cran.r-project.org/web/packages/VARsignR/vignettes/VARsignR-vignette.html>> [25. kolovoza 2020.]
32. Davtyan, K. (2016), The Distributive effects of conventional and unconventional monetary policies. *University of Barcelona, Regional Quantitative Analysis Group, AQR Working Papers 201606*.
33. Davtyan, K. (2018), Unconventional monetary policy and income inequality. Department of Applied Economics, University of Barcelona. [Internet] <raspoloživo na: <http://aea.am/files/papers/w1803.pdf>> [21. kolovoza 2020.]
34. De Luigi, C., et al. (2019), Effects of the ECB's Unconventional Monetary Policy on Real and Financial Wealth. *Vienna University of Economics and Business, Department of Economics Working Paper 286*.
35. Doepke, M., & Schneider, M. (2006), Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth. *Journal of Political Economy, 114(6), str. 1069-1097*.
36. Domanski, D., Scatigna, M., & Zabai, A. (2016), Wealth inequality and monetary policy. *BIS Quarterly Review March*.
37. Draghi, M. (2015), The ECB's recent monetary policy measures: Effectiveness and challenges. (Govor. IMF, Washington, DC, 14. svibnja 2015.) [Internet] <raspoloživo na: <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2015/html/sp150514.en.html>> [18. kolovoza 2020.]
38. Easterly, W., & Fischer, S. (2001), Inflation and the Poor. *Journal of Money, Credit and Banking, 33(2), 160-178*.

39. ECB (2012), Tehnical features of Outright Monetary Transactions. Press release. ECB, Directorate General Communications. [Internet] <raspoloživo na: <https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/>> [12. kolovoza 2020.]
40. ECB (2013), Monthly Bulletin October. ECB. Frankfurt. [Internet] <raspoloživo na: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/mobu/mb201310en.pdf>> [12. kolovoza 2020.]
41. ECB (2020), Open market operations. [Internet] <raspoloživo na: <https://www.ecb.europa.eu/mopo/implement/omo/html/index.en.html>> [14. kolovoza 2020.]
42. Eichenbaum, M. (1992), Comments on ‘Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy’ by Christopher Sims. *European Economic Review* 36 (5), str. 1001–1011.
43. Elbourne, A. & Ji, K. & Duijndam, S. (2018), The effects of unconventional monetary policy in the euro area. *CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis. CPB Discussion Paper 371*. [online] <raspoloživo na: <https://ideas.repec.org/p/cpb/discus/371.rdf.html>>
44. Elbourne, A., Ji, K., & Duijndam, S. (2018). The effects of unconventional monetary policy in the euro area. *EUROFRAME Conference*.
45. European Central Bank (2020), ECB Statistical Data Warehouse. Raspoloživo na: <<https://sdw.ecb.europa.eu/>>
46. Eurostat (2020), Baza podataka. Raspoloživo na: <<https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>>
47. Farmer, R. E. A. (2012), Qualitative Easing: How it Works and Why it Matters, *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 18421*.
48. Faust, J. (1998), On the robustness of the identified VAR conclusions about money. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, str. 207-244.
49. Fiedler, S., et. al. (2016), Transmission Channels of Unconventional Monetary Policy in the Euro Area: Where Do We Stand? *Directorate General for Internal Policies of the Union. EU Parliament*.
50. Fiedler, S., et. al. (2016), Transmission channels of unconventional monetary policy in the euro area: where do we stand? Directorate - General for Internal Policies of the Union (European Parliament) [online] <raspoloživo na: www.europarl.europa.eu>
51. Francis, N. R., Jackson, L. E., & Owyang, M. T. (2020), How has empirical monetary policy analysis in the US changed after the financial crisis?. *Economic Modelling*, 84, str. 309-321.

52. Francisco, A., Fernández, N., & Claramunt, C. (2017), Effects of Unconventional Monetary Policy on Income and Wealth Distribution: Evidence from the United States and Eurozone. *Panoeconomicus*.
53. Fratzscher, M., et. al. (2014), ECB Unconventional Monetary Policy Actions: Market Impact, international Spillovers and Transmission Channels. Fifteenth Jacques Polak Annual Research Conference.
54. Fry, R., & Pagan, A. (2010). Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: a Critical Review. *Journal of Economic Literature* Vol. 49, No.4, str. 938-960.
55. Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley and Sons, New York.
56. Furceri, D., Loungani, P., & Zdzienicka, A. (2018), The effects of monetary policy shocks on inequality. *Journal of International Money and Finance*, 85, str. 168-186.
57. Gambacorta, L. & Hofmann, B. & Peersman, G. (2014), The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy at the Zero Lower Bound: A Cross-Country Analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(4), str. 615–642.
58. Gambetti, L. & Musso, A. (2017), The macroeconomic impact of the ECB's expanded asset purchase programme (APP). *European Central Bank, Working Paper Series No. 2075*.
59. Guerello, C. (2018), Conventional and unconventional monetary policy vs. households income distribution: An empirical analysis for the Euro Area. *Journal of International Money and Finance*, 85, str. 187-214.
60. Hafemann, L., Rudel, P., & Schmidt, J. (2018), Moving Closer or Drifting Apart: Distributional Effects of Monetary Policy. *The Manchester School*, 86, str. 110-136.
61. Haig, R.M. (1921). *The Federal Income Tax*. Columbia University Press, New York.
62. Haldane, A., et al. (2016), QE: the story so far. *Bank of England Working papers No. 624*
63. Hartmann, P. & Smets, F. (2018), The first twenty years of the European Central Bank: monetary policy. *European Central Bank (ECB), Working Paper Series No. 2219*.
64. IMF (2013), Unconventional Monetary Policies - Recent Experiences and Prospects. *IMF Policy papers*. [Internet] <raspoloživo na: <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2013/041813a.pdf>> [12. kolovoza 2020.]
65. Investing (2020), Baza podataka: Raspoloživo na: < <https://www.investing.com/>> [03. rujna 2020.]

66. Ivrendi, M. & Yildirim, Z. (2013), Monetary Policy Shocks and Macroeconomic Variables: Evidence from Fast Growing Emerging Economies. *Kiel Institute for the World Economy. Economics, Discussion Papers, No 2013-61*. [online]. Raspoloživo na: <http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2013-61>
67. Janus, J. (2015), The Transmission Mechanism of Unconventional Monetary Policy. *Institute of Economic Research, Working Papers 57/2015*.
68. Joyce, M., et. al. (2012), Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy – an Introduction. *Economic Journal. Royal Economic Society, vol. 122(564), str. 271-288*.
69. Keeley, B. (2015), Income Inequality: The Gap between Rich and Poor, OECD Insights, OECD Publishing, Paris.
70. Krippner, L. (2015), *Zero Lower Bound Term Structure Modeling: A Practitioner's Guide*. Palgrave Macmillan.
71. Krishnamurty, A., & Vissing-Jorgensen, A. (2011). The Effects of Quantitative Easing on Interest Rates: Channels and Implications for Policy. *Brooking Papers on Economic Activity, 2*. [Internet] <raspoloživo na: <http://dx.doi.org/10.1353/eca.2011.0019>> [12. kolovoza 2020.]
72. Lambrecht, N. (2015), Monetary policy and inequality. Diplomski rad. University of Gent, Gent.
73. Leeper, E. M. & Walker, T. B. & Yang, S-C. S. (2009), Fiscal Foresight and Information Flows. *National Bureau of Economic Research, Working Papers 14630*.
74. Lenza, M., & Slacalek, J. (2018), How does monetary policy affect income and wealth inequality? Evidence from quantitative easing in the euro area.
75. Lenza, M., Pill, H., & Reichlin, L. (2010), Monetary Policy in Exceptional Times. *European Central Bank (ECB), Working Paper Series 1253*.
76. Linzert, T., & Schmidt, S. (2011). What explains the spread between the Euro overnight rate and the ECB's policy rate?. *International Journal of Finance & Economics, 16(3), str. 275-289*.
77. McCoy, E., & Clemens, U. (2017), *A calibration of the shadow rate to the euro area using genetic algorithms* (No. 051). Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission.
78. Meltzer, A.H. (1995), Monetary, Credit (and Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective. *Journal of Economic Perspectives 9, str. 49–72*.
79. Mishkin, F. S. (2011), Monetary Policy Strategy: Lessons from the Crisis. *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 16755*.

80. Mishkin, F.S. (1995), Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. *Journal of Economic Perspectives* 9: str. 3–10.
81. Mishkin, F.S. (1996), The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 5464*.
82. Mishkin, F.S. (2004), *The economics of money, banking, and financial markets*. 7th ed. New York: Pearson Addison Wesley.
83. Modigliani, F. & Brumberg, R.H. (1954), Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data. U: Kurihara, K.K., ur., *Post-Keynesian Economics*, Rutgers University Press, New Brunswick, str. 388-436.
84. Montecino, J. A., & Epstein, G. (2015), Did Quantitative Easing increase income inequality? *Institute for New Economic Thinking*.
85. Morgan, P. (2009), *The Role and Effectiveness of Unconventional Monetary Policy*. Asian Development Bank. [online] <raspoloživo na: <http://hdl.handle.net/11540/3751>>
86. Nakajima, M. (2015), The redistributive consequences of monetary policy. *Federal Reserve Bank of Philadelphia, Business Review*, str. 9.-16.
87. Ndubuisi, G.O. (2015), Interest Rate Channel of Monetary Policy Transmission Mechanisms: What Do We Know About it? [Internet] <raspoloživo na: <https://ssrn.com/abstract=2623036> > [15. kolovoza 2020.]
88. O'Farrell, R., Rawdanowicz, Ł., & Inaba, K. I. (2016), Monetary policy and inequality. *OECD Economics Department Working Papers, No. 1281*.
89. OECD (2020), Baza podataka. Raspoloživo na: <https://stats.oecd.org/>
90. O'Farrell, R., & Rawdanowicz, L. (2017), Monetary policy and inequality: Financial channels. *International Finance*, 20(2), str. 174-188.
91. Place du Luxembourg (2012), ECB Market Intervention: The Securities Market Programme (SMP). [Internet] <raspoloživo na: <https://placeduluxembourg.wordpress.com/2012>>
92. Pollard, P.S. (2003), A look inside two central banks: the European Central Bank and the Federal Reserve. *Federal Reserve Bank of St. Louis, Vol. 85, str. 11-30*. [12. kolovoza 2020.]
93. Potter, S. M. & Smets, F. (2019), Unconventional monetary policy tools: a cross-country analysis. *Bank for International Settlements, CGFS Papers No. 63*.

94. Praet, P. (2017), Calibrating unconventional monetary policy (Govor. The ECB and its watchers XVIII Conference. Frankfurt, 6. travnja 2017.) [Internet] <raspoloživo na: https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2017/html/sp170406_1.en.html> [22. kolovoza 2020.]
95. Ray, D. (1998), *Development Economics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
96. Rehbock, T. (2013), World of difference between Fed and ECB monetary policy. *KfW group. Focus on Economics, No. 32*.
97. Roine, J. & Waldenström, D. (2014), Long run trends in the distribution of income and wealth. *Stocholm School of Economics, Stockholm Institute of Transition Economics. Working paper series No. 26*.
98. Romer, C., & Romer, D. (1998), Monetary policy and the well-being of the poor. *NBER Working Paper, No. 6793*.
99. Romer, C., & Romer, D. (2004), A new measure of monetary shocks: Derivation and Implications. *American economic review, Vol. 94. No. 4*
100. Samarina, A. & Nguyen, A.D.M. (2019), Does monetary policy affect income inequality in the euro area? *DNB Working Papers No. 626*
101. Simons, H. (1938). *Personal Income Taxation: the Definition of Income as a Problem of Fiscal Policy*. University of Chicago Press, Chicago.
102. Sims, C. A. (2000), Using a likelihood perspective to sharpen econometric discourse: Three examples. *Journal of econometrics, 95(2), str. 443-462*.
103. Smaghi, L. B. (2009), Conventional and unconventional monetary policy. (Predavanje. International Center for Monetary and Banking Studies (ICMB). Geneva, 28. travnja 2009.). [Internet] <raspoloživo na: <https://www.bis.org/review/r090429e.pdf> > [18. kolovoza 2020.]
104. Standardized World Income Inequality Database (2020), Baza podataka. Raspoloživo na: <<https://fsolt.org/swiid/>>
105. Svensson, L. E. O. (2003), Monetary Policy and Real Stabilization. *National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 9486*.
106. Tobin, J. (1963), *An Essay on the Principles of Debt Management*. Prentice Hall, Englewood Cliffs, New Jersey.
107. Tobin, J. (1969), A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit and Banking, str. 15-29*.

108. Uhlig, H. (2005), What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), str. 381-419.
109. Wieladek, T. & Garcia Pascual, A. (2016), The European Central Bank's QE: A new hope. *CEPR Discussion Papers No. 11309*.
110. Woodford, M. (2012), Methods of Policy Accommodation at the Interest Rate Lower Bound. Federal Reserve Bank of Kansas City. *Proceedings - Economic Policy Symposium - Jackson Hole*, str. 185-288.
111. Wu, J. C. & Xia, F. D. (2016), Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), str. 253–291.

POPIS GRAFIKONA

Grafikon 1. Ukupna imovina centralnih banaka	9
Grafikon 2. Četiri faze poslovnog ciklusa u eurozoni	11
Grafikon 3. Kamatna stopa politike centralne banke.....	13
Grafikon 4. Kamatne stope na dugoročne državne obveznice (euro)	15
Grafikon 5. Kamatna stopa na stalno raspoloživu mogućnost deponiranja.....	17
Grafikon 6. „Shadow short rate“ (SSR).....	43
Grafikon 7. EONIA vs. MRO	44
Grafikon 8. Funkcije impulsnog odziva na šok 1 standardne devijacije u varijabli „shadow rate“	50
Grafikon 9. Funkcije impulsnog odziva na šok 1 standardne devijacije u varijabli „shadow rate“	52
Grafikon 10. Šok monetarne politike Europske centralne banke.....	53
Grafikon 11. Funkcije impulsnog odziva varijable HICP na šok u varijabli MP	58
Grafikon 12. Funkcije impulsnog odziva za zemlje centra EZ, MODEL 1.....	59
Grafikon 13. Funkcije impulsnog odziva za zemlje periferije EZ, MODEL 1.....	61
Grafikon 14. Funkcije impulsnog odziva za zemlje centra EZ, MODEL 2.....	64
Grafikon 15. Funkcije impulsnog odziva za zemlje periferije EZ, MODEL 2.....	66
Grafikon 16. Funkcije impulsnog odziva varijable GINI na šok u varijabli MP.....	69

ŽIVOTOPIS

Lea-Karla Matić rođena je 8. veljače 1996. godine u Zagrebu. Prvu gimnaziju završila je 2014. godine, nakon čega upisuje preddiplomski sveučilišni studij na Ekonomskom fakultetu u Zagrebu. Tijekom akademskog obrazovanja odslušala je i uspješno položila kolegije sa smjera Ekonomija, te ostvarila status 10% najboljih studenata u generaciji. Zahvaljujući postignutim rezultatima od 2016. do 2019. godine ostvaruje pravo na Stipendiju grada Zagreba za izvrsnost. Za završni rad na temu „*Dužnička kriza: ima li nešto zajedničko zemljama s poviješću serijskih bankrota?*“ dobiva Dekanovu nagradu u akademskoj godini 2017./2018., a nakon čega nastavlja Diplomski studij smjera Ekonomija. 2020. godine sudjeluje na studentskoj razmjeni u sklopu programa Erasmus+ na *Athens University of Economics and Business (AUEB)* u Grčkoj, gdje uspješno polaže dodatan semestar. Od jezika aktivno se služi engleskim, te pasivno njemačkim jezikom. Područja interesa su mikro i makroekonomska analiza, te ekonometrija.

PRILOZI

PRILOG 1

VARsignR

```
rm(list = ls())
set.seed(12345)
library(VARsignR)

attach(MONTHLY_MODEL)

# Vremenske serije podataka

gdp <- ts(data = GDP, start = c(2008,10), end = c(2020,2), frequency = 12)
mp <- ts(data = SRATE, start = c(2008,10), end = c(2020,2), frequency = 12)
price <- ts(data = HICP, start = c(2008,10), end = c(2020,2), frequency = 12)
ciss <- ts(data = CISS, start = c(2008,10), end = c(2020,2), frequency = 12)
spread <- ts(data = SPREAD, start = c(2008,10), end = c(2020,2), frequency = 12)

# Logaritamske vrijednosti

gdp <- log(gdp)
price <- log(price)

# Vektor odabranih varijabli

data <- cbind(gdp, price, mp, spread, ciss)

# Oznake na grafikonu

vl <- c("gdp", "price", "mp", "spread", "ciss")

# Restrikcije u modelu

constr <- c(+3, -2, -1)

# Model

model1 <- uhlig.reject(Y=data, nlags=12, draws=2000, subdraws=200, nkeep=1000, KMIN=1, KMAX=6,
constrained=constr,constant=FALSE, steps=24)

# Rezultati modela

summary(model1)

# Funkcija impulsnog odziva

irfs1 <- model1$IRFS

irfplot(irfdraws=irfs1, type="median", labels=vl, save=FALSE, bands=c(0.16, 0.84),
grid=TRUE, bw=FALSE)
```

Sok monetarne politike

```
shocks <- model1$SHOCKS  
ss <- ts(t(apply(shocks,2,quantile,probs=c(0.5, 0.16, 0.84))), frequency=12, start=c(2009,10),end=c(2020,2))
```

```
mpsok <- ts(data= ss[,1], start = c(2009,10),end = c(2020,2), frequency=12)
```

grafički prikaz šoka

```
plot(ss[,1], type="l", col="blue", ylab="Interest rate shock", ylim=c(min(ss), max(ss)))  
abline(h=0, col="black")  
lines(ss[,2], col="red")  
lines(ss[,3], col="red")
```

Dekompozicija varijance

```
fevd1 <- model1$FEVDS  
fevdplot(fevd1, label=v1, save=FALSE, bands=c(0.16, 0.84), grid=TRUE,  
         bw=FALSE, table=FALSE, periods=NULL)
```

```
fevd.table <- fevdplot(fevd1, table=TRUE, label=v1, periods=c(2,4,6,8,10,12,14,16,18,20,22,24))
```

```
print(fevd.table)
```

Spremanje podataka

```
as.data.frame(mpsok)  
write.csv(mpsok, file = "savedef.csv")
```

PRILOG 2

MODEL 1 – provjera stabilnosti VAR modela

Njemačka

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP CLIFS D(GDP)
D(HICP)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/04/20 Time: 00:48

Root	Modulus
0.987185 + 0.009100i	0.987227
0.987185 - 0.009100i	0.987227
-0.863299 - 0.453496i	0.975163
-0.863299 + 0.453496i	0.975163

....

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Belgija

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP CLIFS D(GDP)
D(HICP)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/04/20 Time: 00:59

Root	Modulus
0.981133	0.981133
0.709388 + 0.652080i	0.963556
0.709388 - 0.652080i	0.963556
-0.381603 + 0.874972i	0.954567

....

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Francuska

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP CLIFS D(GDP)
D(HICP)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/04/20 Time: 01:07

Root	Modulus
0.988292 - 0.021417i	0.988524
0.988292 + 0.021417i	0.988524
0.615799 + 0.729374i	0.954565
0.615799 - 0.729374i	0.954565

...

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Grčka

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP CLIFS D(GDP)
D(HICP)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/04/20 Time: 03:27

Root	Modulus
-0.985411 + 0.106776i	0.991179
-0.985411 - 0.106776i	0.991179
0.990127	0.990127
0.486477 + 0.853218i	0.982161

....

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Španjolska

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP CLIFS D(GDP)
D(HICP)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/04/20 Time: 03:49

Root	Modulus
0.985162	0.985162
-0.961030	0.961030
-0.316757 - 0.907283i	0.960987
-0.316757 + 0.907283i	0.960987

....

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Portugal

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP CLIFS D(GDP)
D(HICP)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/04/20 Time: 04:05

Root	Modulus
-0.966408 + 0.194099i	0.985708
-0.966408 - 0.194099i	0.985708
0.984844	0.984844
-0.880393 + 0.411168i	0.971675

....

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

PRILOG 3

MODEL 1 – provjera autokorelacije

Njemačka

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 09/04/20 Time: 00:49
Sample: 2009M10 2017M12
Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	13.86303	16	0.6089	0.864400	(16, 95.3)	0.6108
2	8.961613	16	0.9150	0.545318	(16, 95.3)	0.9155
3	14.81075	16	0.5385	0.927879	(16, 95.3)	0.5405
4	13.16871	16	0.6604	0.818266	(16, 95.3)	0.6621
5	23.82979	16	0.0933	1.562329	(16, 95.3)	0.0946
6	15.90262	16	0.4598	1.001746	(16, 95.3)	0.4619
7	9.284936	16	0.9012	0.565899	(16, 95.3)	0.9018
8	12.36004	16	0.7188	0.764926	(16, 95.3)	0.7203
9	11.09574	16	0.8035	0.682374	(16, 95.3)	0.8047
10	12.87004	16	0.6822	0.798516	(16, 95.3)	0.6838
11	21.90417	16	0.1463	1.422137	(16, 95.3)	0.1479
12	14.09652	16	0.5915	0.879985	(16, 95.3)	0.5934

Belgija

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 09/04/20 Time: 01:00
Sample: 2009M10 2017M12
Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	12.41805	16	0.7147	0.768738	(16, 95.3)	0.7162
2	10.73036	16	0.8258	0.658706	(16, 95.3)	0.8268
3	9.891386	16	0.8722	0.604678	(16, 95.3)	0.8730
4	27.47115	16	0.0365	1.834752	(16, 95.3)	0.0372
5	17.53178	16	0.3520	1.113437	(16, 95.3)	0.3542
6	22.70562	16	0.1218	1.480165	(16, 95.3)	0.1233
7	20.33128	16	0.2057	1.309565	(16, 95.3)	0.2075
8	21.61501	16	0.1561	1.401311	(16, 95.3)	0.1577
9	25.24727	16	0.0656	1.667225	(16, 95.3)	0.0666
10	16.91005	16	0.3914	1.070603	(16, 95.3)	0.3936
11	8.722313	16	0.9244	0.530128	(16, 95.3)	0.9249
12	12.87667	16	0.6818	0.798954	(16, 95.3)	0.6834

Francuska

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 09/04/20 Time: 01:07
Sample: 2009M10 2017M12
Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	18.70332	16	0.2843	1.194861	(16, 95.3)	0.2864
2	16.48520	16	0.4196	1.041482	(16, 95.3)	0.4218
3	12.39440	16	0.7164	0.767184	(16, 95.3)	0.7179
4	19.47157	16	0.2450	1.248764	(16, 95.3)	0.2470
5	22.28117	16	0.1343	1.449376	(16, 95.3)	0.1359
6	19.45721	16	0.2457	1.247752	(16, 95.3)	0.2477
7	13.25193	16	0.6543	0.823779	(16, 95.3)	0.6560
8	12.01675	16	0.7428	0.742410	(16, 95.3)	0.7442
9	21.13734	16	0.1733	1.367039	(16, 95.3)	0.1750
10	21.06149	16	0.1762	1.361611	(16, 95.3)	0.1779
11	20.53038	16	0.1973	1.323720	(16, 95.3)	0.1991
12	14.80138	16	0.5392	0.927249	(16, 95.3)	0.5412

Grčka

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 09/04/20 Time: 03:28

Sample: 2009M10 2017M12

Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	9.551996	16	0.8890	0.582948	(16, 95.3)	0.8896
2	19.04500	16	0.2663	1.218784	(16, 95.3)	0.2684
3	12.24872	16	0.7267	0.757616	(16, 95.3)	0.7281
4	17.27343	16	0.3681	1.095607	(16, 95.3)	0.3703
5	13.61760	16	0.6272	0.848057	(16, 95.3)	0.6290
6	9.545415	16	0.8893	0.582527	(16, 95.3)	0.8900
7	8.208127	16	0.9424	0.497608	(16, 95.3)	0.9428
8	16.22816	16	0.4372	1.023923	(16, 95.3)	0.4393
9	9.560547	16	0.8885	0.583494	(16, 95.3)	0.8892
10	18.93314	16	0.2721	1.210943	(16, 95.3)	0.2742
11	12.24622	16	0.7269	0.757453	(16, 95.3)	0.7283
12	17.17115	16	0.3746	1.088560	(16, 95.3)	0.3768

Španjolska

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 09/04/20 Time: 03:50

Sample: 2009M10 2017M12

Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	24.19352	16	0.0854	1.589107	(16, 95.3)	0.0866
2	11.30989	16	0.7900	0.696285	(16, 95.3)	0.7912
3	19.23010	16	0.2569	1.231778	(16, 95.3)	0.2589
4	20.63617	16	0.1929	1.331251	(16, 95.3)	0.1947
5	14.28857	16	0.5772	0.892831	(16, 95.3)	0.5791
6	23.97807	16	0.0900	1.573234	(16, 95.3)	0.0912
7	14.92341	16	0.5303	0.935464	(16, 95.3)	0.5323
8	14.45049	16	0.5652	0.903680	(16, 95.3)	0.5671
9	10.41287	16	0.8442	0.638208	(16, 95.3)	0.8451
10	6.532385	16	0.9813	0.392750	(16, 95.3)	0.9814
11	11.02529	16	0.8079	0.677804	(16, 95.3)	0.8090
12	25.53134	16	0.0610	1.688422	(16, 95.3)	0.0620

Portugal

VAR Residual Serial Correlation LM Tests

Date: 09/04/20 Time: 04:07

Sample: 2009M10 2017M12

Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	14.93937	16	0.5291	0.936540	(16, 95.3)	0.5311
2	12.00490	16	0.7436	0.741634	(16, 95.3)	0.7450
3	21.04234	16	0.1769	1.360241	(16, 95.3)	0.1786
4	12.02942	16	0.7420	0.743240	(16, 95.3)	0.7433
5	7.389983	16	0.9650	0.446199	(16, 95.3)	0.9652
6	8.773506	16	0.9224	0.533374	(16, 95.3)	0.9230
7	11.95623	16	0.7470	0.738449	(16, 95.3)	0.7484
8	10.83046	16	0.8198	0.665181	(16, 95.3)	0.8209
9	17.59719	16	0.3480	1.117959	(16, 95.3)	0.3501
10	12.33278	16	0.7208	0.763135	(16, 95.3)	0.7222
11	22.03316	16	0.1421	1.431445	(16, 95.3)	0.1437
12	17.98021	16	0.3251	1.144494	(16, 95.3)	0.3272

PRILOG 4

MODEL 2 – provjera stabilnosti VAR modela

Njemačka

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP D(STOCKS)
D(WAGE) D(GINI)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/10/20 Time: 01:06

Root	Modulus
0.852456 + 0.516038i	0.996482
0.852456 - 0.516038i	0.996482
0.986175	0.986175
0.949902 - 0.134761i	0.959413

....

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Francuska

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP D(STOCKS)
D(WAGE) D(GINI)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/04/20 Time: 01:09

Root	Modulus
0.999873	0.999873
-0.971482	0.971482
0.840463 + 0.486849i	0.971287
0.840463 - 0.486849i	0.971287

....

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Španjolska

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP D(STOCKS)
D(WAGE) D(GINI)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/04/20 Time: 03:53

Root	Modulus
-0.998327	0.998327
0.497286 + 0.862913i	0.995948
0.497286 - 0.862913i	0.995948
0.856277 + 0.496903i	0.990012

...

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Belgija

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP D(STOCKS)
D(WAGE) D(GINI)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 12
Date: 09/04/20 Time: 01:02

Root	Modulus
0.662685 - 0.719958i	0.978515
0.662685 + 0.719958i	0.978515
0.947479 + 0.216398i	0.971877
0.947479 - 0.216398i	0.971877

....

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Grčka

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP D(STOCKS)
D(WAGE) D(GINI)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 8
Date: 09/04/20 Time: 03:41

Root	Modulus
0.943509	0.943509
0.762913 + 0.455592i	0.888595
0.762913 - 0.455592i	0.888595
-0.769156 - 0.443258i	0.887738

...

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

Portugal

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: MP D(STOCKS)
D(WAGE) D(GINI)
Exogenous variables:
Lag specification: 1 8
Date: 09/04/20 Time: 04:10

Root	Modulus
0.507546 + 0.787084i	0.936538
0.507546 - 0.787084i	0.936538
0.816630 - 0.367068i	0.895334
0.816630 + 0.367068i	0.895334

....

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

PRILOG 5

MODEL 2 – provjera autokorelacije

Njemačka

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 09/04/20 Time: 00:56
Sample: 2009M10 2017M12
Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	17.06271	16	0.3816	1.081097	(16, 95.3)	0.3837
2	13.99543	16	0.5991	0.873233	(16, 95.3)	0.6009
3	11.51149	16	0.7769	0.709407	(16, 95.3)	0.7781
4	13.81010	16	0.6129	0.860872	(16, 95.3)	0.6147
5	13.14056	16	0.6625	0.816402	(16, 95.3)	0.6641
6	15.83794	16	0.4643	0.997348	(16, 95.3)	0.4664
7	22.67297	16	0.1228	1.477792	(16, 95.3)	0.1242
8	17.99044	16	0.3245	1.145204	(16, 95.3)	0.3266
9	18.08069	16	0.3192	1.151472	(16, 95.3)	0.3213
10	11.15485	16	0.7998	0.686210	(16, 95.3)	0.8010
11	17.36578	16	0.3623	1.101975	(16, 95.3)	0.3645
12	28.57305	16	0.0270	1.919118	(16, 95.3)	0.0275

Belgija

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 09/04/20 Time: 01:02
Sample: 2009M10 2017M12
Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	13.64553	16	0.6251	0.849915	(16, 95.3)	0.6269
2	12.21173	16	0.7293	0.755189	(16, 95.3)	0.7307
3	14.16844	16	0.5862	0.884793	(16, 95.3)	0.5881
4	14.51023	16	0.5608	0.907687	(16, 95.3)	0.5627
5	15.66234	16	0.4768	0.985423	(16, 95.3)	0.4789
6	16.14173	16	0.4431	1.018028	(16, 95.3)	0.4452
7	10.09083	16	0.8618	0.617481	(16, 95.3)	0.8627
8	9.024289	16	0.9124	0.549303	(16, 95.3)	0.9130
9	20.78337	16	0.1870	1.341744	(16, 95.3)	0.1888
10	20.27290	16	0.2082	1.305421	(16, 95.3)	0.2101
11	9.974954	16	0.8679	0.610040	(16, 95.3)	0.8687
12	24.13695	16	0.0866	1.584936	(16, 95.3)	0.0878

Francuska

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 09/04/20 Time: 01:10
Sample: 2009M10 2017M12
Included observations: 86

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	23.85804	16	0.0927	1.564405	(16, 95.3)	0.0939
2	21.92134	16	0.1457	1.423375	(16, 95.3)	0.1474
3	31.87037	16	0.0104	2.177068	(16, 95.3)	0.0607
4	16.46036	16	0.4213	1.039784	(16, 95.3)	0.4235
5	13.48421	16	0.6371	0.839190	(16, 95.3)	0.6388
6	22.66214	16	0.1231	1.477005	(16, 95.3)	0.1245
7	10.37958	16	0.8461	0.636062	(16, 95.3)	0.8470
8	13.70474	16	0.6207	0.853855	(16, 95.3)	0.6225
9	18.90221	16	0.2738	1.208777	(16, 95.3)	0.2758
10	26.18648	16	0.0515	1.737533	(16, 95.3)	0.0523
11	29.13046	16	0.0231	1.962143	(16, 95.3)	0.0636
12	21.92735	16	0.1456	1.423808	(16, 95.3)	0.1472

Grčka

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 09/04/20 Time: 03:42
 Sample: 2009M10 2017M12
 Included observations: 90

Null hypothesis: No
 serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	18.76555	16	0.2810	1.189600	(16, 156.4)	0.2818
2	20.00617	16	0.2199	1.273165	(16, 156.4)	0.2207
3	22.31127	16	0.1334	1.430123	(16, 156.4)	0.1340
4	24.53861	16	0.0784	1.583904	(16, 156.4)	0.0788
5	11.54934	16	0.7744	0.715915	(16, 156.4)	0.7749
6	9.937736	16	0.8699	0.612953	(16, 156.4)	0.8702
7	16.79215	16	0.3992	1.057978	(16, 156.4)	0.4000
8	17.49778	16	0.3541	1.104860	(16, 156.4)	0.3550
9	13.38376	16	0.6445	0.834354	(16, 156.4)	0.6452
10	29.60561	16	0.0202	1.941649	(16, 156.4)	0.0203
11	14.53225	16	0.5591	0.909186	(16, 156.4)	0.5599
12	13.18483	16	0.6592	0.821446	(16, 156.4)	0.6599

Španjolska

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 09/04/20 Time: 03:53
 Sample: 2009M10 2017M12
 Included observations: 86

Null hypothesis: No serial
 correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	11.08302	16	0.8043	0.681549	(16, 95.3)	0.8055
2	7.143161	16	0.9704	0.430770	(16, 95.3)	0.9706
3	11.03884	16	0.8071	0.678682	(16, 95.3)	0.8082
4	9.839900	16	0.8749	0.601377	(16, 95.3)	0.8756
5	13.59991	16	0.6285	0.846880	(16, 95.3)	0.6303
6	7.373782	16	0.9654	0.445185	(16, 95.3)	0.9656
7	12.08233	16	0.7383	0.746706	(16, 95.3)	0.7397
8	19.51940	16	0.2427	1.252133	(16, 95.3)	0.2446
9	13.89576	16	0.6065	0.866583	(16, 95.3)	0.6083
10	11.78167	16	0.7589	0.727035	(16, 95.3)	0.7602
11	17.00443	16	0.3853	1.077089	(16, 95.3)	0.3875
12	20.18236	16	0.2121	1.298997	(16, 95.3)	0.2140

Portugal

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
 Date: 09/04/20 Time: 04:10
 Sample: 2009M10 2017M12
 Included observations: 89

Null hypothesis: No
 serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	15.00989	16	0.5239	0.940496	(16, 153.4)	0.5247
2	19.49865	16	0.2437	1.239283	(16, 153.4)	0.2445
3	16.50727	16	0.4182	1.039239	(16, 153.4)	0.4190
4	20.31479	16	0.2064	1.294511	(16, 153.4)	0.2071
5	13.75495	16	0.6170	0.858449	(16, 153.4)	0.6177
6	19.92801	16	0.2235	1.268303	(16, 153.4)	0.2243
7	14.89821	16	0.5321	0.933169	(16, 153.4)	0.5329
8	19.22985	16	0.2569	1.221154	(16, 153.4)	0.2577
9	14.37972	16	0.5704	0.899216	(16, 153.4)	0.5712
10	22.12998	16	0.1390	1.418360	(16, 153.4)	0.1397
11	9.601076	16	0.8866	0.591402	(16, 153.4)	0.8869
12	15.93306	16	0.4576	1.001265	(16, 153.4)	0.4585