

Implikacije modelske neizvjesnosti na procjene jaza dohotka i procjene fiskalnih multiplikatora

Viljevac, Viktor

Doctoral thesis / Doktorski rad

2024

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:148:626853>

Rights / Prava: [Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 Unported/Imenovanje-Nekomercijalno-Dijeli pod istim uvjetima 3.0](#)

Download date / Datum preuzimanja: **2025-01-06**



Repository / Repozitorij:

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





Sveučilište u Zagrebu

EKONOMSKI FAKULTET

Viktor Viljevac

**IMPLIKACIJE MODELSKE
NEIZVJESNOSTI NA PROCJENE JAZA
DOHOTKA I PROCJENE FISKALNIH
MULTIPLIKATORA**

DOKTORSKI RAD

Zagreb, 2024.



Sveučilište u Zagrebu

EKONOMSKI FAKULTET

Viktor Viljevac

**IMPLIKACIJE MODELSKE
NEIZVJESNOSTI NA PROCJENE JAZA
DOHOTKA I PROCJENE FISKALNIH
MULTIPLIKATORA**

DOKTORSKI RAD

Mentor:

Prof. dr. sc. Josip Tica

Zagreb, 2024.



Sveučilište u Zagrebu

FACULTY OF ECONOMICS AND BUSINESS

Viktor Viljevac

**THE IMPLICATIONS OF MODEL
UNCERTAINTY ON OUTPUT GAP
ESTIMATION AND ESTIMATION OF
FISCAL MULTIPLIERS**

DOCTORAL DISSERTATION

Supervisor:

Josip Tica, PhD

Zagreb, 2024

IZJAVA O AKADEMSKOJ ČESTITOSTI

Izjavljujem i svojim potpisom potvrđujem da je ovaj doktorski 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.

12. travnja 2024., Zagreb
mjesto i datum



vlastoručni potpis studenta

INFORMACIJE O MENTORU

Prof. dr. sc. Josip Tica rođen je 5. ožujka 1976. godine u Zagrebu. Osnovnu školu i srednju ekonomsku školu završio je u Zagrebu. Ekonomski fakultet u Zagrebu upisao je 1994. godine, a diplomirao je 1999. godine. Iste godine se zapošljava na radnom mjestu mlađeg asistenta i upisuje poslijediplomski studij “Politika privrednog razvoja” na Ekonomskom fakultetu u Zagrebu. Magistarski rad “Tranzicijski učinci na djelotvornost i makroekonomsku regulaciju hrvatskog stambenog tržišta” obranio je 2002. godine, a doktorsku disertaciju “Makroekonomska analiza realnog tečaja u tranzicijskim uvjetima hrvatskog gospodarstva” obranio je 2005. godine. Na Ekonomskom fakultetu u Zagrebu bira se u znanstveno-nastavno zvanje i radno mjesto Docenta u području društvenih znanosti, polje ekonomija 2006. godine, Izvanrednog profesora 2011. godine, a Redovitog profesora 2016. godine.

Dobitnik je CEEPUS stipendije za boravak na Fachhochschule für Internationale Wirtschaftsbeziehungen, Eisenstadt, Austrija 1998. godine. Kao ITEC stipendist boravio je 2001. g. na NISIET institutu, Hyderabad, Indija. Školsku godinu 2004/05. proveo je na Sveučilištu u Pittsburghu u SAD-u na preddoktorskoj Fulbright stipendiji kao gostujući istraživač. Nakon izbora u Docenta i Izvanrednog profesora zadržao je i proširio znanstvenu suradnju i dobio pozivna pisma za tri predavanja u SAD-u (Fort Hays State University, University of Pittsburgh, Fort Lewis College). Aktivan je u projektnim aktivnostima. Od 2020. obnaša dužnost voditelja HRZZ projekta pod nazivom "Analiza strukturnih čimbenika konvergencije Republike Hrvatske tijekom tranzicijskog procesa", broj IP-2019-04-4500. Obnašao je dužnost mentora na projektu pod nazivom “Stvaranje preduvjeta za izgradnju računalnog makroekonomskog modela za Hrvatsku (SPIRITH)” kojeg je financirao European Stabilisation Fund. Obnašao je dužnost voditelja projekta “Implementacija stohastičko-dinamičke ekonomske analize i nelinearne ekonometrijske analize u nastavnom i istraživačkom radu“ kojeg je financirao Fond za razvoj Sveučilišta.

Tijekom rada na fakultetu, objavio je ukupno 22 rada u znanstvenim časopisima. Djelatno je sudjelovao sa objavljenim znanstvenim radovima na 14 međunarodnih znanstvenih konferencija i 18 domaćih konferencija i skupova. Autor je sveučilišnog udžbenika za naprednu makroekonomiju, objavio je dvije monografije, kourednik je sveučilišnog udžbenika grupe 18 autora iz Gospodarstva Hrvatske, a kao koautor je sudjelovao u izradi tri sveučilišna

udžbenika. Bio je član uređivačkog odbora od 2011. do 2019. godine kada je imenovan urednikom Ekonomskog pregleda, član je uređivačkog odbora u časopisima: Contemporary Economics i Croatian Review of Economic, Business and Social Statistics (CREBSS) i recenzent je u 11 domaćih i međunarodnih časopisa. Član je glavnog odbora Hrvatskog društva ekonomista. Obnašao je dužnosti člana Upravnog Vijeća REGOS-a i Visoke poslovne škole Zagreb, člana nadzornog odbora u Akademskom sindikatu, Državnim Nekretninama d.o.o., Croatia Osiguranju d.d., bio je tajnika hrvatskog društva Fulbrajtovac, u dva mandata član Odbora za gospodarstvo Hrvatskog sabora i člana Odbora za javna priznanja u Gradskoj skupštini Grada Zagreba. Aktivan je u društveno političkom smislu te je od 2011. do 2016. godine obnašao dužnost predsjednika Savjeta za gospodarstvo u GOSDP Grada Zagreba, a od 2016. godine obnaša dužnost Predsjednika Savjeta za gospodarstvo SDP-a.

SAŽETAK

Jaz dohotka predstavlja razliku između stvarne razine realnog bruto domaćeg proizvoda i njegove potencijalne razine, a njegova vrijednost ima izravan utjecaj na preporučeno vođenje ekonomske politike. Ovisno o tome je li jaz dohotka negativan ili pozitivan, nositelji ekonomske politike trebali bi reagirati ekspanzivnom, odnosno restriktivnom monetarnom i fiskalnom politikom, pod pretpostavkom da vode protucikličku ekonomsku politiku. Zbog toga što je potencijalni realni bruto domaći proizvod neopaziva varijabla, u literaturi postoji širok raspon metoda kojima se on može procijeniti. Primjena različitih metoda u pravilu rezultira različitim procjenama potencijalnog BDP-a, odnosno različitim procjenama jaza dohotka i posljedičnim implikacijama na vođenje ekonomske politike. Modelska neizvjesnost se u slučaju procjene jaza dohotka očituje kao stupanj disperzije između procjena jaza dobivenih različitim metodama. Iz rezultata ovog istraživanja može se zaključiti da u razdobljima recesija dolazi do porasta modelske neizvjesnosti povezane s procjenama jaza dohotka u pojedinim zemljama Europske unije, što znači da je u tim zemljama oslanjanje na procjene jaza dohotka za vođenje ekonomske politike manje pouzdano u recesijama u usporedbi s nerecesijskim razdobljima.

Modelska neizvjesnost je prisutna i kod procjena fiskalnih multiplikatora, koji predstavljaju kvantifikaciju utjecaja egzogenih promjena u državnoj potrošnji i poreznom opterećenju na realni BDP neke zemlje. Fiskalni se multiplikatori u empirijskoj literaturi često procjenjuju korištenjem Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela. U ovom se radu pokazuje da su, vodeći računa o modelskoj neizvjesnosti, procjene utjecaja fiskalne politike na realni BDP za Republiku Hrvatsku dobivene pomoću Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela pristrane i nekonzistentne, što dovodi u pitanje njihovu korisnost za praktično vođenje fiskalne politike. Imajući ova ograničenja na umu, u radu se pokazuje da je početni multiplikator državnih izdataka za plaće u javnom sektoru veći od početnih multiplikatora ostalih komponenti državne potrošnje koje se analiziraju u ovom radu. U radu se također koristi Romer i Romer narativni pristup kako bi se identificirale egzogene izmjene u poreznom opterećenju te se procjenjuje njihov utjecaj na hrvatski BDP. Rezultati istraživanja upućuju na zaključak da za Republiku Hrvatsku utjecaj egzogenih poreznih izmjena nije statistički značajan, a taj rezultat treba tumačiti u kontekstu niskog stupnja varijabilnosti i relativno malih vrijednosti egzogenih poreznih izmjena.

Ključne riječi: jaz dohotka, potencijalni BDP, fiskalni multiplikatori, modelska neizvjesnost, Blanchard-Perotti SVAR model, Romer i Romer narativni pristup

PROŠIRENI SAŽETAK NA ENGLESKOM JEZIKU

This paper investigates the impact of model uncertainty on output gap estimates and the estimates of fiscal multipliers. The aim of the study is to quantify and analyse the importance of model uncertainty for output gap estimates during different stages of the business cycle, as well as to understand how model uncertainty impacts the estimates of fiscal multipliers in Croatia. The output gap is defined as the difference between the actual level of real gross domestic product and its potential level, and its value has a direct impact on the recommended conduct of economic policy. Depending on whether the output gap is negative or positive, policymakers should react with expansionary or restrictive monetary and fiscal policies, assuming they are committed to conducting countercyclical economic policy. Due to the fact that the potential real gross domestic product is an unobservable variable, the literature includes a wide range of methods that can be used to estimate it. The application of different methods results in different estimates of potential GDP, and, in turn, different estimates of the output gap and implications for conducting economic policy. When it comes to output gap estimation, model uncertainty can be defined as the degree of dispersion between gap estimates obtained by different methods. The results of this research imply that model uncertainty increases in recessions in some European Union countries, i.e. that in recessions, relying on estimates of the output gap for conducting economic policy becomes less reliable compared to non-recessionary periods.

Model uncertainty is also present when it comes to estimating fiscal multipliers, which aim to quantify the impact of exogenous changes in government spending and taxes on the real GDP. Fiscal multipliers and the impact of fiscal policy on GDP are often estimated using the Blanchard-Perotti structural vector autoregressive model. This paper shows that, after taking model uncertainty into account, estimates of the impact of fiscal policy on Croatian real GDP obtained using the Blanchard-Perotti SVAR model are biased and inconsistent, which casts doubt on their usefulness for conducting fiscal policy. Bearing these limitations in mind, the paper shows that the impact multiplier of government expenditures on wages in the public sector is higher than the impact multipliers of the other components of government spending. The paper also includes the estimates of the impact of exogenous changes in taxes identified using the Romer and Romer narrative approach on real GDP in Croatia. The results point to the conclusion that the impact of exogenous tax changes is not statistically significant,

however, this result should be interpreted in the context of the low degree of variability in these exogenous tax changes.

Six main hypotheses of the doctoral thesis are:

- H1: Model uncertainty associated with estimates of the output gap obtained using different methods increases during recessions in European Union countries and the United Kingdom
- H2: The estimates of the impact of taxes and government spending on gross domestic product for the Republic of Croatia obtained using the Blanchard-Perotti structural vector autoregressive model are biased and inconsistent
- H3: Changes in the specification of the Blanchard-Perotti structural vector autoregressive model, which include different ways of modeling the trend component, changing the value of the coefficient of partial elasticity of taxes with respect to gross domestic product, controlling for the impact of the foreign business cycle and adding a dummy variable for the year 2009, do not significantly affect the identification of structural shocks in taxes and government spending for the Republic of Croatia
- H4: The impact multiplier of government expenditures on wages in the public sector is the highest compared to the impact multipliers of other components of government spending for the Republic of Croatia
- H5: The impact of exogenous shocks in taxes identified using the Romer and Romer narrative approach is in line with Keynesian economic theory for the Republic of Croatia
- H6: In conditions of high migration flows, the output gap estimates obtained by the estimation methods that model the labor market and the methods that do not model the labor market diverge

This thesis explores and systematically addresses the problem of model uncertainty, which allows for a relatively robust way of testing these six hypotheses. As mentioned, model uncertainty can have major implications on the estimation of both the output gap and fiscal multipliers. Properly accounting for model uncertainty is therefore important for gauging the credibility and usefulness of these estimates.

Key words: output gap, potential GDP, fiscal multipliers, model uncertainty, Blanchard-Perotti SVAR model, Romer and Romer narrative approach

SADRŽAJ

SAŽETAK.....	I
PROŠIRENI SAŽETAK NA ENGLESKOM JEZIKU	II
SADRŽAJ	III
1. UVOD	1
1.1. Područje, predmet i problem istraživanja	1
1.2. Ciljevi istraživanja	4
1.3. Hipoteze istraživanja.....	5
1.4. Metode istraživanja	14
1.5. Očekivani znanstveni doprinos	21
1.6. Struktura disertacije	22
2. JAZ DOHOTKA I POTENCIJALNA PROIZVODNJA	25
2.1. Povijesni razvoj i povijesne primjene koncepta potencijalne proizvodnje	25
2.2. Metode procjene jaza dohotka	56
2.2.1. Univarijatne metode procjene jaza dohotka	58
2.2.1.1. Uklanjanje determinističkog trenda (detrendiranje)	58
2.2.1.2. Hodrick-Prescott (HP) filter	59
2.2.1.3. Unaprijed dosljedan filter.....	62
2.2.1.4. Beveridge-Nelson (BN) dekompozicija	63
2.2.1.5. Baxter-King filter	65
2.2.1.6. Christiano-Fitzgerald filter.....	66
2.2.1.7. Hamilton filter	67
2.2.1.8. Model neopazivih komponenata	68
2.2.2. Multivarijatne metode procjene jaza dohotka.....	69
2.2.2.1. Multivarijatni HP filter.....	70
2.2.2.2. HP filter proširen Phillipsovom krivuljom, Okunovim zakonom i jednadžbom sa stopom iskorištenosti kapaciteta	71
2.2.2.3. Strukturni vektorski autoregresivni modeli.....	73
2.2.2.4. Metoda proizvodne funkcije.....	78
2.2.2.4.1. Proizvodna funkcija koju koristi Europska komisija	79
2.2.2.4.2. Proizvodna funkcija koju koristi Organizacija za ekonomsku suradnju i razvoj	84
2.2.2.5. Teorijski utemeljeni jazovi dohotka	88
2.3. Izvori neizvjesnosti povezani s procjenama jaza dohotka i njihova implikacija na vođenje ekonomske politike	92
2.3.1. Revizije procjena jaza dohotka povezane s dodavanjem novih podataka u uzorak ...	95

2.3.2. Modelska neizvjesnost i njezin utjecaj na procjene jaza dohotka	100
3. FISKALNI MULTIPLIKATORI I UTJECAJ FISKALNE POLITIKE NA GOSPODARSTVO	106
3.1. Pregled aktualne teorijske literature vezane uz kratkoročan utjecaj fiskalne politike na bruto domaći proizvod.....	106
3.2. Koncept fiskalnih multiplikatora.....	124
3.3. Empirijski pristupi procjeni utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo	127
3.3.1. Pregled međunarodne empirijske literature vezane uz procjene fiskalnih multiplikatora	127
3.3.2. Pregled domaće empirijske literature vezane uz procjene fiskalnih multiplikatora.	134
4. OPIS PODATAKA, METODOLOŠKI PRISTUP PROCJENI JAZA DOHOTKA I FISKALNIH MULTIPLIKATORA I ANALIZA PODATAKA KORIŠTENIH U ANALIZI .	143
4.1. Opis podataka i njihov izvor	143
4.2. Metodologija istraživanja	147
4.2.1. Različite metode procjene jaza dohotka i standardna devijacija.....	148
4.2.2. Blanchard-Perotti strukturni vektorski autoregresivni model	152
4.2.2.1. Metodološka pozadina Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela	153
4.2.2.2. Blanchard-Perotti strukturni vektorski autoregresivni model u kontekstu modelske neizvjesnosti	160
4.2.3. Identifikacija šokova u porezima narativnim pristupom	171
4.2.4. Procjena utjecaja migracijskih tokova na stopu nezaposlenosti u uvjetima visokih migracija.....	174
4.3. Deskriptivna statistička analiza podataka	177
4.3.1. Kretanje bruto domaćeg proizvoda, stope nezaposlenosti, stope zaposlenosti i stope inflacije mjerene BDP deflatorom	177
4.3.2. Kretanje poreza i državne potrošnje u Republici Hrvatskoj	183
4.3.3. Kretanje narativno identificiranih šokova u poreznom opterećenju u Republici Hrvatskoj.....	185
4.3.4. Kretanje neto migracija	192
5. EMPIRIJSKE PROCJENE JAZA DOHOTKA I FISKALNIH MULTIPLIKATORA U KONTEKSTU MODELSKE NEIZVJESNOSTI.....	194
5.1. Rezultati istraživanja	194
5.1.1. Kretanje procjena jaza dohotka i modelske neizvjesnosti povezane s procjenama jaza dohotka ovisno o stadiju poslovnog ciklusa	194
5.1.2. Procjene strukturnih šokova u porezima i državnoj potrošnji i fiskalnih multiplikatora za Republiku Hrvatsku	207
5.1.3. Korelacije između strukturnih šokova u porezima i korelacije između strukturnih šokova u državnoj potrošnji za Republiku Hrvatsku	218
5.1.4. Procjene utjecaja različitih komponenti državne potrošnje na bruto domaći proizvod Republike Hrvatske.....	227

5.1.5. Procjene utjecaja narativno identificiranih šokova u poreznom opterećenju na bruto domaći proizvod Republike Hrvatske	234
5.1.6. Procjene potencijalnog bruto domaćeg proizvoda u uvjetima visokih migracija	238
5.2. Ograničenja empirijske analize.....	241
5.3. Smjernice za buduća istraživanja	243
6. ZAKLJUČAK.....	244
PRILOZI	247
POPIS LITERATURE.....	286
POPIS GRAFIKONA	314
POPIS TABLICA	318
ŽIVOTOPIS AUTORA	321
POPIS OBJAVLJENIH RADOVA	322

1. UVOD

U ovome poglavlju definirat će se problem istraživanja, prikazat će se ciljevi doktorskog rada, objasniti će se hipoteze i metode kojima će se one testirati te će se iznijeti očekivani znanstveni doprinos uz kratki opis strukture doktorskog rada.

1.1. Područje, predmet i problem istraživanja

Problem koji postoji u ekonomskoj literaturi, a koji je ujedno i predmet istraživanja ovog doktorskog rada, vezan je uz modelsku neizvjesnost i njen utjecaj na ekonometrijske procjene. Upotreba ekonometrijskih metoda rezultira procjenama umjesto potpuno točnim i savršeno preciznim rezultatima neovisno o tome što je predmet istraživanja. Za razliku od matematičkih modela koji su egzaktni, odnosno deterministički, primjena ekonometrije za sobom povlači određeni stupanj neizvjesnosti, odnosno stohastike. Ta se stohastika manifestira u određenom stupnju potencijalne nepreciznosti koji dolazi uz svaku ekonometrijsku procjenu. To znači da se, primjerice, procjena nekog parametra dobivena pomoću ekonometrijskog modela ne smatra savršeno točnom i preciznom, nego je istraživač svjestan da se stvarna vrijednost tog parametra u određenoj mjeri može razlikovati od procjene. Jedan od razloga zašto se stvarna vrijednost razlikuje od procjene je modelska neizvjesnost. Na primjer, ako istraživača zanima kako varijabla X utječe na varijablu Y , procijenjeni utjecaj ovisit će o specifikaciji modela u okviru kojeg se procjenjuje taj utjecaj.

Specifikacija modela se može promijeniti na više načina, primjerice tako da se kontrolira za dodatnu nezavisnu varijablu Z . Uključivanje varijable Z u model će gotovo sigurno rezultirati manjim ili većim promjenama u procjeni utjecaja koji istraživača primarno zanima, a to je utjecaj varijable X na varijablu Y . Stoga je vrlo važno da se o modelskoj neizvjesnosti vodi računa i da se ne oslanja na rezultate isključivo jednog modela jer to može dovesti do netočnih zaključaka i nalaza. Modelska neizvjesnost se pojavljuje i kod procjena jaza dohotka i kod procjena utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo, a ovaj se rad bavi problemom modelske neizvjesnosti u ta dva područja.

Jaz dohotka, odnosno dohodovni ili proizvodni jaz se u literaturi definira kao razlika između stvarne razine realnog bruto domaćeg proizvoda (BDP-a) i potencijalne razine realnog BDP-a. Iako se stvarna razina realnog BDP-a ne mjeri savršeno precizno već je riječ o procijenjenom

podatku, ovaj podatak je poznat i uzima se kao dan u velikoj većini makroekonomskih istraživanja. S druge strane, potencijalni realni BDP je neopaziva varijabla, pri čemu riječ neopaziva znači da je u pitanju varijabla koju se ne može izravno izmjeriti niti postoji konsenzus oko načina njenog mjerenja. Postoji velik broj različitih metoda procjene potencijalne razine BDP-a, pri čemu različito procijenjene razine potencijalnog BDP-a po definiciji znače različite veličine jaza dohotka (Jahan i Saber Mahmud, 2013.).

Različite veličine jaza dohotka impliciraju potrebu za različitim vođenjem fiskalne i monetarne politike, stoga procjena potencijalnog BDP-a ima izravan utjecaj na preporučeno vođenje ekonomske politike, pod pretpostavkom da se vodi protuciklička ekonomska politika. Negativan jaz dohotka predstavlja situaciju u kojoj je stvarni BDP manji od potencijalnog, a u tom bi slučaju nositelji ekonomske politike, ako vode protucikličku makroekonomsku politiku, trebali reagirati monetarnom i fiskalnom ekspanzijom da zatvore negativan jaz dohotka i vrate BDP na njegovu potencijalnu razinu, odnosno da povećaju BDP. Suprotno, pozitivan jaz dohotka označava situaciju kada je stvarni BDP veći od potencijalnog, a nositelji ekonomske politike bi trebali reagirati monetarnom i fiskalnom kontrakcijom da spriječe pregrijavanje gospodarstva, odnosno bujanje inflacije, i smanje BDP do njegove potencijalne razine. Naravno, moguća je i upotreba samo fiskalne ili samo monetarne politike da se postignu ti ciljevi (Larch et al., 2019., Billi, 2020.).

Kada se govori o potencijalnom BDP-u i povezanoj potencijalnoj stopi rasta BDP-a, potencijalna stopa rasta se može definirati kao indikator mogućnosti neke ekonomije da ostvari održiv, neinflatorni rast. Odnosno, to je stopa po kojoj neko gospodarstvo dugoročno može rasti bez opasnosti od ubrzavanja inflacije. Jaz dohotka stoga predstavlja indikator pregrijavanja, u slučaju pozitivnog jaza, ili nedovoljne iskorištenosti proizvodnih kapaciteta u odnosu na potencijalne kapacitete u slučaju negativnog jaza. Pri tome treba napomenuti da se izraz „neinflatorni“ ne odnosi na slučaj u kojem inflacija iznosi 0% iz godine u godinu, nego na slučaj u kojem inflacija iz godine u godinu niti ubrzava niti usporava već cijene svake godine rastu za isti postotak. Taj je postotak obično određen stopom inflacije ciljanom od strane središnje banke. Ovo je definicija koja je prihvaćena u literaturi i korištena od strane institucija kao što su Europska komisija, Međunarodni monetarni fond i Organizacija za ekonomsku suradnju i razvoj (Havik et al., 2014., Chalaux i Guillemette, 2019.).

Modelska neizvjesnost proizlazi iz činjenice da ne postoji jedna ispravna metoda za procjenu jaza dohotka, a različiti načini procjene rezultiraju različitim procjenama jaza, a tako i različitim preporukama nosiocima ekonomske politike. Jahan i Saber Mahmud (2013.)

navode da je jaz dohotka teško mjeriti i da se za mjerenje jaza koriste različite metode, kao i da svaka metoda ima svoje nedostatke. Iz istog razloga Bjørnland (2005.), u nastojanju da procijeni jaz dohotka za Norvešku, koristi šest različitih metoda. Radi toga se i procjene jaza od strane Europske komisije razlikuju od procjena koje daju Organizacija za ekonomsku suradnju i razvoj (OECD) i Međunarodni monetarni fond (MMF), a ujedno i od procjena koje se dobivaju metodama kao što su univarijantni filteri, primjerice Hodrick-Prescott i Hamilton filter.

Modelska neizvjesnost je problem koji se pojavljuje i kod procjene utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo, odnosno kod procjene fiskalnih multiplikatora. Procjena fiskalnih multiplikatora svodi se na procjenu, odnosno kvantificiranje utjecaja egzogenih promjena u državnoj potrošnji i poreznom opterećenju na BDP neke zemlje. Blanchard i Perotti (2002.) su u svom utjecajnom radu predložili metodologiju koja služi upravo toj svrsi. Uz identificiranje trenutnog utjecaja državne potrošnje i poreza na BDP, odnosno utjecaja u tekućem tromjesečju, ova metodologija omogućuje da se prati utjecaj egzogenih promjena u državnoj potrošnji i porezima na BDP kroz vrijeme, primjerice kroz naredne dvije godine nakon promjene u državnoj potrošnji ili porezima. Pravilna identifikacija ovih utjecaja omogućuje nositeljima fiskalne politike da znaju u kojoj mjeri njihove odluke utječu na BDP gospodarstva čiju fiskalnu politiku vode, što im pomaže u optimiziranju odluka o budućem kretanju državne potrošnje i poreza.

No, Blanchard-Perotti pristup pati od istih problema kao i procjene jaza dohotka. Ova metodologija nije unificirana na način da se jedna jedina specifikacija strukturnog vektorskog autoregresivnog (SVAR) modela, koji se koristi za procjenu ovih utjecaja, uvijek koristi neovisno o zemlji ili promatranom razdoblju. Postoji više odluka koje istraživač mora samostalno donijeti kada želi procijeniti ovaj model, što za sobom povlači određenu razinu modelske neizvjesnosti zbog toga što je često moguće donijeti više jednako kredibilnih i jednako uvjerljivih odluka o specifikaciji modela. Modelska neizvjesnost se u ovom kontekstu pojavljuje kao razlika u procijenjenim fiskalnim multiplikatorima ovisno o specifikaciji modela. Drugim riječima, fiskalni multiplikatori državne potrošnje i poreza, koji predstavljaju kvantifikaciju utjecaja egzogenih promjena u ove dvije varijable na BDP, razlikuju se i mijenjaju ovisno o tome kako istraživač specificira Blanchard-Perotti SVAR model koji procjenjuje. Stoga je i kod procjena utjecaja fiskalne politike na BDP nužno voditi računa o popratnoj modelskoj neizvjesnosti, odnosno o tome da različite specifikacije modela rezultiraju različitim procjenama fiskalnih multiplikatora. Ovo je posebno važno za provjeru

robusnosti rezultata ako se na temelju tih rezultata planiraju davati preporuke nosiocima fiskalne politike. Također, Blanchard-Perotti SVAR model nije jedini pristup koji se u literaturi koristi za procjenu utjecaja fiskalne politike na BDP, a radovi kao što su Romer i Romer (2010.) i Hussain i Liu (2018.) koriste narativni pristup identifikaciji šokova u porezima i državnoj potrošnji.

1.2. Ciljevi istraživanja

U doktorskom radu analizirat će se kako modelska neizvjesnost utječe na procjene jaza dohotka i procjene utjecaja fiskalne politike na bruto domaći proizvod Republike Hrvatske. Jaz dohotka je moguće procijeniti različitim metodama koje u pravilu daju različite rezultate, odnosno procjene jaza. Iako je metoda više, ne postoji konsenzus u literaturi oko toga koja se od tih metoda može smatrati najboljom i koju je uvijek preporučljivo koristiti. Opredjeljenje za jednu specifičnu metodu, što je čest pristup u empirijskoj literaturi, neminovno znači da se prihvaćaju sve manjkavosti te specifične metode, kao i da se ignoriraju sve informacije sadržane u alternativnim metodama procjene za koje se istraživač nije opredijelio. Drugim riječima, odabirom jedne specifične metode ignorira se pitanje modelske neizvjesnosti. Samim time postavlja se pitanje u kojoj je mjeri modelska neizvjesnost bitna za kvalitetu procjena jaza dohotka i vođenje ekonomske politike, što će se istražiti u ovom radu.

Nadalje, modelska neizvjesnost utječe i na procjene utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo. Kada se analizira utjecaj promjena u državnoj potrošnji i poreznom opterećenju na bruto domaći proizvod, odabir jedne točno određene specifikacije strukturnog vektorskog autoregresivnog modela, što je često korištena metoda istraživanja ovih utjecaja u literaturi, također za sobom povlači modelsku neizvjesnost. Kako ne postoji jedna dokazivo ispravna specifikacija modela, a različite specifikacije daju različite procjene utjecaja fiskalne politike na BDP, otvara se pitanje robusnosti i kredibilnosti rezultata dobivenih u okviru samo jedne točno određene specifikacije modela, kao i potreba da se kod procjena vodi računa o modelskoj neizvjesnosti. Navedeno će biti predmet istraživanja ovog rada.

Opći cilj: Istražiti utjecaj modelske neizvjesnosti na procjene jaza dohotka za dvadeset i sedam zemalja Europske unije i Ujedinjeno Kraljevstvo u razdoblju od 2002. do 2021. godine. Potom, istražiti utjecaj modelske neizvjesnosti na procjene utjecaja državne potrošnje

i poreznog opterećenja na bruto domaći proizvod Republike Hrvatske u razdoblju od 1999. do 2019. godine.

Za potrebe ispunjenja općeg cilja istraživanja i pojedinačnih ciljeva navedenih u prethodnom tekstu u ovoj se disertaciji identificiraju i specifični ciljevi istraživanja.

Specifični ciljevi:

- Prikazati i elaborirati značaj povijesnog razvoja i aktualne definicije koncepta jaza dohotka za vođenje ekonomske politike ovisno o fazi poslovnog ciklusa
- Izraditi sustavan i širok pregled literature na temu različitih metoda procjene jaza dohotka, njihovih prednosti i nedostataka i praktične upotrebe
- Empirijski procijeniti utjecaj modelske neizvjesnosti povezane s različitim metodama procjene jaza dohotka na vođenje ekonomske politike ovisno o fazi poslovnog ciklusa u kojoj se gospodarstvo nalazi
- Prikazati ekonomsku teoriju povezanu s utjecajem državne potrošnje i poreznog opterećenja na gospodarstvo
- Dati prikaz međunarodne i domaće empirijske literature, metodologije i zaključaka vezanih uz utjecaj državne potrošnje i poreznog opterećenja na bruto domaći proizvod
- Pokazati da je utjecaj državne potrošnje i poreznog opterećenja na bruto domaći proizvod procijenjen u okviru Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela pristran i nekonzistentan za Republiku Hrvatsku
- Istražiti razlike u veličini početnih multiplikatora različitih komponenti državne potrošnje
- Istražiti utjecaj narativno identificiranih šokova u poreznom opterećenju na bruto domaći proizvod Republike Hrvatske
- Istražiti dolazi li do divergencije u procjenama potencijalnog dohotka među različitim metodama u uvjetima relativno visokih migracija

1.3. Hipoteze istraživanja

Iz definiranog općeg i specifičnih ciljeva doktorskog rada postavljeno je šest osnovnih hipoteza koje će se primjenom ekonometrijskih metoda nastojati potvrditi u doktorskome radu.

H1. U razdobljima recesija dolazi do porasta modelske neizvjesnosti povezane s procjenama jaza dohotka različitim metodama u zemljama Europske unije i Ujedinjenom Kraljevstvu

Marcellino i Musso (2011.) navode četiri izvora neizvjesnosti koji su dio svake procjene jaza dohotka. Jedan od tih izvora neizvjesnosti je modelska neizvjesnost, koja proizlazi iz činjenice da ne postoji jedna ispravna metoda procjene jaza dohotka. Na primjer, Havik et al. (2014.) prikazuju metodologiju koju koristi Europska komisija, a ona se temelji na procjeni Cobb-Douglasove proizvodne funkcije, u sklopu koje se procjenom većeg broja varijabli dolazi do procjene potencijalnog BDP-a i jaza dohotka. Chalaux i Guillemette (2019.) opisuju metodologiju koju koristi OECD, koja se također temelji na procjeni Cobb-Douglasove proizvodne funkcije, ali nije identična metodologiji Europske komisije pa stoga daje različite procjene jaza dohotka. Razlike u metodologijama dviju institucija vidljive su, primjerice, kod pristupa procjeni cikličke komponente stope participacije radne snage koja je potrebna za procjenu jaza dohotka.

Uz to, postoji velik broj drugih metoda procjene jaza dohotka koje se ne temelje na Cobb-Douglasovoj proizvodnoj funkciji kao što su univarijatni filteri. Univarijatni filteri su relativno jednostavni za korištenje jer je za izračun jaza dohotka potreban samo jedan vremenski niz podataka, onaj o realnom BDP-u. Univarijatni filteri razdvajaju svaki podatak u vremenskom nizu na trend i ciklus komponentu, pri čemu ciklus komponenta predstavlja procjenu jaza dohotka, a trend komponenta procjenu potencijalnog BDP-a. U literaturi je najčešće korišten Hodrick-Prescott filter kojeg su razvili Hodrick i Prescott (1981.), a drugi poznati univarijatni filteri uključuju Baxter-King filter (Baxter i King, 1999.), Christiano-Fitzgerald filter (Christiano i Fitzgerald, 1999.) i relativno novi Hamilton filter (Hamilton, 2017.).

Ono što je ključno je da svaka od prethodno navedenih metoda daje različitu procjenu jaza dohotka, stoga procjene temeljene na samo jednoj od metoda nužno za sobom povlače i određenu modelsku neizvjesnost oko toga je li odabrana prikladna metoda. Primjerice, to je razlog zašto Arčabić, Panovska i Tica (2022.) u svom istraživanju o usklađenosti poslovnih ciklusa među zemljama Europske unije koriste osam različitih mjera jaza dohotka umjesto samo jedne.

Veličinu modelske neizvjesnosti nije moguće procijeniti ako se koristi samo jedna metoda procjene jaza. No, ako se jaz dohotka procijeni korištenjem većeg broja različitih metoda,

moгуće je kvantificirati modelsku neizvjesnost i potom promatrati kretanje modelske neizvjesnosti kroz različita vremenska razdoblja i u ovisnosti o različitim fazama poslovnog ciklusa. Kako su razdoblja recesija, primjerice, razdoblje globalne financijske krize 2008. i europske dužničke krize, bila obilježena povećanom neizvjesnosti, moguće je analizirati dolazi li u recesijama do porasta modelske neizvjesnosti povezane s procjenama jaza dohotka. Veća modelska neizvjesnost smanjuje kredibilnost procjena i umanjuje njihovu korist pri vođenju ekonomske politike, stoga je kretanje modelske neizvjesnosti bitno u kontekstu ispravnog vođenja monetarne i fiskalne politike. Ispitivanjem ove hipoteze pokušat će se utvrditi dolazi li u recesijama do porasta modelske neizvjesnosti povezane s procjenama jaza dohotka, a modelska će se neizvjesnost mjeriti standardnom devijacijom između rezultata koje daju različite metode procjene jaza.

H2. Za Republiku Hrvatsku Blanchard-Perotti pristup procjene strukturnog vektorskog autoregresivnog modela daje pristrane i nekonzistentne procjene utjecaja poreza i državne potrošnje na bruto domaći proizvod

Blanchard i Perotti (2002.) su u svom utjecajnom radu predložili tada nov način identifikacije utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo. Njihova varijanta strukturnog vektorskog autoregresivnog modela kao jedan od glavnih ciljeva ima identificirati strukturne šokove u porezima i državnoj potrošnji. Na ovaj se način pokušava riješiti problem endogenosti prisutan kod procjene utjecaja fiskalne politike na BDP. Naime, kako državna potrošnja i porezi utječu na BDP, ali i BDP utječe na ove dvije varijable, regresiranje stope rasta BDP-a na promjenu poreznog opterećenja ili promjenu državne potrošnje rezultira pristranim procjenama koeficijenata od interesa. Stoga Blanchard i Perotti prvo nastoje identificirati strukturne, egzogene šokove u porezima i državnoj potrošnji, to jest one šokove koji nisu pod utjecajem kretanja u BDP-u, i potom koriste te strukturne šokove za procjenu utjecaja fiskalne politike na BDP. Njihov je pristup postao jedan od najzastupljenijih empirijskih pristupa procjeni utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo, što potvrđuju brojni radovi koji koriste, a često i nadograđuju ovaj pristup (Caldara i Kamps, 2008., Burriel et al., 2009., Fernández i de Cos, 2006., Jemec, Kastelec i Delakorda, 2011., Deleidi, Iafrate i Levrero, 2021.)

U domaćoj literaturi ovaj pristup se također intenzivno koristi. Prvi rad u kojem se upotrebljava ovaj pristup napisali su Ravnik i Žilić (2011.), a njihovi rezultati odlično ocrtavaju problematiku povezanu s korištenjem ovog pristupa na podacima za Hrvatsku. Ostavivši po strani to što im funkcije impulsnog odaziva nisu statistički značajne, utjecaji koje procjenjuju nisu u skladu s dominantnom makroekonomskom teorijom. Prema njihovim

rezultatima, šok¹ u državnoj potrošnji dovodi do pada gospodarske aktivnosti, dok šok u porezima dovodi do njenog rasta. Njihovi se rezultati potencijalno mogu pripisati relativno kratkom vremenskom razdoblju koje koriste i tome što kretanje BDP-a aproksimiraju mjesečnim kretanjem industrijske proizvodnje da doskoče kratkom vremenskom razdoblju dostupnih podataka i tromjesečnoj frekvenciji podataka o BDP-u. Ovo nije jedini rad u domaćoj literaturi koji dobiva rezultate koji nisu u skladu s dominantnom makroekonomskom teorijom i rezultatima velike većine međunarodnih empirijskih istraživanja. Grdović Gnip (2014.) umjesto industrijske proizvodnje koristi BDP, a njene funkcije impulsnog odaziva pokazuju da šok u državnoj potrošnji ima pozitivan utjecaj na BDP, što je u skladu s rezultatima iz originalnog rada od Blancharda i Perottija (2002.). S druge strane, iako je početni utjecaj šoka u porezima na BDP negativan, njene procjene pokazuju da povećanje poreznog opterećenja nakon pet tromjesečja pa nadalje dovodi do statistički značajnog i pozitivnog utjecaja na BDP, a ovaj obrat je neintuitivan i teško objašnjiv.

U domaćoj literaturi postoje i radovi u kojima su procjene utjecaja fiskalne politike u skladu s dominantnom ekonomskom teorijom o tome kakav bi utjecaj trebao biti i većinom nalaza u inozemnoj literaturi. Tako funkcije impulsnog odaziva koje procjenjuju Šimović i Deskar-Škrbić (2013.) pokazuju da je utjecaj državne potrošnje na agregatnu potražnju privatnog sektora pozitivan, dok je utjecaj poreza negativan. Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.) također dobivaju rezultate koji su u skladu s rezultatima iz originalnog rada od Blancharda i Perottija. Iz navedenog je vidljivo da u domaćoj literaturi ne postoji konsenzus oko predznaka utjecaja fiskalne politike na ekonomsku aktivnost, što se može pripisati različitim specifikacijama modela, definicijama varijabli i vremenskim razdobljima koja se koriste u analizi. Stoga postoji potreba da se analizi utjecaja fiskalne politike na hrvatsko gospodarstvo pristupi na sistematičan način, vodeći računa o modelskoj neizvjesnosti i bez oslanjanja na jednu isključivu specifikaciju modela i definicije varijabli.

U okviru ove hipoteze ispitat će se kredibilnost strukturnih, odnosno egzogenih šokova u državnoj potrošnji i porezima na kojima se temelje procjene utjecaja fiskalne politike na BDP. Da bi procijenjene funkcije impulsnog odaziva bile nepristrane i konzistentne, to jest da bi te funkcije impulsnog odaziva bile valjane i smislene, jedan od nužnih uvjeta je da procijenjeni strukturni šokovi u modelu realno odražavaju stvarna kretanja u hrvatskoj fiskalnoj politici. Strukturni šokovi koji se dobivaju, odnosno procjenjuju u sklopu SVAR modela čine temelj

¹ Kada se govori o šoku u nekoj specifičnoj varijabli, u ovom se radu uvijek misli na povećanje te varijable uz ostale uvjete nepromijenjene.

za procjenu funkcija impulsnog odaziva i upravo o njima ovise ostali rezultati dobiveni u sklopu modela. Ako su ti strukturni šokovi pogrešno procijenjeni odnosno identificirani, to dovodi i do pogrešnih procjena funkcija impulsnog odaziva koje prate utjecaj državne potrošnje i poreza na BDP.

Primjerice, Rudebusch (1996.) u svom provokativno naslovljenom radu „Imaju li mjere monetarne politike iz VAR modela smisla?“ konstatira da su funkcije impulsnog odaziva vezane uz utjecaj monetarne politike na američko gospodarstvo dobivene pomoću VAR modela nekredibilne i nerealne. Rudebusch prvo predlaže alternativan način mjerenja šokova, odnosno promjena u monetarnoj politici za čiji je utjecaj na gospodarstvo zainteresiran. Ti alternativni šokovi nisu dobiveni pomoću VAR modela nego predstavljaju neku drugu mjeru egzogenih promjena u monetarnoj politici, odnosno kamatnim stopama američke središnje banke, kojoj je cilj mjeriti istu stvar kao i šokovi u VAR modelu. Potom analizira odgovaraju li ti alternativni šokovi šokovima koji se dobivaju pomoću VAR modela. Zbog toga što je korelacija između te alternativne mjere egzogenih kretanja u kamatnim stopama, odnosno šokova u monetarnoj politici, i šokova koji se identificiraju pomoću VAR modela niska, Rudebusch zaključuje da šokovi iz modela ne odgovaraju stvarnosti i da su zbog toga i funkcije impulsnog odaziva pogrešno procijenjene.

U kontekstu ovog istraživanja pokušat će se pokazati da je korelacija između modelski procijenjenih strukturnih šokova u porezima i narativno identificiranih šokova u porezima, odnosno alternativne, narativne mjere stvarnih promjena u poreznom opterećenju niska. Ako se to može pokazati, uz neke dodatne uvjete provjere, iz toga slijedi da su funkcije impulsnog odaziva pristrane i nekonzistentne, odnosno da utjecaj poreza, ali i državne potrošnje na BDP nije dobro procijenjen SVAR modelom kada je u pitanju Republika Hrvatska. Pri tome je ključno napomenuti da narativna identifikacija promjena u poreznom opterećenju prati stvarna kretanja i stvarne izmjene u fiskalnoj politici. Primjerice, ako se sa sigurnošću zna da je u nekoj godini hrvatsko gospodarstvo porezno rasterećeno, a to je poznato na temelju onoga što se u stvarnosti događalo te godine, modelski identificirani šokovi za tu godinu trebali bi također pokazivati porezno rasterećenje. Ako oni pak pokazuju porast poreznog opterećenja, to implicira da model ne identificira kretanja u stvarnom svijetu na ispravan način.

H3. Promjene u specifikaciji Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela, koje uključuju načine modeliranja trenda, različite vrijednosti koeficijenta parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na bruto domaći proizvod, korigiranje za inozemni poslovni ciklus i korigiranje za kriznu 2009. godinu, ne djeluju značajno na

identifikaciju strukturnih šokova u porezima i državnoj potrošnji za Republiku Hrvatsku

Jedno od ključnih pitanja na koje je potrebno odgovoriti prilikom istraživanja utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela je kako definirati poreze i državnu potrošnju i kako specificirati model koji se procjenjuje. Tako, na primjer, Borg (2014.) definira poreze na jedan način, dok je definicija poreza u radu od Mirdale i Kamenika (2017.) nešto drugačija od one koju koristi Borg. U domaćoj literaturi postoje radovi koji porezno opterećenje definiraju na osjetno drugačiji način u odnosu na dva prethodno spomenuta rada (Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović, 2020.). Isto tako, autori u domaćoj i inozemnoj literaturi specificiraju SVAR modele koje procjenjuju na različite načine. Trend u varijablama u modelu se može modelirati na različite načine, mogu se koristiti različiti koeficijenti parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP, a također se može korigirati za inozemni poslovni ciklus i za potencijalni strukturni prekid u kriznoj 2009. godini. Unutar ove hipoteze ispitat će se imaju li promjene u specifikaciji modela nakon što istraživač odluči kako će definirati varijable koje koristi i broj vremenskih pomaka u modelu, odnosno sve prethodno navedene promjene, utjecaj na strukturne šokove identificirane u sklopu modela. Ako je stupanj korelacije između strukturnih šokova identificiranih pomoću različitih specifikacija modela visok, to upućuje na zaključak da sama specifikacija modela ne igra važnu ulogu kod identifikacije strukturnih šokova.

H4. Početni multiplikator državnih izdataka za plaće u javnom sektoru je najveći u usporedbi s početnim multiplikatorima ostalih komponenti državne potrošnje za Republiku Hrvatsku

Dok se originalni rad od Blancharda i Perottija fokusirao na utjecaj ukupne državne potrošnje na gospodarstvo, razlike u magnitudi utjecaja različitih komponenti državne potrošnje također su od značaja. Ako neka komponenta državne potrošnje ima veći utjecaj na BDP, odnosno procijenjeni fiskalni multiplikator za tu komponentu je veći u odnosu na procjene multiplikatora drugih komponenti državne potrošnje, to je korisna informacija za nositelje ekonomske politike. Iako jačina utjecaja pojedine komponente državne potrošnje na BDP nije jedini kriterij koji je bitan kod odlučivanja o budućem kretanju strukture državne potrošnje, ona uvelike dolazi do izražaja u, primjerice, recesijama. Tada država aktivnim upravljanjem državnim potrošnjom, čije se povećanje često financira povećanjem javnog duga, nastoji minimizirati pad BDP-a i potaknuti izlazak iz recesije. Stoga informacija o tome koja komponenta državne potrošnje ima najveći utjecaj na BDP pomaže da se, ako okolnosti to

dozvoljavaju, povećana državna potrošnja usmjeri na onu komponentu čiji je utjecaj na BDP najveći jer će tako stopa rasta BDP-a biti veća nego što bi bila da je fokus stavljen na neku komponentu koja ima relativno slab utjecaj na BDP.

U domaćoj literaturi postoje radovi koji analiziraju utjecaj različitih komponenti državne potrošnje na BDP i procjenjuju s njima povezane multiplikatore. Tako Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.) zaključuju da su početni multiplikatori intermedijarne potrošnje i naknada zaposlenima u javnom sektoru veći od početnih multiplikatora za socijalne transfere, subvencije i kapitalne rashode države. U okviru ove hipoteze će se, da bi se vodilo računa o modelskoj neizvjesnosti, utjecaj različitih komponenti državne potrošnje na BDP procijeniti pomoću većeg broja specifikacija modela s ciljem da se dođe do robusnog rezultata koji ne ovisi o jednoj specifičnoj specifikaciji modela. Ova će se hipoteza prihvatiti ako je prosječna vrijednost početnog multiplikatora državnih izdataka za plaće u javnom sektoru, a koja je dobivena kao prosjek većeg broja alternativnih modela, statistički značajno veća u odnosu na prosječne vrijednosti početnih multiplikatora drugih komponenti državne potrošnje.

H5. Utjecaj egzogenih šokova u porezima i doprinosima identificiranih Romer i Romer narativnim pristupom u Republici Hrvatskoj u skladu je s kejnzejanskom ekonomskom teorijom

I dok je Blanchard-Perotti pristup često korišten u empirijskoj literaturi, to nije jedini način na koji se može pristupiti identifikaciji utjecaja državne potrošnje i poreza na BDP. Jedan od glavnih ciljeva Blanchard-Perotti SVAR modela je identifikacija strukturnih šokova u državnoj potrošnji i porezima. Ako su procjene ovih šokova točne, ti bi šokovi trebali odražavati stvarna egzogena kretanja u državnoj potrošnji i porezima. Primjerice, s početkom od 1. siječnja 2017. u Republici Hrvatskoj provedeno je smanjenje poreza na dohodak s procijenjenim godišnjim fiskalnim učinkom u iznosu od 1,5 milijardi kuna prihoda manje (Vlada Republike Hrvatske, 2016a). Ova se izmjena može okarakterizirati kao egzogena u odnosu na stanje poslovnog ciklusa jer joj je cilj bio povećati dugoročnu stopu rasta i konkurentnost hrvatskog gospodarstva, a ne djelovati protuciklički. Ako model ispravno identificira strukturne šokove u porezima, procijenjeni šokovi bi trebali prikazivati porezno rasterećenje u 2017., odnosno poprimati negativne vrijednosti, naravno vodeći računa o tome da ovo nije nužno bila jedina promjena u poreznom sustavu u toj godini (konkretno, s početkom od 1. siječnja 2017. došlo je i do smanjenja poreza na dodanu vrijednost, poreza na

dobit i doprinosa, stoga vrijedi ista argumentacija kao i da je smanjen samo porez na dohodak).

No, umjesto da se oslanja na modelsku identifikaciju tih izmjena, pogotovo ako modelska identifikacija pati od većih problema, alternativa tom pristupu je da se izmjene identificiraju narativno, analizom povijesnih dokumenata. Potom se te narativno identificirane izmjene u porezima koriste u modelu višestruke linearne regresije radi procjene njihovog utjecaja na BDP. Ovo je pristup koji predlažu Romer i Romer (2010.), koji narativno identificiraju egzogene promjene u američkom poreznom opterećenju iz govora američkih predsjednika i izvještaja američkog Kongresa. Potom tako identificirane izmjene koriste za procjenu utjecaja poreza na američko gospodarstvo. Stoga, čak i ako Blanchard-Perotti specifikacija SVAR modela daje pristrane procjene, ovaj pristup nudi alternativnu mogućnost da se identificira utjecaj poreza na BDP. Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Šimović (2020.) su prvi i jedini autori u domaćoj literaturi koji koriste ovaj pristup, a njihov rad obuhvaća isključivo izmjene u porezu na dodanu vrijednost.

U okviru ove hipoteze će se, slijedeći Romer i Romer (2010.) pristup identifikaciji poreznih šokova, narativno identificirati izmjene u ključnim kategorijama prihoda proračuna konsolidirane opće države koje predstavljaju porezno opterećenje gospodarstva. One uključuju porez na dodanu vrijednost, porez na dohodak, porez na dobit i doprinose za mirovinsko i zdravstveno osiguranje. Zatim će se te narativne izmjene iskoristiti za procjenu njihovog utjecaja na hrvatski BDP pomoću modela višestruke linearne regresije te će se testirati je li njihov utjecaj u skladu s kejnzejanskom ekonomskom teorijom i statistički značajan.

Prema Blanchardu (2021.), kejnzejanska ekonomska teorija implicira da bi porast poreznog opterećenja trebao dovesti do smanjenja BDP-a. Primjerice, veći porez na dohodak smanjuje raspoloživi dohodak stanovništva, radi čega ono manje troši, što smanjuje potražnju za dobrima i uslugama i posljedično BDP. No, postoje i alternativne ekonomske teorije prema kojima je moguć i sasvim suprotan rezultat. Ako neka zemlja ima visok javni dug i povjerenje investitora u mogućnost redovitog servisiranja tog duga je narušeno, povećanje poreznog opterećenja kojem je cilj stabilizacija i smanjivanje udjela javnog duga u BDP-u te izbjegavanje budućeg bankrota može biti dočekano pozitivno od strane privatnog sektora i investitora. Porast njihovog optimizma radi odgovornijeg vođenja javnih financija može povećati osobnu potrošnju i investicije, što znači da u konačnici BDP ne mora pasti nego može i porasti. Testiranjem ove hipoteze će se pokušati empirijski utvrditi vrijedi li u

Hrvatskoj kejezjanska ekonomska teorija vezano uz utjecaj poreza na BDP ili rezultati idu u prilog alternativnim teorijama koje zagovaraju ekonomisti kao što su, primjerice, Alesina, Favero i Giavazzi (2019.).

H6. U uvjetima visokih migracija dolazi do divergencije između metodoloških pristupa procjene razine potencijalnog dohotka koji modeliraju tržište rada i pristupa koji ne modeliraju tržište rada

Kretanja u veličini i sastavu stanovništva, posebice stanovništva u radno sposobnoj dobi, izravno utječu na potencijalni dohodak, odnosno potencijalni BDP. U različitim inačicama Cobb-Douglasove proizvodne funkcije koje koriste Europska komisija i OECD se eksplicitno vodi računa o veličini radno sposobnog stanovništva, stopi participacije na tržištu rada, kao i stopi nezaposlenosti. Kretanje svake od te tri varijable utječe i na procjenu potencijalnog dohotka jer potencijalni dohodak u konačnici ovisi o potencijalnoj vrijednosti varijable rad u nekom gospodarstvu (Havik et al., 2014., Chalaux i Guillemette, 2019.).

Zbog toga što migracije utječu na kretanja na tržištu rada, koja pak utječu na procjenu potencijalnog dohotka, bitno je razumjeti na koji način migracije imaju utjecaj na tržište rada. Primjerice, 2019. je u zemlje Europske unije pristiglo oko 2,7 milijuna imigranata iz zemalja koje nisu članice Unije (Eurostat, 2022a). I dok ovaj broj nije velik u usporedbi s procijenjenih 446,6 milijuna stanovnika Europske unije u 2019. (Eurostat, 2022b), imigranti nisu ravnomjerno raspoređeni niti među zemljama Europske unije niti unutar pojedine zemlje. Stoga je njihov utjecaj na tržište rada pojedine članice koja je prihvatila veći broj imigranata potencijalno velik. Ovakav priljev imigranata mijenja sve tri varijable o kojima ovisi procjena potencijalnog dohotka, odnosno mijenja i veličinu radno sposobnog stanovništva i stopu participacije i stopu nezaposlenosti. Stopa participacije i stopa nezaposlenosti se mijenjaju zbog toga što imigranti u prosjeku imaju niže stope participacije i više stope nezaposlenosti u usporedbi s domaćim stanovništvom (Eurostat, 2022c).

U okviru ove hipoteze istražiti će se dolazi li u uvjetima relativno visokih migracija do divergencije u procjenama potencijalnog dohotka dobivenim pomoću različitih metodoloških pristupa. Može se očekivati da će metode koje eksplicitno modeliraju tržište rada i uzimaju u obzir veći broj varijabli na tržištu rada, primjerice metode dviju prethodno navedenih institucija, u uvjetima relativno visokih migracija divergirati u procjenama potencijalnog dohotka u usporedbi s procjenama dobivenim pomoću, primjerice, univarijantnih filtera.

Razlog leži u tome što univarijatni filteri ne modeliraju kretanja na tržištu rada eksplicitno već, kao što im i sam naziv govori, koriste samo jednu varijablu za procjenu potencijalnog dohotka, a to je realni BDP neke zemlje. Prihvaćanje ove hipoteze ovisit će o tome može li se pokazati da migracijski tokovi imaju utjecaj na stopu nezaposlenosti u zemljama Europske unije (u uzorak je uključeno i Ujedinjeno Kraljevstvo) koje su zabilježile relativno visoke migracije. Ako imaju, to implicira da postoje razlike između procjena potencijalnog dohotka dobivenih metodama koje eksplicitno vode računa o tim kretanjima na tržištu rada u usporedbi s metodama koje ne vode računa o tim kretanjima.

1.4. Metode istraživanja

Hipoteze iz doktorskog rada nastojat će se potvrditi primjenom univarijatnih filtera, konkretno Hodrick-Prescott, Baxter-King, Hamilton i Christiano-Fitzgerald filtera za testiranje prve hipoteze, strukturnih vektorskih autoregresivnih modela za testiranje prve, druge, treće i četvrte hipoteze, Romer i Romer narativnog pristupa identifikaciji šokova u poreznom opterećenju za testiranje druge i pete hipoteze i panel analize za testiranje šeste hipoteze.

Univarijatni filteri se u ekonomskoj analizi koriste za odvajanje cikličke komponente u kretanju neke varijable od njene trend komponente. Njihova je najčešća primjena na podatke o realnom BDP-u neke zemlje, a tim se metodama nastoji odvojiti potencijalni BDP od cikličke komponente BDP-a, pri čemu upravo ta ciklička komponenta predstavlja jaz dohotka. S obzirom na to da je jaz dohotka neopaziva varijabla, odnosno da nikada nije moguće sa sigurnošću reći kolika je točno njegova vrijednost, postoji širok raspon metoda kojima se on procjenjuje. Kako je prethodno navedeno, u literaturi se često koriste Hodrick-Prescott filter, Baxter-King filter, Christiano-Fitzgerald filter i Hamilton filter. Hodrick-Prescott, Baxter-King i Christiano-Fitzgerald filter odabrani su zbog toga što su često korišteni i vrlo zastupljeni u literaturi, dok je Hamilton filter uključen u analizu zbog relativno novog i utjecajnog rada koji je objavio James Hamilton (2017.) i koji pokazuje da Hamilton filter dobro adresira nedostatke koje ima Hodrick-Prescott filter.

Primjena SVAR modela vrlo je zastupljena u empirijskim makroekonomskim istraživanjima zbog česte dvosmjerne međusobne povezanosti varijabli od interesa, odnosno problema endogenosti koji dovodi do pristranih procjena ako se o njemu ne vodi računa. SVAR modeli predstavljaju svojevrsni nastavak, odnosno proširenje modela višestruke linearne regresije,

koji daju nepristrane procjene ako, između ostalih uvjeta koji trebaju biti zadovoljeni, nezavisne varijable nisu korelirane s greškom u regresijskoj jednadžbi. U nastojanju da se riješi problem endogenosti SVAR modeli se oslanjaju na regresiranje sadašnjih vrijednosti varijabli na vremenske pomake te same varijable i pomake preostalih varijabli u modelu, uz još neke nezavisne varijable kao što su, na primjer, linearni trend. Za rezidualne tih regresijskih jednadžbi se potom pretpostavlja da su jednaki linearnoj kombinaciji reziduala preostalih regresijskih jednadžbi u modelu, kao i strukturnih šokova u varijablama u modelu. Nakon što se postavljanjem određenih egzogenih ograničenja na model identificiraju strukturni šokovi, ti se šokovi potom koriste u regresijskim jednadžbama jer se pretpostavlja da je na taj način riješen problem endogenosti (Lütkepohl, 2005., Martin, Hurn i Harris, 2013.).

SVAR modeli koriste se i za procjenu jaza dohotka i za procjenu utjecaja državne potrošnje i poreza na BDP. Jaz dohotka se pomoću SVAR modela može procijeniti u okviru modela agregatne ponude i agregatne potražnje, AS-AD modela. U skladu s ekonomskom teorijom, u modelu se pretpostavlja da šokovi potražnje nemaju dugoročan utjecaj na BDP, a jedino su šokovi ponude ti koji dugoročno mogu utjecati na BDP. Stoga se u modelu postavlja ograničenje da kumulativni utjecaj šokova potražnje na stopu rasta BDP-a mora biti nula, odnosno da će početni utjecaj šoka potražnje na BDP s vremenom biti poništen kako se BDP vraća na svoju potencijalnu razinu (Bayoumi i Eichengreen, 1992.). Kako model uz određene pretpostavke omogućuje procjenu potencijalnog BDP-a, a jaz dohotka se definira kao razlika između stvarnog i potencijalnog BDP-a, model tako omogućuje i procjenu jaza dohotka. Pristup koji slijede Bayoumi i Eichengreen je modifikacija pristupa koji koriste Blanchard i Quah u svom radu iz 1989., pomoću čije se specifikacije SVAR modela također može procijeniti jaz dohotka.

Kod procjene utjecaja državne potrošnje i poreza na BDP pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela koriste se varijable porezi, državna potrošnja i BDP, koje se modeliraju pomoću tri regresijske jednadžbe u koje su uključeni vremenski pomaci te tri varijable i druge nezavisne varijable koje se razlikuju ovisno o specifikaciji modela. Da bi se identificirali strukturni šokovi u državnoj potrošnji i porezima, koji se potom koriste u regresijskoj jednadžbi u kojoj je zavisna varijabla stopa rasta BDP-a, nužno je postaviti određena ograničenja na model. Primjerice, jedno od ograničenja, to jest koeficijent koji se egzogeno postavlja nakon što se procijeni zasebnom regresijskom jednadžbom, je koeficijent parcijalne elastičnosti prikupljenih poreznih prihoda u odnosu na BDP (Blanchard i Perotti, 2002.). Nakon što se ti strukturni šokovi identificiraju, na temelju njih se procjenjuju početni fiskalni multiplikatori

(multiplikatori za tekuće razdoblje) za poreze i državnu potrošnju, a potom i funkcije impulsnog odaziva vezane uz utjecaj te dvije varijable na BDP. Procjena utjecaja poreza na BDP alternativno se može napraviti i primjenom Romer i Romer (2010.) narativnog pristupa, u sklopu kojega se analizom povijesnih izmjena u poreznom opterećenju u nekoj zemlji nastoje identificirati one izmjene koje se mogu smatrati egzogenima u odnosu na kretanje BDP-a. Tako identificirane izmjene se potom koriste za procjenu njihovog utjecaja na BDP.

H1: U razdobljima recesija dolazi do porasta modelske neizvjesnosti povezane s procjenama jaza dohotka različitim metodama u zemljama Europske unije i Ujedinjenom Kraljevstvu

Kako bi se testirala prva hipoteza jaz dohotka će se procijeniti većim brojem različitih metoda. Od univarijatnih filtera koristit će se Hodrick-Prescott filter, Baxter-King filter, Christiano-Fitzgerald filter i Hamilton filter. Jaz dohotka će se također procijeniti i pomoću dvije različite specifikacije Blanchard-Quah SVAR modela i pomoću Bayoumi i Eichengreen SVAR modela. Uz navedenih sedam metoda procjene jaza dohotka, u analizi modelske neizvjesnosti koristit će se i procjene jaza dohotka koje objavljuju tri međunarodne institucije, Europska komisija, MMF i OECD. Kako tri navedene institucije, koje su razvile i koriste vlastite metodologije procjene jaza, objavljuju procjene jaza dohotka na godišnjoj razini, njihove će se procjene interpolirati na tromjesečnu (kvartalnu) razinu metodom kvadratne interpolacije, u skladu s dinamikom kretanja stvarnog realnog BDP-a. Interpolacija na kvartalnu razinu je nužna da bi ti jazovi dohotka mogli biti korišteni skupa s jazovima koji se procjenjuju prethodno navedenim univarijatnim filterima i pomoću SVAR modela jer će se oni procijeniti na tromjesečnoj razini.

Navedeni će se jazovi dohotka procijeniti ili preuzeti od spomenutih institucija za razdoblje od 2002. do 2021. godine za zemlje Europske unije i Ujedinjeno Kraljevstvo. Na taj će se način za svaku zemlju u uzorku i za svako tromjesečje dobiti do maksimalno (ovisno o dostupnosti podataka) 10 procjena jaza dohotka, od kojih je svaka dobivena različitom, ali u literaturi prihvaćenom metodom. Potom će se za pojedinu zemlju u svakom tromjesečju izračunati standardna devijacija za sve dostupne procjene jaza dohotka. Standardna devijacija je često korištena mjera disperzije, a u ovom kontekstu ona će se koristiti kao mjera modelske neizvjesnosti. Modelska neizvjesnost kod procjene jaza dohotka označava neizvjesnost povezanu s različitim metodama procjene jaza, koje daju različite rezultate. Stoga standardna devijacija izračunata za različite procjene jaza za isto tromjesečje i za određenu zemlju mjeri veličinu te modelske neizvjesnosti, odnosno disperziju različitih procjena jaza oko prosjeka

tih procjena. Kada se izmjeri modelska neizvjesnost za svaku zemlju, može se promatrati njeno kretanje kroz vrijeme i testirati dolazi li u razdobljima recesija do porasta modelske neizvjesnosti, odnosno je li prosječna modelska neizvjesnost bila viša u razdobljima recesija u usporedbi s razdobljima kada analizirana gospodarstva nisu bila u recesiji.

H2. Za Republiku Hrvatsku Blanchard-Perotti pristup procjene strukturnog vektorskog autoregresivnog modela daje pristrane i nekonzistentne procjene utjecaja poreza i državne potrošnje na bruto domaći proizvod

Za testiranje druge hipoteze potrebno je procijeniti utjecaj poreza i državne potrošnje na BDP pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela. Kako bi se vodilo računa o modelskoj neizvjesnosti, odnosno promjenjivosti rezultata ovisno o specifikaciji modela, procijenit će se veći broj modela da se obuhvate različite specifikacije koje se koriste u literaturi. I porezno opterećenje i državna potrošnja se mogu definirati i u literaturi se definiraju na više različitih načina. U sklopu ovog rada će se porezi definirati na pet, a državna potrošnja na četiri različita načina. Uz to, u okviru specifikacije modela potrebno je odlučiti hoće li se varijable učiniti stacionarnima uključivanjem linearnog ili kvadratnog trenda, koliki će se koeficijent parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP koristiti, hoće li se uključiti binarna varijabla koja poprima vrijednost jedan u recesijskoj 2009. godini, hoće li se i na koji način kontrolirati za kretanja inozemne potražnje i koji će se broj vremenskih pomaka koristiti u modelu. Stoga će se u okviru ove hipoteze procijeniti sve moguće kombinacije navedenih faktora, odnosno sve specifikacije modela koje proizlaze iz kombinacija navedenih definicija varijabli, varijabli uključenih u model i različitih vrijednosti parametara. To rezultatima daje robusnost, odnosno osigurava da dobiveni rezultati uzimaju u obzir modelsku neizvjesnost tako što se procjenjuje velik broj različitih specifikacija modela.

Da bi se pokazalo da je utjecaj poreza i državne potrošnje na BDP pristrano i nekonzistentno procijenjen ovim modelom, potrebno je pokazati da su strukturni šokovi u porezima koje model procjenjuje pogrešno procijenjeni, odnosno da se razlikuju od stvarnih strukturnih šokova u porezima. Zbog isprepletenosti međusobnog utjecaja varijabli u modelu, ako se pokaže da su strukturni šokovi u porezima krivo procijenjeni to ne rezultira samo pristranom i nekonzistentnom procjenom utjecaja poreza na BDP, već automatski dovodi i do pristrane i nekonzistentne procjene utjecaja državne potrošnje na BDP.

Način na koji će se testirati jesu li strukturni šokovi u porezima pogrešno procijenjeni je korištenjem Pearsonovog koeficijenta korelacije između strukturnih šokova u porezima

procijenjenih modelom i narativno identificiranih šokova u porezima, koji bi se u teoriji u velikoj mjeri trebali preklapati jer mjere istu stvar. Stoga će se šokovi u porezima identificirati i narativno, Romer i Romer pristupom identifikacije na temelju prijedloga zakona kojima su mijenjani Zakon o porezu na dodanu vrijednost, Zakon o porezu na dohodak, Zakon o porezu na dobit i Zakon o doprinosima. Temeljem tih dokumenata identificirat će se epizode promjena u poreznom opterećenju hrvatskog gospodarstva, što uključuje i promjene u doprinosima.

Narativni pristup identifikaciji se svodi na to da se na temelju prijedloga zakona evidentiraju razdoblja promjena u poreznom opterećenju i pripadajuće procjene fiskalnog učinka, odnosno veličine tih promjena u poreznom opterećenju. Identificiraju se isključivo one promjene koje se mogu okarakterizirati kao egzogene, odnosno one promjene koje nisu pod utjecajem poslovnog ciklusa (promjena u BDP-u) jer je cilj identificirati egzogene šokove u tim varijablama.

Nakon što se šokovi u poreznom opterećenju identificiraju i modelski i narativno, izračunat će se Pearsonov koeficijent korelacije između modelskih i narativnih šokova. Ako bi korelacija između dvije mjere šokova bila relativno niska, to bi upućivalo na zaključak da modelski pristup pogrešno identificira šokove u poreznom opterećenju, odnosno da rezultati modela ne odgovaraju onome što se u stvarnosti događalo s poreznim opterećenjem. Pearsonov koeficijent korelacije izračunat će se za svaki od procijenjenih SVAR modela da se osigura robusnost rezultata, odnosno da se vodi računa o modelskoj neizvjesnosti. Uz to, modelski identificirani šokovi će se analizirati i narativno te će se pokušati utvrditi odgovaraju li ti šokovi stvarnim epizodama u hrvatskoj poreznoj politici.

H3. Promjene u specifikaciji Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela, koje uključuju načine modeliranja trenda, različite vrijednosti koeficijenta parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na bruto domaći proizvod, korigiranje za inozemni poslovni ciklus i korigiranje za kriznu 2009. godinu, ne djeluju značajno na identifikaciju strukturnih šokova u porezima i državnoj potrošnji za Republiku Hrvatsku

U okviru treće hipoteze analizirat će se međusobna sličnost strukturnih šokova u porezima i državnoj potrošnji koji se identificiraju različitim specifikacijama SVAR modela nakon što se definira način mjerenja varijabli porezi i državna potrošnja i broj vremenskih pomaka u modelu. Te promjene u specifikaciji modela uključuju odabir linearnog ili kvadratnog trenda

u kontekstu odabira varijabli uključenih u model, procjena modela bez uključivanja varijable kojom se modelira trend, odabir veličine koeficijenta parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP, uključivanje ili neuključivanje binarne varijable koja poprima vrijednost 1 za kriznu 2009. godinu i korekcija za inozemni poslovni ciklus uključivanjem BDP-a eurozone kao egzogene varijable u model.

Sličnost strukturnih šokova procijenjenih pomoću različitih specifikacija modela mjerit će se Pearsonovim koeficijentom korelacije. Visok koeficijent korelacije navodio bi na zaključak da identifikacija šokova ne ovisi o specifikaciji modela u kontekstu prethodno navedenih mogućih specifikacija.

H4. Početni multiplikator državnih izdataka za plaće u javnom sektoru je najveći u usporedbi s početnim multiplikatorima ostalih komponenti državne potrošnje

Kako se u okviru druge hipoteze procjenjuje veći broj različitih specifikacija SVAR modela, to omogućuje da se testira ima li neka od komponenti državne potrošnje veći početni multiplikator, odnosno utjecaj na BDP u tekućem tromjesečju, od ostalih komponenti državne potrošnje. Stoga se u četvrtoj hipotezi testira imaju li državni izdaci za plaće u javnom sektoru robusno veći utjecaj na BDP u odnosu na državne izdatke za kapitalne investicije, intermedijarnu potrošnju i socijalne transfere. Kako bi se vodilo računa o modelskoj neizvjesnosti, za navedene komponente državne potrošnje izračunat će se prosječne vrijednosti početnih multiplikatora dobivenih pomoću različitih specifikacija SVAR modela te će se te vrijednosti usporediti. Ako se pokaže da su prosječne vrijednosti početnih multiplikatora državnih izdataka za plaće u javnom sektoru statistički značajno najveće unutar različitih specifikacija SVAR modela, to bi upućivalo na zaključak da je početni multiplikator kod te komponente državne potrošnje robusno najveći.

H5. Utjecaj egzogenih šokova u porezima i doprinosima identificiranih Romer i Romer narativnim pristupom u skladu je s kejnzejanskom ekonomskom teorijom u Republici Hrvatskoj

Kao što je navedeno u okviru objašnjenja druge hipoteze, Romer i Romer narativni pristup je alternativni pristup identifikaciji šokova, odnosno egzogenih promjena u poreznom opterećenju. Pristup se svodi na analizu povijesnih dokumenata u okviru kojih je neka zemlja najavila izmjene u poreznom sustavu i dala procjenu veličine tih izmjena. S obzirom na problem endogenosti koji je potencijalno prisutan kod ekonometrijskih procjena, bitno je da se te promjene mogu okarakterizirati kao egzogene u odnosu na poslovni ciklus, odnosno

kretanje BDP-a. Jesu li narativno identificirane promjene za Republiku Hrvatsku egzogene testirat će se pomoću Grangerovog testa uzročnosti. Ako test ne odbaci hipotezu da su promjene egzogene, te će se promjene potom iskoristiti kako bi se stopa rasta realnog BDP-a regresirala na njih da bi se procijenio njihov utjecaj na BDP. Kako, primjerice, povećanje stope poreza na dodanu vrijednost nema utjecaj na BDP samo u ovom već i u narednim tromjesečjima, u regresijsku jednadžbu će se uključiti i vremenski pomaci narativno identificiranih izmjena u poreznom opterećenju. S obzirom na to da kejnzejzjanska ekonomska teorija sugerira da bi utjecaj poreza na BDP trebao biti negativan, dokazivanje ove hipoteze ovisit će o predznacima i statističkoj značajnosti procijenjenih koeficijenata.

H6. U uvjetima visokih migracija dolazi do divergencije između metodoloških pristupa procjene razine potencijalnog dohotka koji modeliraju tržište rada i pristupa koji ne modeliraju tržište rada

Da bi se testirala šesta hipoteza prvo je potrebno identificirati one zemlje koje su u određenom razdoblju zabilježile značajan priljev ili odljev migranata, odnosno visoke migracije. Na primjer, Europska migracijska kriza, potaknuta ratovima u Libiji, Siriji i Iraku, predstavlja svojevrsni prirodni eksperiment koji je utjecao na tržište rada i potencijalni dohodak zemalja koje su primile veći broj migranata, primjerice Njemačke i Švedske (Pew Research Center, 2016.). Uz to, godine nakon završetka migracijske krize su također zabilježile relativno visok priljev imigranata iz ostalih zemalja u zemlje Europske unije.

Šesta će se hipoteza testirati na istom uzorku zemalja kao i prva, na 27 zemalja članica Europske unije i Ujedinjenom Kraljevstvu. Nakon identifikacije onih zemalja koje su zabilježile relativno visoke migracije, na tim će se zemljama provesti panel analiza kako bi se testiralo utječu li migracijski tokovi na stopu nezaposlenosti. Ako je procijenjeni utjecaj migracijskih tokova na stopu nezaposlenosti statistički značajan i ima očekivani predznak, to znači da je u uvjetima visokih migracija važno voditi računa o kretanjima na tržištu rada zbog toga što te promjene na tržištu rada ujedno mijenjaju i procijenjeni potencijalni dohodak. Samim time se može zaključiti i da će u uvjetima značajnih migracijskih tokova procjene potencijalnog dohotka dobivene metodama koje eksplicitno vode računa o kretanjima na tržištu rada divergirati u odnosu na procjene dobivene metodama koje ne modeliraju ova kretanja.

1.5. Očekivani znanstveni doprinos

Temeljni znanstveni doprinos ovoga rada leži u istraživanju utjecaja modelske neizvjesnosti na procjene jaza dohotka i procjene fiskalnih multiplikatora, čime se omogućava testiranje više hipoteza koje do sada nisu istraživane u inozemnoj i domaćoj literaturi. U doktorskom radu istražiti će se na koji način i u kojoj mjeri modelska neizvjesnost utječe na procjene jaza dohotka i procjene fiskalnih multiplikatora. Vezano uz utjecaj modelske neizvjesnosti na procjene jaza dohotka, u postojećoj domaćoj i inozemnoj literaturi nije istraženo kako se modelska neizvjesnost kreće ovisno o fazama poslovnog ciklusa, odnosno dolazi li do porasta modelske neizvjesnosti u recesijama. Ako se može utvrditi da modelska neizvjesnost raste u recesijama, to nositeljima ekonomske politike komunicira da je u recesijama potreban dodatan oprez vezan uz oslanjanje na procjene jaza dohotka dobivene metodologijom koju trenutno koriste, naravno ako se u praksi oslanjaju na procjene jaza dohotka pri vođenju ekonomske politike.

Nadalje, u domaćoj literaturi nije adresiran problem modelske neizvjesnosti u kontekstu procjena utjecaja fiskalne politike na BDP, što rezultira konfliktnim nalazima i otvorenim pitanjima u literaturi. Procjene fiskalnih multiplikatora, odnosno utjecaja državne potrošnje i poreza na BDP dostupne u domaćoj literaturi dobivene su u okviru samo jedne ili tek nekoliko različitih specifikacija Blanchard-Perotti SVAR modela. Niti jedno dosadašnje istraživanje nije na sustavan i temeljit način adresiralo problem modelske neizvjesnosti, o čijem adresiranju ovisi i robusnost rezultata, a samim time i potencijalna korisnost tih rezultata za vođenje fiskalne politike.

Znanstveni doprinos ovog rada uključuje istraživanje problema modelske neizvjesnosti i robusnosti procjena fiskalnih multiplikatora, a time i njihove kredibilnosti kod vođenja fiskalne politike. Ovim radom će se stoga omogućiti odgovaranje na otvoreno pitanje u domaćoj literaturi vezano uz utjecaj poreza na BDP Republike Hrvatske. U domaćoj literaturi trenutno postoje dva konfliktna rezultata koja dobivaju različiti autori. Prema jednom rezultatu veće porezno opterećenje smanjuje hrvatski BDP, dok ga prema drugome povećava. Bez da se vodi računa o modelskoj neizvjesnosti, odnosno procijeni velik broj različitih modela, nije moguće adresirati ovo pitanje.

Doprinos domaćoj znanstvenoj literaturi doći će i od istraživanja toga kako različite specifikacije Blanchard-Perotti SVAR modela utječu na identifikaciju fiskalnih šokova u okviru tih modela, odnosno od davanja odgovora na pitanje u kojoj je mjeri specifikacija

modela bitna za identifikaciju tih šokova. Ovo doprinosi domaćoj literaturi jer će se potencijalni budući istraživači ove tematike u manjoj mjeri morati fokusirati na potragu za ispravnom specifikacijom modela ako se pokaže da šokovi u modelu ne ovise o tome za koju se specifikaciju modela istraživač odluči. Isto tako, to smanjuje sumnju budućih istraživača u točnost i prikladnost specifikacije modela za koju se odlučuje.

Uz procjene fiskalnih multiplikatora agregatne državne potrošnje i poreza, problem modelske neizvjesnosti adresirat će se i kod procjena fiskalnih multiplikatora za različite komponente državne potrošnje. To je također jedan smjer istraživanja koji nije pokriven u domaćoj literaturi, a u ovom će se radu pokušati doći do robusnih rezultata vezanih uz veličinu multiplikatora različitih komponenti državne potrošnje.

U domaćoj literaturi postoji samo jedno istraživanje koje koristi Romer i Romer (2010.) narativni pristup procjeni utjecaja promjena u poreznom opterećenju na BDP. To se istraživanje bavi utjecajem promjena u porezu na dodanu vrijednost, a u sklopu ovog rada će se obuhvat poreznog opterećenja proširiti i na porez na dohodak, porez na dobit i doprinose za mirovinsko i zdravstveno osiguranje. Stoga znanstveni doprinos ovog rada leži i u izradi popisa egzogenih izmjena u navedenim kategorijama poreza i doprinosa, kao i u nastojanju da se kvantificira utjecaj tih egzogenih izmjena na BDP Republike Hrvatske.

Naposljetku, u sklopu ovog rada istražiti će se kako modelska neizvjesnost utječe na procjene potencijalnog dohotka u uvjetima visokih migracija. Znanstveni doprinos ovog istraživanja stoga će se sastojati i od adresiranja pitanja divergiraju li rezultati dobiveni pomoću metoda procjene potencijalnog dohotka koje eksplicitno modeliraju i vode računa o kretanjima na tržištu rada u odnosu na rezultate dobivene pomoću metoda koje ne modeliraju kretanja na tržištu rada.

1.6. Struktura disertacije

Doktorski rad i njegova struktura slijede standardne prakse pisanja doktorskih radova, gdje je prvo poglavlje uvod u kojem se objašnjavaju predmet i problem istraživanja koje doktorski rad obrađuje. U ovom poglavlju se također navode i objašnjavaju ciljevi i hipoteze istraživanja, uključujući izvore podataka i metodologiju, kao i očekivani znanstveni doprinos istraživanja.

Drugo poglavlje doktorskog rada nosi naslov „Jaz dohotka i potencijalna proizvodnja“. U njemu se obrađuje koncept jaza dohotka i nastoji prikazati njegov značaj za vođenje ekonomske politike. Daje se prikaz povijesnog razvoja koncepta jaza dohotka jer se njegova definicija mijenjala i evoluirala, kao i utvrđuje definicija koja je danas uvriježena i prihvaćena u literaturi. S obzirom na to da se jaz dohotka može procijeniti relativno širokim rasponom metoda, daje se pregled metoda koje se koriste u literaturi te se objašnjavaju prednosti i nedostaci tih metoda. Najveći je naglasak stavljen na one metode koje su, nakon više desetljeća teorijskih rasprava i empirijskih istraživanja, najzastupljenije u literaturi jer su se pokazale najviše korisnima i relativno robusnima na promjene vremenskog uzorka i geografske jedinice za koju se procjenjuje jaz dohotka. U poglavlju se također navode i kritike vezane uz različite metode procjene jaza, kao i opisuju različiti izvori neizvjesnosti povezani s procjenama jaza dohotka. Poseban je naglasak stavljen na dva izvora neizvjesnosti, a to su neizvjesnost povezana s dodavanjem novih podataka u uzorak i modelska neizvjesnost. Neizvjesnost povezana s dodavanjem novih podataka u uzorak je glavni uzrok revizija u procjenama jaza dohotka te se u poglavlju daje pregled dosadašnjih empirijskih spoznaja vezanih uz taj izvor neizvjesnosti. Naposljetku se definira koncept modelske neizvjesnosti, on se povezuje s konceptom jaza dohotka te se analizira njegova važnost pri korištenju jaza dohotka za vođenje ekonomske politike.

U trećem se poglavlju analizira utjecaj fiskalne politike na gospodarstvo u skladu s ekonomskom teorijom, definira se koncept fiskalnih multiplikatora te ga se povezuje s konceptom modelske neizvjesnosti kod ekonometrijske procjene utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo i kod procjene povezanih fiskalnih multiplikatora. U poglavlju se također daje pregled empirijske literature vezane uz procjene utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo u razvijenim svjetskim gospodarstvima i Republici Hrvatskoj. Na kraju trećeg poglavlja koncept modelske neizvjesnosti povezuje se s metodama procjene utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo i objašnjava se važnost vođenja računa o modelskoj neizvjesnosti pri tim procjenama.

Sljedeće, četvrto poglavlje, započinje nabranjem i opisom podataka koji će se koristiti u deskriptivnoj i inferencijalnoj statističkoj analizi, čija je svrha testiranje istraživačkih hipoteza postavljenih u radu. U ovom poglavlju se provodi prvi dio statističke analize, deskriptivni, te se opisuje metodologija primjerena za testiranje istraživačkih hipoteza. U sklopu deskriptivne statističke analize ilustrirat će se problemi modelske neizvjesnosti povezane s procjenama jaza dohotka, kao i problem endogenosti povezan s procjenom utjecaja fiskalne politike na

gospodarstvo Republike Hrvatske. U sklopu opisa korištenih podataka navest će se različiti načini definiranja varijabli porezi i državna potrošnja koji se koriste u literaturi.

Peto poglavlje usmjereno je na prikaz rezultata ekonometrijske analize i ograničenja ovog istraživanja te davanje smjernica za nastavak ovog istraživanja. Prikazat će se ekonometrijski rezultati za svaku od šest hipoteza koje se testiraju te će se svaka od tih hipoteza prihvatiti, djelomično prihvatiti ili odbaciti. U okviru prve hipoteze očekuje se da će razdoblja recesija biti obilježena porastom modelske neizvjesnosti, odnosno većom standardnom devijacijom povezanom s procjenama jaza dohotka različitim metodama za istu zemlju. U sklopu druge hipoteze očekuje se da će rezultati pokazati da modelski identificirani strukturni šokovi u porezima ne odgovaraju narativno identificiranim šokovima u porezima za Republiku Hrvatsku. Drugu hipotezu prati treća, u kojoj će se nastojati pokazati da promjene u specifikaciji Blanchard-Perotti SVAR modela nemaju značajan utjecaj na identifikaciju strukturnih šokova u porezima i državnoj potrošnji, odnosno da identifikacija šokova ne ovisi o specifikaciji modela nakon što se definira način mjerenja varijabli i broj vremenskih pomaka u modelu. Unutar istog analitičkog okvira testirat će se i četvrta hipoteza, u okviru koje će se nastojati identificirati ona komponenta državne potrošnje koja ima najveći utjecaj na BDP u usporedbi s ostalim komponentama državne potrošnje. U sklopu pete hipoteze obradit će se utjecaj šokova u porezima koji su identificirani korištenjem Romer i Romer (2010.) narativnog pristupa na hrvatski BDP. Šesta hipoteza razmatrat će utjecaj migracijskih tokova na stopu nezaposlenosti u uvjetima visokih migracija, čime će se nastojati odgovoriti na pitanje dolazi li u uvjetima visokih migracija do divergencije između metoda procjene potencijalnog dohotka koje modeliraju tržište rada i metoda koje ne modeliraju tržište rada.

Šesto, posljednje poglavlje u doktorskom radu, donosi zaključnu raspravu i sumira najvažnije rezultate koji proizlaze iz poduzetog istraživanja.

2. JAZ DOHOTKA I POTENCIJALNA PROIZVODNJA

U ovom se poglavlju prvo prikazuje povijesni razvoj koncepta potencijalne proizvodnje te se analizira kako se povijesno razvijala primjena tog koncepta u kontekstu vođenja ekonomske politike. Potom se u potpoglavlju 2.2. prikazuju i analiziraju različite univarijatne i multivarijatne metode procjene jaza dohotka koje se koriste u literaturi, kao i komentiraju neki od njihovih nedostataka. U potpoglavlju 2.3. prikazani su različiti izvori neizvjesnosti povezani s procjenama jaza dohotka, uključujući modelsku neizvjesnost kao središnju temu ove disertacije.

2.1. Povijesni razvoj i povijesne primjene koncepta potencijalne proizvodnje

Kako je definicija potencijalnog BDP-a povijesno usko vezana uz koncept pune zaposlenosti, korisno je istražiti povijesno podrijetlo i definiciju pojma puna zaposlenost, kao i povezati koncept pune zaposlenosti s konceptom potencijalnog BDP-a. Utjecajan rad Arthura Okuna iz 1962. naslovljen „Potencijalni BNP²: Njegovo mjerenje i značaj“ se, kada govori o punoj zaposlenosti koju povezuje s potencijalnim BNP-om, poziva na američki Akt o zaposlenosti iz 1946. kao temelj provođenja ekonomske politike u SAD-u kada su u pitanju ishodi na tržištu rada. Akt o zaposlenosti (1946.) imao je za cilj proglasiti nacionalnu politiku vezanu uz zaposlenost, proizvodnju i kupovnu moć. U njemu stoji da je odgovornost federalne vlasti da koristi dostupna sredstva kako bi se stvorili i održavali uvjeti u kojima će prilike za zapošljavanje biti dostupne onima koji mogu raditi, žele raditi i traže posao. Odgovornost je federalne vlasti, iz čega proizlaze politike koje se trebaju provoditi da bi se to postiglo, da se promoviraju maksimalna zaposlenost, maksimalna proizvodnja i maksimalna kupovna moć. Iako je u ovom aktu korišten izraz „maksimalna zaposlenost“, on se u kasnijim radovima (primjerice, Hitch, 1951. i Okun, 1962.) koristi kao sinonim za izraz „puna zaposlenost“.

Drugim riječima, Akt o zaposlenosti iz 1946. izraz „maksimalna zaposlenost“ poistovjećuje s uvjetima u kojima osobe koje mogu raditi i žele raditi te traže posao mogu pronaći posao. S druge strane, akt ne definira precizno kada je taj cilj ostvaren niti kako se maksimalna zaposlenost mjeri. Isto tako, Akt ne definira što točno znači promoviranje maksimalne

² Okun u svom radu govori o konceptu potencijalnog BNP-a umjesto BDP-a, što će biti objašnjeno u nastavku poglavlja kada će se detaljnije analizirati Okunov rad.

kupovne moći, kako se ona mjeri i kada se taj cilj ostvaruje. Iako je sama definicija pojma maksimalna kupovna moć izostala, u Aktu se jasno deklarira da postoje dva cilja ekonomske politike, postizanje maksimalne zaposlenosti i čuvanje kupovne moći novca, odnosno držanje inflacije na prihvatljivim razinama (Steelman, 2013a).

Zanimljivo je i da je ovaj Akt proizvod brojnih revizija ranijeg Zakona o punoj zaposlenosti iz 1945., koji je u još većoj mjeri nastojao osigurati radnička prava. Steelman (2013a) navodi da je u prijedlogu Zakona o punoj zaposlenosti eksplicitno stajalo da svi Amerikanci koji mogu raditi i traže posao imaju pravo na koristan, unosan³ i redovan posao u punom radnom vremenu. Prema prijedlogu tog Zakona, politika koju provode Sjedinjene Američke Države trebala je u svakom trenutku osigurati dovoljno prilika za zapošljavanje da bi se ovo pravo zajamčilo svim Amerikancima koji su završili školovanje i koji nemaju obvezu brige o kućanstvu u punom radnom vremenu (riječ je o vremenima kada je stopa participacije žena na tržištu rada bila znatno niža nego danas).

Zakon o punoj zaposlenosti nikad nije stupio na snagu u svom inicijalno predloženom obliku, dok njegov nasljednik i njegova „ublažena verzija“ (Gutberlet, 2015.), Akt o zaposlenosti jest. Bailey (1950.) kao jedan od glavnih razloga zašto Zakon o punoj zaposlenosti u konačnici nije stupio na snagu navodi opoziciju od strane pojedinih članova Predstavničkog doma američkog Kongresa, koji su prijedlog zakona smatrali previše radikalnim, a obveze koje federalne vlasti njegovim stupanjem na snagu na sebe preuzimaju opasnima. Ova je opasnost proizlazila iz riječi „pravo“, koja je implicirala državnu garanciju zaposlenja. Gutberlet (2015.) kaže da je Zakon o punoj zaposlenosti bio prijedlog onih članova američkog Kongresa koji su korištenjem fiskalne politike na kejnezijanski način htjeli postići punu zaposlenost, dok je suprotna struja u Kongresu pružala snažan otpor njihovim prijedlozima. Stoga je izraz „puna zaposlenost“ iz Zakona o punoj zaposlenosti zamijenjen izrazom „maksimalna zaposlenost“ u Aktu o zaposlenosti koji je predsjednik Truman potpisao 1946., a izraz „pravo“ na zaposlenje je u potpunosti izbačen⁴. Isto tako, i iz same je promjene naslova dokumenta, gdje je „Zakon o punoj zaposlenosti“ zamijenjen „Aktom o zaposlenosti“, vidljivo da je obveza američkih federalnih vlasti koja iz te promjene proizlazi u konačnici bila manja jer je riječ „puna“ izbačena (Bailey, 1950.). Stoga se ove promjene mogu tumačiti kao da je zadatak države bio

³ Riječ unosan koristila se u kontekstu prosječnog godišnjeg dohotka koji su tada ostvarivali radnici koji su radili u privatnom sektoru i izvan sektora poljoprivrede, a koji je tada iznosio 2000 dolara (Santoni, 1986.).

⁴ Kako je prethodno navedeno, neki kasniji radovi ne rade razliku između pojmova puna i maksimalna zaposlenost i smatraju ih sinonimima.

nastojati postići uvjete u kojima osobe koje mogu i žele raditi te traže posao mogu pronaći posao, ali nije postojala garancija (pravo) da će se to uvijek i postizati.

I Zakon o punoj zaposlenosti i njegova verzija koja je u konačnici izglasana i implementirana, Akt o zaposlenosti, bili su odraz velike zabrinutosti američke javnosti i političara oko dostupnosti dovoljnog broja radnih mjesta nakon što prestane mobilizacija radne snage u kontekstu Drugoga svjetskog rata, kao i kada se stotine tisuća američkih vojnika nakon što rat završi vrte u Ameriku. Isto tako, postojala je zabrinutost oko toga što će se dogoditi s brojem raspoloživih radnih mjesta kada se iz gospodarstva koje je orijentirano na proizvodnju dobara i usluga namijenjenih ratovanju prijeđe natrag na gospodarstvo koje proizvodi dobra i usluge koji su prikladni mirnodopskom razdoblju (Gutberlet, 2015., Santoni, 1986.).

Naime, američko je ratno gospodarstvo, koje su karakterizirali brojni elementi centralnog planiranja, snažne državne intervencije i državne dominacije nad gospodarstvom, postiglo smanjenje stope nezaposlenosti s preko 15 posto početkom 1940. na manje od 2 posto netom prije završetka rata 1945.⁵ (National Bureau of Economic Research, 2023a). Stoga se postavilo opravdano pitanje što će se dogoditi sa stopom nezaposlenosti nakon rata, odnosno hoće li visoka nezaposlenost biti karakteristika poslijeratnih vremena jednako kako je karakterizirala tridesete godine 20. stoljeća, koje je obilježila Velika depresija. Zabrinutost je bila opravdana i u kontekstu povijesnog iskustva drugih zemalja nakon završetka velikih oružanih sukoba. Primjerice, BDP po glavi stanovnika Italije je radi ratnih napora u okviru Prvoga svjetskog rata između 1913. i 1918. povećan 32%, da bi potom kad je rat završio do 1921. pao 25% (Berend, 2011.).

Sjećanja na Veliku depresiju, više od deset godina dugo razdoblje ekonomskog sloma i velike nezaposlenosti, još uvijek su bila svježa, što je pridonijelo jačanju zahtjeva američkih građana i političara da se državnom intervencijom osigura dovoljnu dostupnost poslova (Steelman, 2013a, Gutberlet, 2015.). Velika depresija službeno je završila za vrijeme Drugoga svjetskog rata 1941., a mnogi ekonomisti smatraju da je glavni razlog zašto je ona uspješno okončana upravo povećana državna potrošnja namijenjena financiranju ratnih napora (Richardson, 2013., Steindl, 2007.). Zagovornici Zakona o punoj zaposlenosti su također naglašavali da su

⁵ Santoni (1986.) napominje da se za vrijeme rasprave o Zakonu o punoj zaposlenosti iz 1945. nije raspolagalo jednako točnim i preciznim podacima o kretanju stope nezaposlenosti kao što je to bio slučaj u kasnijim desetljećima i kao što je to slučaj danas. Stoga su se kao osnova za raspravu koristili neslužbeni podaci koje je objavio Henry Wallace u svojoj knjizi „Šezdeset milijuna radnih mjesta“. Unatoč tadašnjoj nedostupnosti preciznih službenih podataka, temeljni zaključci koji su se mogli donijeti na osnovi podataka koje je objavio Wallace u skladu su sa zaključcima temeljenim na kasnije objavljenim službenim podacima.

na svjetskoj razini Velika depresija i posljedična masovna nezaposlenost, u kombinaciji s neuspjesima da se riješi problem masovne nezaposlenosti, značajno doprinijeli usponu i jačanju nacionalsocijalizma i izbijanju Drugoga svjetskog rata. Stoga su zagovornici Zakona htjeli stvoriti i implementirati mehanizme potrebne da se u budućnosti izbjegne izbijanje nove Velike depresije, kao i osigura tranzicija prema poslijeratnom gospodarstvu koja ne uključuje nove velike negativne šokove na tržištu rada (Santoni, 1986.).

I zagovornici i protivnici Zakona o punoj zaposlenosti su na njega gledali kao na pokušaj implementacije ekonomske teorije koju su promovirali ekonomisti kao što su John Maynard Keynes, William Beveridge i Henry Wallace⁶. Prema Keynesu su velika nezaposlenost i negativno odstupanje stvarne zaposlenosti od razine pune zaposlenosti posljedica nedovoljno velike agregatne potražnje. Poslovni ciklusi, koji dovode do razdoblja rasta nezaposlenosti i pada stvarne zaposlenosti ispod razine pune zaposlenosti (stanje na tržištu rada u kojem svatko tko može i želi raditi može pronaći posao), posljedica su fluktuacija u agregatnoj potražnji. Stoga je država sektor koji može i treba djelovati protuciklično. Ako je stvarna zaposlenost ispod razine pune zaposlenosti, država treba povećati svoju potrošnju s ciljem da se poveća proizvodnja i stvore nova radna mjesta na kojima će raditi nezaposleni, a zaposlenost vrati natrag na razinu pune zaposlenosti. Zagovornici Zakona su, u skladu s Keynesovim i Wallaceovim teorijama i objašnjenjima ekonomske stvarnosti, vjerovali da su poslovni ciklusi prirodna posljedica slobodnog tržišta. Sustav u kojem dominiraju privatna poduzeća sklon je povremenim snažnim disrupcijama, odnosno recesijama obilježenim velikim padovima proizvodnje. Stoga je i visoka nezaposlenost prirodna posljedica slobodnog tržišta i slobodnog poslovanja privatnih poduzeća. Zagovornici Zakona su tvrdili da je povijest kretanja zaposlenosti i proizvodnje u SAD-u povijest izmjena faza ekspanzije i recesije, kao i da slobodno tržište i privatna poduzeća prepuštena sama sebi ne mogu uvijek ostvariti punu zaposlenost i ukloniti povremena razdoblja masovne nezaposlenosti i ekonomske depresije. Sve to opravdava korištenje povećane državne potrošnje i općenito

⁶ William Beveridge autor je Beveridgeovog izvješća iz 1942. koje je služilo kao jedan od temelja za širenje socijalne države i izgradnju države blagostanja u Ujedinjenom Kraljevstvu nakon Drugoga svjetskog rata (Midgley, 1995.). Henry Wallace u spomenutoj knjizi „Šezdeset milijuna radnih mjesta“ analizira kretanje zaposlenosti i nezaposlenosti i poslovne cikluse u SAD-u. Bio je pobornik državne intervencije u gospodarstvo, posebno u kriznim vremenima. Primjerice, analizirajući razdoblje Velike depresije u SAD-u zaključuje da je zbog depresije i posljedične nezaposlenosti „izgubljeno“ 88 milijuna godina rada. Magnitudu Velike depresije, između ostalog, pripisuje izostanku snažne državne intervencije netom nakon što je depresija započela, a hvali Rooseveltov New Deal, koji predstavlja skup mjera državne intervencije donesenih s ciljem da se pomogne depresijom pogođenom američkom gospodarstvu. Zagovarao je postizanje pune zaposlenosti nakon Drugoga svjetskog rata pomoću državne intervencije, primjerice pomoću javno financiranih projekata (Wallace, 1945.).

državnu intervenciju u gospodarstvo u svrhu borbe protiv nezaposlenosti i recesije (Santoni, 1986.).

Zanimljivo je usporediti i načine implementacije ekonomske politike u inicijalnom prijedlogu Zakona o punoj zaposlenosti s onime što je u konačnici izglasano u okviru Akta o zaposlenosti. U svrhu ostvarivanja prava svih Amerikanaca koji mogu raditi, žele raditi i traže posao da adekvatan posao u konačnici i pronađu, Zakon o punoj zaposlenosti predlagao je snažnu državnu intervenciju u slučaju da slobodno tržište nije u mogućnosti ostvariti punu zaposlenost. Kao početna točka, državni su programi i ekonomske politike koje se provode trebali poticati najveću moguću razinu dostupnosti poslova u privatnom sektoru bez direktnog povećanja potrošnje i investicija od strane federalne vlasti. Odnosno, puna se zaposlenost trebala postići na slobodnom tržištu i u privatnom sektoru. Ipak, ako spomenute mjere ne bi bile dostatne i slobodno tržište ne bi ostvarilo cilj pune zaposlenosti, povećana potrošnja federalne vlasti trebala je uskočiti da se osigura ispunjavanje tog cilja. Bitno je napomenuti da su zapošljavanje i dostupnost poslova u privatnom, a ne u javnom sektoru bili integralni dio plana da se osigura puna zaposlenost. Sama srž ideje državne intervencije nije bila da se ide u smjeru sve veće dominacije države na tržištu rada, već da se intervenira po potrebi. U svom obraćanju američkom Kongresu 6. siječnja 1945., tadašnji američki predsjednik Franklin Delano Roosevelt je izjavio da je cilj oslanjati se koliko je god moguće na privatna poduzeća da osiguraju radna mjesta, ali da država neće dozvoliti masovnu nezaposlenost (Scitovszky, 1946., St. Louis Fed, 1945., Franklin D. Roosevelt Day by Day Project, 2023.).

Kako je ova državna intervencija trebala izgledati u praksi? Američki predsjednik bi Kongresu priložio Nacionalni proračun, koji je uključivao procjene razine proizvodnje potrebne da se ostvari puna zaposlenost u idućih godinu dana. Procjena bi uključivala i razinu izdataka (ukupne potrošnje i investicija na razini gospodarstva) potrebnu da se ostvari takva razina proizvodnje⁷. Uz to, predsjednik bi priložio i procjenu razine proizvodnje koja će

⁷ U teorijskom smislu, ovo je snažan odmak od ideja klasičnih ekonomista kao što je Jean-Baptiste Say. Sayov zakon tvrdi da svaka ponuda stvara svoju potražnju, odnosno da proizvodnja proizvoda i usluga automatizmom stvara dohodak potreban da se kupe ti proizvodi i usluge. Klasični su ekonomisti tvrdili da se gospodarstvo regulira samo, bez potrebe za vanjskom, odnosno državnom intervencijom (*laissez-faire*). Ekonomisti dvadesetog stoljeća kao što su Švedanin Johan G. K. Wicksell i Englez John Maynard Keynes odbacuju Sayovo gledište i samoregulirajuće gospodarstvo i okreću se upravljanju potražnjom, odnosno ideji da je u kratkom roku potražnja ta koja određuje proizvodnju (Berend, 2011.). Keynes (1936.) tako govori o nedostatnoj efektivnoj potražnji kao posljedici toga što, primjerice, ljudi štede veći postotak dohotka nego prije i stoga troše manje, a poduzeća manje investiraju. U kontekstu Sayovog zakona to znači da sav dohodak ne mora ujedno biti i potrošen pa posljedično potražnja koja proizlazi iz tog dohotka može pasti, smanjujući time potrebu za novom proizvodnjom i uzrokujući recesiju. U Zakonu o punoj zaposlenosti sadržana je ideja da je potražnja ta koja

prevladati ako država ne intervenira u gospodarstvo. Ako bi projicirana razina stvarnih izdataka bez intervencije za nadolazeće razdoblje bila nedostatna da se njome ostvari razina proizvodnje pri kojoj se postiže puna zaposlenost, kao dio Nacionalnog proračuna predsjednik bi priložio i program kojemu bi cilj bio potaknuti povećanje potrošnje ostalih sektora koji nisu federalna vlast (primjerice, veće investiranje od strane privatnih poduzeća). Ako se pak projiciralo da niti ta povećana nefederalna potrošnja neće biti dostatna, onda bi Nacionalni proračun uključivao i program novih federalnih investicija i izdataka kojima bi se postigla željena razina proizvodnje. S druge strane, ako bi se projiciralo da će stvarna razina izdataka u idućoj godini dovesti do proizvodnje koja je veća od razine pri kojoj se ostvaruje puna zaposlenost, Nacionalni proračun je trebao uključiti i program kojim se sprječava posljedična pretjerana inflacija (Scitovszky, 1946.). Povećana državna potrošnja trebala se financirati proračunskim deficitima, a ovaj je način stabiliziranja ekonomske aktivnosti ovisno o projiciranoj razlici između stvarne razine proizvodnje i razine proizvodnje pri kojoj se ostvaruje puna zaposlenost nazvan kompenzatorno financiranje (Santoni, 1986.).

Kako je prethodno objašnjeno, ovakav je prijedlog doveo do brojnih kritika i, u konačnici, odbacivanja Zakona o punoj zaposlenosti. Uz zabrinutost da federalna vlast na sebe preuzima prevelike obveze, kritizirano je i vođenje ekonomske politike temeljeno na projekcijama za narednih godinu dana jer su se dotadašnje slične projekcije u nekim slučajevima ispostavile u velikoj mjeri pogrešnima. Kritičari su također argumentirali da se kontinuiranom državnom intervencijom u gospodarstvo može na umjetan način privremeno održavati viša razina proizvodnje i zaposlenosti od one koja bi prevladavala na slobodnom tržištu, ali da će takva politika u konačnici dovesti do inflacije, a potencijalno i drugih distorzija koje će rezultirati porastom nezaposlenosti u budućnosti. Pristup kompenzatornog financiranja je okarakteriziran kao socijalistički i stoga odbacivan kao inherentno stran temeljnim vrijednostima koje zastupa SAD. Akt o zaposlenosti je zamijenio Zakon o punoj zaposlenosti, a iz njega je izostavljen konkretan mehanizam (kompenzatorno financiranje) kojim država na redovnoj bazi intervenira da poveća zaposlenost. Akt o zaposlenosti je tako prije svega bio obznana namjere američke države da svojim sredstvima i ekonomskim politikama postigne povoljne ishode na tržištu rada (maksimalna zaposlenost), ali ne i implementacija konkretnog zakonodavnog mehanizma putem kojega se to ostvaruje (Steelman, 2013a, Santoni, 1986.).

određuje proizvodnju i da je za postizanje određene razine proizvodnje potrebno osigurati odgovarajuću razinu potražnje za proizvodima i uslugama, odnosno odgovarajuću razinu izdataka (potrošnje).

Zanimljivo je i da je usprkos intenzivnim i brojnim raspravama o tome treba li odgovornost države biti da pokuša ostvariti punu, odnosno maksimalnu zaposlenost i kako to postići u praksi ostalo razmjerno nejasno kako se puna, to jest maksimalna zaposlenost zapravo mjeri u stvarnosti. I Zakon o punoj zaposlenosti i Akt o zaposlenosti sadrže isključivo kvalitativne definicije tih pojmova, ali ne pružaju jasne smjernice kako izmjeriti jesu li njihovi ciljevi ostvareni. Hitch (1951.) pojmove puna zaposlenost i maksimalna zaposlenost koristi kao sinonime, navodeći da je Akt o zaposlenosti iz 1946. obvezao američki Kongres na promoviranje pune ili maksimalne zaposlenosti. Kao jedan od najvećih izazova vezanih uz poštivanje ove obveze ističe da do tada odluka o tome što točno predstavlja punu, odnosno maksimalnu zaposlenost nije donesena. Hitch (1951.) navodi da je za uspješno ostvarivanje cilja maksimalne zaposlenosti prvo nužno jasno definirati kada je taj cilj postignut, kao i da se do tada često navodilo da se puna zaposlenost ostvaruje kada u SAD-u ima 60 milijuna zaposlenih.

Primjerice, predsjednik Franklin Roosevelt (Franklin D. Roosevelt Day by Day Project, 2023.) se u svom govoru iz siječnja 1945. i u kontekstu rasprave o Zakonu o punoj zaposlenosti referirao na brojku od 60 milijuna radnih mjesta, navodeći da je to razina pri kojoj svatko tko želi i može raditi ujedno i ima posao. Wallaceova (1945.) knjiga „Šezdeset milijuna radnih mjesta“ upravo tu brojku navodi kao procjenu razine pri kojoj bi se ostvarila puna zaposlenost u SAD-u u razdoblju od 1949. do 1951., pri čemu autor punu zaposlenost promatra bez spominjanja inflacije, isključivo kao razinu zaposlenosti pri kojoj svatko tko želi raditi može naći posao. Wallace naglašava da ta razina nije fiksna i da se može mijenjati kroz vrijeme, kao i da će u budućnosti rast broja stanovnika sa sobom donijeti i veću razinu pune zaposlenosti. Navodi i da ga je detaljno proučavanje dostupnih statističkih podataka dovelo do zaključka da je procjena od 60 milijuna radnih mjesta potrebnih za punu zaposlenost koju je javnosti iznio Roosevelt⁸ točna. Njegova procjena pune zaposlenosti kao razine od 60 milijuna radnih mjesta uvelike se temelji na povijesnom iskustvu i povijesnim podacima za SAD.

Pojednostavljeno i bez ulaženja u sve metodološke detalje ovog izračuna, Wallace (1945.) navodi podatak o veličini radne snage od oko 62 milijuna ljudi kao procjenu za 1950. dobivenu ekstrapolacijom povijesnih trendova veličine radne snage. Kako se radna snaga definira kao zbroj zaposlenih i nezaposlenih radnika, da bi se procijenila razina pune

⁸ Wallace se referira na Rooseveltov govor iz listopada 1944., ali je riječ o istoj brojci kao u govoru iz siječnja 1945.

zaposlenosti potrebno je procijeniti koji broj radnika ostaje nezaposlen pri punoj zaposlenosti. U skladu s definicijom pune zaposlenosti gdje svatko tko želi raditi ima posao, nezaposlene pri punoj zaposlenosti čine isključivo frikcijski nezaposleni radnici. Wallace u frikcijski nezaposlene ubraja radnike koji su trenutno nezaposleni jer se nalaze između poslova, ali i, suprotno današnjoj definiciji frikcijske nezaposlenosti, radnike koji su nezaposleni zbog tehnološkog napretka i sezonski nezaposlene radnike, primjerice radnike u građevinarstvu⁹. Temeljeno na povijesnom iskustvu SAD-a i podacima za ekonomski prosperitetne godine, broj frikcijski nezaposlenih radnika ne bi trebao biti veći od 1,5-2 milijuna. Kada se projicirana veličina radne snage od 62 milijuna radnika umanjuje za taj broj frikcijski nezaposlenih, dobiva se razina pune zaposlenosti od oko 60 milijuna radnika. Bitno je naglasiti da se Wallaceova procjena dominantno temelji na povijesnim podacima za ekonomski uspješne godine, odnosno rezultatima koji su u prošlosti ostvareni na tržištu rada SAD-a i pretpostavci da se dobre i uspješne godine mogu ponoviti i da nema razloga da se ne ponove. Primjerice, kao referentnu uspješnu godinu navodi 1929. (Velika depresija je započela u listopadu te godine, ali su prosječni ekonomski rezultati za tu godinu bili vrlo dobri), a preslikavanjem tadašnje stope zaposlenosti na demografske projekcije za 1950. također dolazi do brojke od 60 milijuna zaposlenih kao ostvarivog rezultata. Wallace vodi računa i o tome da su potrebe ratnog gospodarstva dovele do neuobičajeno visoke ekonomske aktivnosti američkog stanovništva i ne pretpostavlja da je rekordna zaposlenost iz tih vremena ujedno realistična procjena razine pune zaposlenosti za godine nakon rata.

Hitchov rad (1951.) procjenjuje razinu pune zaposlenosti po sličnom principu kao i Wallace, vodeći se povijesnim uspjesima američkog gospodarstva kao referentnom točkom za to koju je razinu zaposlenosti moguće ostvariti, koju onda zove puna zaposlenost. S druge strane, Hitch naglašava određene probleme vezane uz izražavanje pune zaposlenosti u obliku apsolutnog broja radnih mjesta kao što su radnici koji rade u nepunom radnom vremenu iako žele posao s punim radnim vremenom. Stoga te radnike smatra djelomično nezaposlenima iako su prema službenoj statistici zaposleni. Tako je po njemu punu zaposlenost prikladnije definirati u terminima postotka od ukupnog broja sati raspoloživih za rad od strane radne snage. Primjerice, ako je ukupna radna snaga (zbroy zaposlenih i nezaposlenih) na neki radni dan dostupna i voljna odraditi 1 000 000 radnih sati, a zbog toga što je dio radne snage nezaposlen je zapravo odradeno 960 000 radnih sati, 96% od ukupnog potencijalno

⁹ Danas bi radnici koji su nezaposleni radi tehnološkog napretka bili klasificirani kao strukturalno nezaposleni, a radnici koji su privremeno nezaposleni zbog sezonskih kretanja kao sezonski nezaposleni (Obadić, 2016.).

raspoloživog fonda sati je provedeno radeći, a 4% ne radeći. Upravo ovu stopu iskorištenosti radnih kapaciteta od 96% Hitch navodi kao razinu pune zaposlenosti za SAD. Logika kojom dolazi do ove razine pune zaposlenosti temelji se na povijesnim podacima za najuspješnije godine na tržištu rada. Hitch navodi 1920., 1923., 1926., 1929., 1947. i 1948. kao godine s najvećim postotkom iskorištenosti radnih kapaciteta (upravo tih 96%), odnosno najvećom zaposlenosti te na temelju toga zaključuje da su to najviše ostvarive razine zaposlenosti kojima treba težiti u okviru cilja maksimalne zaposlenosti¹⁰.

Iz navedenog je vidljivo da i Wallace i Hitch punu zaposlenost promatraju kao maksimalno ostvarivu razinu zaposlenosti temeljeno na povijesnim rezultatima, bez obzira na to definira li se zaposlenost u apsolutnom ili postotnom terminu. Ovaj način gledanja na punu zaposlenost postao je uobičajen u tim vremenima. Long (1962.) navodi 96% kao općeprihvaćeni postotak zaposlenosti radne snage pri kojem se u SAD-u ostvaruje puna zaposlenost, također se pozivajući na ekonomski uspješne godine kao mjerilo onoga što je ostvarivo. I dok je postojalo mnogo različitih metoda pomoću kojih se nastojala procijeniti razina pune zaposlenosti, Rees (1957.) navodi da su vjerojatno najviše raširene bile one koje punu zaposlenost definiraju kao stanje gospodarstva kada je nezaposlenost na svojem minimumu, a taj se minimum određuje na temelju povijesnih podataka.

Romer i Romer (2002.) ističu da su u pedesetima u SAD-u i nositelji monetarne i nositelji fiskalne politike smatrali da bi pokušaji da se fiskalnom ili monetarnom politikom gospodarstvo dovede iznad razine pune zaposlenosti rezultirali inflacijom. Ekonomski izvještaj predsjednika iz 1958. tako navodi da, u uvjetima gotovo potpune iskorištenosti ekonomskih kapaciteta, daljnje poticanje gospodarskog rasta stvara inflatorne pritiske (President and Council of Economic Advisers, 1958.). Iz navedenoga je jasno da je puna zaposlenost podrazumijevala potpunu ili gotovo potpunu iskorištenost radnih kapaciteta, odnosno nezaposlenost (ili stopu nezaposlenosti, ili neku drugu mjeru neaktivnosti na tržištu rada ovisno o metodi procjene pune zaposlenosti) na najnižoj razini zabilježenoj u prošlim godinama. Povijesni su minimumi nezaposlenosti smatrani referentnom točkom za ono što je ostvarivo u budućim godinama, dok bi daljnje smanjivanje nezaposlenosti ispod te razine, odnosno ekspanzija iznad razine pune zaposlenosti, rezultiralo inflacijom.

¹⁰ Hitch naglašava da ovaj postotak nije fiksni i da se može povećavati i smanjivati kroz vrijeme, odnosno punu zaposlenost ne promatra kao vremenski statičan koncept. U razloge zašto radnici ne odrade određeni postotak ukupnog potencijalno raspoloživog fonda sati uz nezaposlenost ubraja i druge faktore, primjerice sate koji nisu odradjeni jer je radnik zaposlen na nepuno radno vrijeme iako bi želio raditi puno radno vrijeme.

Dosadašnji se pregled povijesnog razvoja koncepta pune zaposlenosti temeljio isključivo na raspravama vezanim uz SAD. No, koncept pune zaposlenosti definiran u skladu s prethodno navedenim radovima fokusiranim na SAD primjenjivao se i u brojnim drugim zemljama. Kalachek i Westebbe (1961.) analiziraju uzroke toga zašto je stopa nezaposlenosti pri razini pune zaposlenosti u Velikoj Britaniji u pedesetim godinama 20. stoljeća bila niža nego u SAD-u. Punu zaposlenost definiraju kao stanje u kojem je broj radnika koji traže posao jednak broju potraživanih radnika od strane poslodavaca, odnosno broju slobodnih radnih mjesta. Iako ovakva definicija ignorira, primjerice, to da neki radnici potencijalno nemaju znanja i vještine potrebne da se zaposle na postojećim slobodnim radnim mjestima, ona nastoji aproksimirati uvjete u kojima svatko tko želi raditi i traži posao ujedno može pronaći posao jer radnih mjesta ima dovoljno.

Ovakva se definicija uvelike podudara s definicijom pune zaposlenosti koju je iznio William Beveridge (1944.) u svojoj knjizi „Puna zaposlenost u slobodnom društvu“, gdje je punu zaposlenost definirao kao situaciju u kojoj uvijek postoji više slobodnih radnih mjesta nego radnika koji traže posao, kao i da su nadnice koje se nude na tim poslovima „poštene“. Veći broj slobodnih radnih mjesta od broja radnika koji traže posao osigurava da je prosječno trajanje nezaposlenosti kratko. Beveridge, kao i prethodno spomenuti Henry Wallace, naglašava da puna zaposlenost ne znači nultu stopu nezaposlenosti već da će uvijek postojati frikcijski nezaposleni radnici (kao i Wallace, sezonsku nezaposlenost definira kao dio frikcijske nezaposlenosti). Odnosno, puna zaposlenost je situacija u kojoj nezaposlenost postoji isključivo radi frikcija na tržištu rada, ali ne i zbog nedostatka potražnje za radom, odnosno slobodnih radnih mjesta. Beveridge u svojoj knjizi navodi stopu nezaposlenosti od 3% kao procjenu razine pune zaposlenosti za Veliku Britaniju.

Kao što je to bio slučaj u SAD-u, Matthews (1968.) naglašava obećanje britanske vlade da će u poslijeratnom razdoblju voditi politiku kojom se nastoji postići puna zaposlenost, a Nobelovac Gunnar Myrdal (1963.) ističe da su se nakon Drugoga svjetskog rata vlade svih zemalja Zapadne Europe u većoj ili manjoj mjeri obvezale na postizanje pune zaposlenosti kako bi tržište rada bolje ispunjavalo interese radnika u njihovim zemljama¹¹. Myrdal također

¹¹ Iako to nije bila jedina niti glavna motivacija iza veće brige države o ishodima na tržištu rada i snažnog širenja socijalne države u Zapadnoj Europi, Berend (2011.) kao jedan od motiva navodi i sprječavanje širenja komunizma nakon Drugoga svjetskog rata i nakon početka Hladnog rata. Berend kaže da se na Zapadu uspostavio novi „kapitalizam s ljudskim licem“ kojem je jedan od ciljeva bio dokazati narodima zemalja s demokratske strane željezne zavjese da kapitalistički sustav može uključivati i veliku brigu za blagostanje svojih stanovnika i ishode na tržištu rada. Odnosno, nastojala se smanjiti primamljivost sustava središnjeg planiranja

napominje da puna zaposlenost nije na jednak način definirana u svim tim zemljama, što je vidljivo i iz prethodno prikazanih razlika u definicijama pune zaposlenosti u SAD-u i Velikoj Britaniji, iako sve definicije slijede vrlo slične temeljne ideje.

Bitno je napomenuti da su neki autori tadašnjeg vremena naglašavali probleme s inflacijom kada je gospodarstvo na razini pune zaposlenosti, odnosno da su bili svjesni potencijalnog troška takve politike kada je u pitanju stabilnost cijena. Komentirajući kretanja u skandinavskim zemljama, Myrdal (1963.) kaže da je problem održavanja razine cijena stabilnom dok se gospodarstvo nalazi na razini pune zaposlenosti daleko od riješenog. Govoreći općenito o rješavanju tog problema u demokracijama zapadnog tipa, tvrdi da je jedini način da se taj problem riješi širenje opće razine obrazovanja i jačanje svijesti među ljudima da je svima u zajedničkom interesu da se inflacija ne otme kontroli. Myrdal tako tvrdi da rješenje problema leži u pregovorima i kompromisima između organizacija potrošača i organizacija proizvođača da zahtjevi za većim plaćama i većim dobitima budu umjereni. Povećanja plaća i dobiti bi trebala pratiti rast produktivnosti da se izbjegnu prekomjerna povećanja cijena i otimanje inflacije kontroli. Schmidt (1957.) u članku naslovljenom „Puna zaposlenost kao uzročnik inflacije“ naglašava da opredjeljenje vlasti za održavanjem pune zaposlenosti može dovesti do inflatorne fiskalne i monetarne politike.

Stoga među ekonomistima tog vremena nije postojao konsenzus je li puna zaposlenost spojiva sa stabilnom razinom cijena ili nije. Primjerice, Romer i Romer (2002.) smatraju da su nosioci ekonomske politike u SAD-u u 1950-ima vjerovali da daljnje poticanje gospodarskog rasta iznad razine pune zaposlenosti uzrokuje rast inflacije, dok su autori kao što su Schmidt i Myrdal smatrali da već samo ostvarivanje razine pune zaposlenosti može dovesti do problema s inflacijom.

Pojam pune zaposlenosti ključan je za razumijevanje povijesnog razvoja i današnje definicije koncepta jaza dohotka zbog toga što je upravo promjena u načinu na koji ekonomisti definiraju koncept pune zaposlenosti i vezu između pune zaposlenosti i inflacije dovela do promjene u definicijama potencijalnog BDP-a i jaza dohotka. Jedan od ključnih i vrlo utjecajnih radova koji povezuje do sada opisani koncept pune zaposlenosti s konceptima potencijalne razine proizvodnje i jaza dohotka je rad Arthura Okuna (1962.), američkog ekonomista najpoznatijeg po Okunovom zakonu, koji je proizašao upravo iz ovog rada.

aktivnih s druge strane željezne zavjese, koji su barem nominalno tvrdili da im je jedan od glavnih ciljeva briga o pravima i blagostanju radničke klase, što je uključivalo i visoku dostupnost poslova.

Umjesto o potencijalnom bruto domaćem proizvodu (BDP-u), na koji se danas misli kada se govori o potencijalnoj razini proizvodnje i jazu dohotka, Okun govori o konceptu potencijalnog bruto nacionalnog proizvoda, odnosno potencijalnog BNP-a¹². Definiranje i mjerenje potencijalnog BNP-a bitno je u kontekstu ostvarivanja pune zaposlenosti kao jednog od ključnih ciljeva ekonomske politike, a Okun se eksplicitno poziva na američki Akt o zaposlenosti. Puna zaposlenost izravno je povezana s razinom proizvodnje pri kojoj se ostvaruje ta puna zaposlenost zbog toga što mjere ekonomske politike kojima je cilj postići punu zaposlenost djeluju posredno, preko utjecaja na agregatnu potražnju i potom na proizvodnju. Odnosno, ako je cilj ostvariti punu zaposlenost, fiskalnom i monetarnom politikom se prvo utječe na agregatnu potražnju, preko koje se utječe na razinu proizvodnje, dok razina proizvodnje preko potražnje za radom utječe na ostvarivanje pune zaposlenosti. Prema Okunu se stoga puna zaposlenost po definiciji ostvaruje kada je stvarni BNP jednak potencijalnom BNP-u.

Potencijalni BNP je koncept vezan uz ponudu i mjeri produktivne kapacitete nekog gospodarstva. Okun naglašava da nije riječ o mjerenju toga koliko bi se hipotetski moglo proizvesti, odnosno koliki bi BNP bio u uvjetima neograničene potražnje. Neograničena bi potražnja zasigurno povećala BNP kratkoročno, ali pod cijenu inflatornih pritisaka. Stoga je iz perspektive ostvarivanja ishoda koji su optimalni za društvo potrebno pronaći ravnotežu između ciljeva što veće zaposlenosti i proizvodnje i cilja stabilnosti cijena. U tom se kontekstu prema Okunu na cilj pune zaposlenosti može gledati kao na pokušaj ostvarivanja maksimalne razine proizvodnje koja ne dovodi do inflatornih pritisaka. Okun naglašava da među ekonomistima toga vremena nije postojao konsenzus vezan uz to što su neprihvatljivi inflatorni pritisci, kao i da nije postojao jasan kvantitativni kriterij koji bi balansirao između suprotstavljenih ciljeva zaposlenosti i proizvodnje s jedne i stabilnosti cijena s druge strane. Odnosno, i postizanje pune zaposlenosti i stabilnost cijena postojali su kao zasebni ciljevi bez obzira na to što bi ostvarivanje pune zaposlenosti moglo narušiti stabilnost cijena.

¹² Razlika između BNP-a i BDP-a nije pretjerano bitna u kontekstu rasprave o potencijalnoj razini proizvodnje i jazu dohotka jer se Okunov članak umjesto na BNP mogao referirati na BDP bez promjene temeljnih zaključaka i implikacija članka. BDP mjeri vrijednosti svih finalnih dobara i usluga proizvedenih na nekom području, što uključuje proizvodnju od strane rezidenata, ali i nerezidenata. BNP mjeri vrijednosti svih finalnih dobara i usluga proizvedenih od strane rezidenata neke zemlje, bilo da se proizvodnja odvija u tuzemstvu ili inozemstvu (Ramey, 2021.). BDP je prikladniji koncept kada se govori o potencijalnoj proizvodnji neke zemlje jer, primjerice, domaća ekspanzivna fiskalna politika u pravilu ne utječe na to koliko će državljani te zemlje koji rade u inozemstvu proizvesti ili kako će poslovati poduzeće u vlasništvu državljana te zemlje koje posluje u nekoj drugoj zemlji. Stoga je u kasnijim radovima koji se bave ovom tematikom koncept potencijalnog BNP-a zamijenjen konceptom potencijalnog BDP-a. Vodeći računa o povijesnom kontekstu, Okunov odabir BNP-a umjesto BDP-a ima smisla jer je američki Zavod za ekonomske analize (BEA) tek 1991. zamijenio BNP s BDP-om kao svojom preferiranom mjerom američke proizvodne aktivnosti (Ramey, 2021.).

S obzirom na to da se inflatorni pritisci u gospodarstvu mogu značajno promijeniti u kratkom roku, Okun potencijalni BNP karakterizira kao kratkoročan koncept, pri čijoj se procjeni varijable koje određuju ekonomske ishode u dugom roku kao što su vrijednost fizičkog kapitala u gospodarstvu, prirodni resursi, obrazovanje i vještine radne snage uzimaju kao dane. Zbog toga što je riječ o kratkoročnom konceptu, a varijable koje su bitne u dugom roku se smatraju fiksnima, agregatna potražnja je ključna odrednica stvarnog BNP-a, a samim time i jaza dohotka, odnosno odstupanja stvarnog BNP-a od potencijalnog BNP-a. Stoga će nedovoljno velika agregatna potražnja rezultirati time da jedan dio potencijalnog BNP-a ne bude proizveden, odnosno postojat će jaz između stvarnog i potencijalnog BNP-a. Okun komentira i poveznicu između jaza dohotka i budućeg potencijalnog BNP-a. Ako je stvarni sadašnji BNP manji od potencijalnog, profiti i dohodci u gospodarstvu će biti niži, što rezultira manjim ulaganjima u postrojenja, opremu, istraživanje i razvoj, stanovanje i obrazovanje, a to se pak negativno odražava na rast potencijalnog BNP-a u budućnosti. Stoga negativan jaz dohotka nema negativan utjecaj na gospodarstvo samo danas u obliku neiskorištenih slobodnih kapaciteta, već utječe i na proizvodnju u budućnosti.

Okun također naglašava da je mjerenje potencijalnog BNP-a, a samim time i jaza dohotka, u najboljem slučaju neprecizno, ali da je bez obzira na to jaz dohotka bitan za vođenje fiskalne i monetarne politike. Zanimljivo je i da Okun navodi da se razina potencijalnog BNP-a u SAD-u, a samim time i puna zaposlenost, ostvaruje kada stopa nezaposlenosti iznosi 4%. Okun pritom ne objašnjava kako je izračunata, odnosno procijenjena ta stopa nezaposlenosti od 4%, već kaže da je među ekonomistima tog vremena postojalo više konsenzusa oko toga da se pri stopi nezaposlenosti od 4% ostvaruje puna zaposlenost nego oko same analitičke procedure potrebne da se dođe do te brojke.

Iz današnje se perspektive mogu uočiti određene proturječnosti u Okunovom članku. Okun se kod definiranja pune (maksimalne) zaposlenosti poziva na Akt o zaposlenosti iz 1946. i stopu nezaposlenosti od 4%. Uzevši u obzir prethodno analizirane radove i knjige koje govore o punoj zaposlenosti u SAD-u, stopa nezaposlenosti od 4% o kojoj govori Okun pozivajući se na mišljenja drugih ekonomista zapravo predstavlja povijesno najnižu ostvarivu stopu nezaposlenosti za SAD u mirnodopskom razdoblju. Odnosno, riječ je o svojevrsnom najboljem rezultatu na američkom tržištu rada. Ovo je vidljivo i iz Okunove procjene jaza dohotka koju prikazuje u članku, pri čemu je stvarni BNP bio niži od potencijalnog u cijelom promatranom razdoblju od 1954. do 1962. Jaz je bio relativno malen tek nešto više od dvije godine, dok niti u jednom tromjesečju u tom razdoblju stvarni BNP nije bio veći od

potencijalnog. Okun istovremeno govori o cilju stabilnosti cijena, ali ne objašnjava na koji bi način i zašto uz postizanje cilja pune zaposlenosti (stopa nezaposlenosti na povijesno niskih 4% i ostvarivanje cilja iz Akta o zaposlenosti) istovremeno cijene bile stabilne, odnosno stopa inflacije bila prihvatljivo niska i stabilna u vremenu. Iz nekih je rečenica u radu vidljivo da je Okun itekako bio svjestan da je potrebno balansirati između ciljeva pune zaposlenosti i stabilnosti cijena, ali njegova procjena potencijalnog BNP-a potpuno ignorira vezu između zaposlenosti i inflacije. Inflacija ni na koji način nije ugrađena u metodologiju procjene potencijalnog BNP-a, već se isključivo spominje narativno.

Upravo su ove proturječnosti dio razloga zašto je u kasnijim godinama koncept pune zaposlenosti, a s njime i potencijalne proizvodnje i jaza dohotka redefiniran, odnosno zašto je Okunov koncept potencijalne proizvodnje postepeno ispao iz upotrebe te je zamijenjen drugačijom definicijom potencijalne proizvodnje. Congdon (2008.) tako razgraničava dva različita koncepta jaza dohotka povezana s dvije različite definicije potencijalne razine proizvodnje (kako je prethodno napomenuto, Okun je kao mjeru proizvodnje koristio BNP, dok kasniji radovi koriste BDP). Okunova potencijalna proizvodnja predstavlja razinu proizvodnje koja se ostvaruje kada je stopa nezaposlenosti¹³ blizu ili na svom povijesnom minimumu, a samim time je i proizvodnja maksimalna. U kontekstu poslovnog ciklusa i izmjena faza ekspanzije i recesije, potencijalna proizvodnja stoga predstavlja vrhunac poslovnog ciklusa, razinu proizvodnje ostvarenu u najboljim godinama ciklusa. Ta je ideja u duhu izraza „potencijalna proizvodnja“ jer uistinu predstavlja proizvodni potencijal gospodarstva, količinu dobara i usluga koja bi se mogla proizvesti kada bi radni resursi bili maksimalno iskorišteni¹⁴, a maksimalna iskorištenost se ocjenjuje u skladu s onime što je povijesno postignuto u godinama s najvećom aktivnosti na tržištu rada.

Ovo potvrđuju i procjene iz Okunovog (1962.) rada koje, kako je prethodno rečeno, impliciraju da je veliku većinu razdoblja od 1954. do 1962. stvarni američki BNP bio osjetno niži od potencijalnog, što znači da su gospodarstvu bile potrebne ekspanzivna fiskalna i monetarna politika. Kako podaci pokazuju da je velika većina ovog razdoblja provedena u fazi ekspanzije i da je od prvog tromjesečja 1954. do četvrtog tromjesečja 1962. desezonirani realni BNP porastao 35,6%, ova kretanja idu u prilog zaključku da Okunov koncept

¹³ U kontekstu ranije komentiranih radova i knjiga, ovo može biti i neka druga mjera neaktivnosti, odnosno aktivnosti na tržištu rada.

¹⁴ Kasniji radovi uz stupanj iskorištenosti rada, odnosno radne snage pri procjeni potencijalne razine proizvodnje uzimaju u obzir i stupanj iskorištenosti fizičkog kapitala. Više riječi o tome će biti u potpoglavlju 2.2., gdje će se govoriti o primjeni Cobb-Douglasove proizvodne funkcije za procjenu potencijalnog BDP-a.

potencijalne proizvodnje predstavlja vrhunac poslovnog ciklusa, odnosno razinu proizvodnje koja bi se mogla ostvariti da su u svakoj od tih godina proizvodni resursi bili iskorišteni u skladu sa svojim povijesno maksimalnim vrijednostima. (National Bureau of Economic Research, 2023b).

Kao temeljni razlog zašto se postepeno odustalo od Okunovog koncepta potencijalne proizvodnje, a s njime i postizanja pune zaposlenosti definirane kao u brojnim radovima i knjigama iz četrdesetih i pedesetih godina 20. stoljeća, Congdon (2008.) navodi upravo pokušaj da se stopa nezaposlenosti trajno zadrži na svom povijesnom minimumu kako bi se postigla puna zaposlenost i stvarna proizvodnja izjednačila s potencijalnom. Ekonomske politike, odnosno fiskalna i monetarna politika koje nastoje trajno zadržati stopu nezaposlenosti na njenom povijesnom minimumu su u srži proinflatorne i dovode do otimanja inflacije kontroli. Naime, temeljni problem leži u tome što Okunov koncept potencijalne proizvodnje pretpostavlja da vrijedi veza koja se u suvremenim udžbenicima iz makroekonomije naziva „originalna Phillipsova krivulja“, „kratkoročna Phillipsova krivulja“ ili samo „Phillipsova krivulja“ (Blanchard, 2021., Krugman i Wells, 2015., Mankiw, 2015., Phillips, 1958.). Da bi se razumjelo zašto je Okunov koncept potencijalne proizvodnje s vremenom izašao iz upotrebe u ekonomskoj literaturi te koji ga je koncept zamijenio, potrebno je razumjeti pozadinu iza originalne Phillipsove krivulje i prikazati povijesnu upotrebu tog koncepta pri vođenju ekonomske politike.

Originalna Phillipsova krivulja svoje korijene vuče u vrlo utjecajnom radu profesora s London School of Economics, A. W. Phillipsa. U svom radu objavljenom 1958. i naslovljenom „Odnos između nezaposlenosti i stope promjene nadnica u Ujedinjenom Kraljevstvu, 1861.-1957.“, Phillips analizira povezanost između stope nezaposlenosti i stope promjene nadnica u Ujedinjenom Kraljevstvu koristeći podatke za gotovo 100 godina dugo razdoblje. Temeljni je zaključak rada da je veza između stope nezaposlenosti i stope promjene nadnica negativna. Phillips ovu vezu promatra u okviru modela ponude i potražnje primijenjenog na tržište rada. Kada je potražnja za radom visoka i stopa nezaposlenosti niska (Phillips pretpostavlja da se ovo dvoje događa istovremeno), poduzeća nude veće plaće kako bi upravo ona iz drugih poduzeća privukla radnike koji im nedostaju. Stoga bi razdoblja niske stope nezaposlenosti trebala biti obilježena relativno visokom stopom rasta plaća, višom nego u godinama kada je stopa nezaposlenosti visoka. Visoka stopa nezaposlenosti za sobom povlači i nisku potražnju za radom, što rezultira nižom (ili negativnom) stopom rasta plaća.

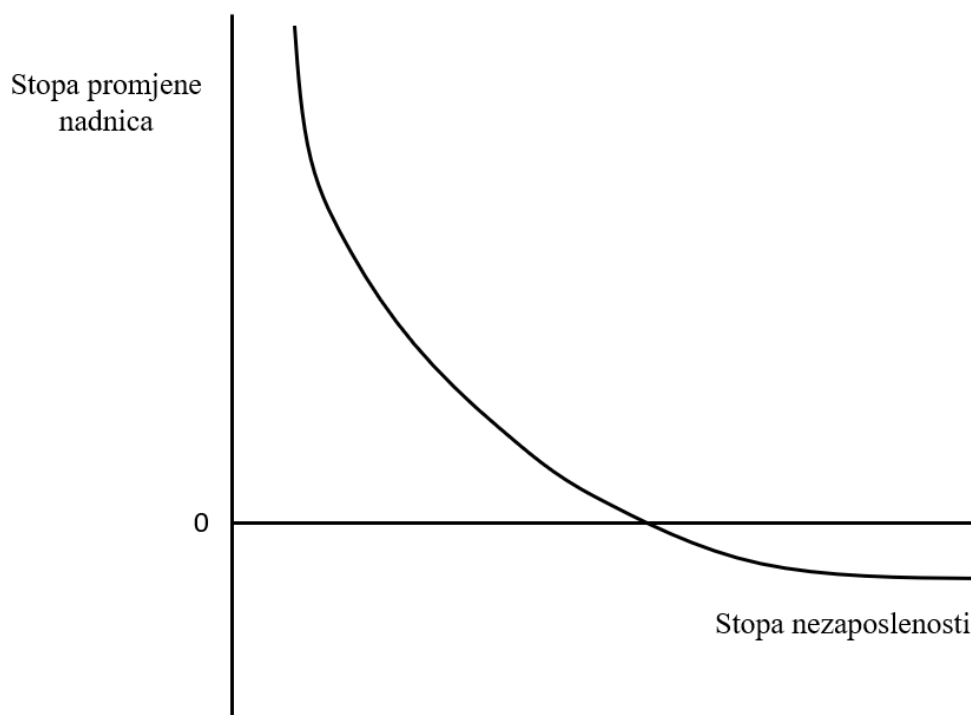
Ovo se objašnjenje može promatrati i u širem kontekstu poslovnih ciklusa i izmjena faza ekspanzije i recesije. Faze ekspanzije obilježene su visokom potražnjom za proizvodima i uslugama, što se prelijeva na rast proizvodnje, a posljedično i na smanjenje stope nezaposlenosti radi visoke potražnje za radom koji je potreban da bi se moglo proizvoditi više. U ekspanziji stoga nadnice rastu po većoj stopi jer je potražnja za radom velika. Vrijedi i obrnuto, stoga su faze recesije obilježene nižom potražnjom za proizvodima i uslugama, što se preko pada proizvodnje prelijeva i na nižu potražnju za radom i rast nezaposlenosti, a samim time i manji porast nadnica nego u fazi ekspanzije.

Phillips naglašava da je ova veza potencijalno vrlo nelinearna radi toga što radnici u lošim ekonomskim vremenima (faze recesije) unatoč visokim stopama nezaposlenosti i niskoj potražnji za radom nevoljko pristaju na sniženja nominalnih nadnica¹⁵. Stoga bi elastičnost nadnica na promjene stope nezaposlenosti trebala biti veća pri nižim stopama nezaposlenosti nego pri višima. Isto tako, Phillips napominje da stopa nezaposlenosti nije jedina varijabla koja određuje stopu promjene nadnica i izdvaja godine u kojima je ta veza bila slabija u odnosu na ostatak razdoblja. Primjerice, u nekim je godinama visoka uvozna inflacija dovela do većeg rasta plaća od onoga što se moglo očekivati s obzirom na stopu nezaposlenosti jer su radnici tražili veće plaće da zaštite svoj životni standard od pada radi te uvozne inflacije.

Teorijska veza koju je Phillips predložio i potom potvrdio na podacima za Ujedinjeno Kraljevstvo prikazana je na grafikonu 1.

¹⁵ Ovo se u kasnijoj literaturi naziva rigidnost nadnica prema dolje (Matschke i Nie, 2022.)

Grafikon 1 - Phillipsova krivulja sa stopom promjene nadnica



Izvor: izrada autora prema Phillips (1958.)

Grafikon jasno ocrtava nelinearnosti o kojima je govorio Phillips, odnosno jači utjecaj promjene stope nezaposlenosti na nadnice pri nižim nego pri višim stopama nezaposlenosti, kao i rigidnost nadnica prema dolje. Bitno je napomenuti da se ovaj izvorni oblik Phillipsove krivulje razlikuje od onoga na što se danas poglavito misli kada se spominje originalna Phillipsova krivulja, odnosno kratkoročna Phillipsova krivulja ili samo Phillipsova krivulja. Današnji udžbenici ovu vezu prikazuju kao odnos između stope nezaposlenosti i stope promjene razine cijena, a ne stope promjene nadnica. Odnosno, Phillipsova krivulja predstavlja negativnu vezu između stope nezaposlenosti i stope inflacije. Do teorijskog objašnjenja zašto je niža stopa nezaposlenosti povezana s višom stopom inflacije može se doći na više načina. Blanchard (2021.) isto kao i Phillips pretpostavlja da se manja stopa nezaposlenosti prelijeva u veću stopu rasta plaća (nadcina)¹⁶, a to pak u idućem koraku rezultira većom stopom inflacije jer poduzeća prebacuju veći trošak proizvodnje na potrošače

¹⁶ Mehanizam putem kojega se niža stopa nezaposlenosti prelijeva u veću stopu rasta nadnica je nešto drugačiji kod Blancharda nego u originalnom radu od Phillipsa. Phillips je pretpostavio da će poduzeća pri niskoj stopi nezaposlenosti i visokoj potražnji za radom proaktivno nuditi veće plaće da privuku radnike, dok se Blanchard fokusira na veću pregovaračku moć radnika, odnosno veće mogućnosti radnika da samostalno ili organizirano (sindikati) zatraže i dobiju veće plaće u uvjetima nestašice, odnosno niske ponude radne snage (niska stopa nezaposlenosti).

tako što povećavaju cijene. To jest, Blanchard proširuje Phillipsovu analizu dodatnim korakom u kojem se rast plaća prelijeva na rast cijena.

Mankiw (2015.) povezanost stope nezaposlenosti i inflacije promatra drugačije, putem AS-AD modela i simultanog utjecaja agregatne potražnje na stopu nezaposlenosti i inflaciju. Kada dođe do porasta agregatne potražnje za proizvodima i uslugama radi, primjerice, fiskalne ili monetarne ekspanzije, to povećava proizvodnju, a samim time i zaposlenost te smanjuje stopu nezaposlenosti. Uz taj utjecaj, dio poduzeća će na povećanje potražnje odgovoriti povećanjem cijena, stoga istovremeno dolazi i do smanjenja stope nezaposlenosti i do veće stope inflacije, što rezultira negativnom korelacijom između ove dvije varijable. Krugman i Wells (2015.) pružaju identično objašnjenje negativne veze (korelacije) između stope nezaposlenosti i stope inflacije.

Blanchardovo objašnjenje s jedne te objašnjenje koje daju Mankiw, Krugman i Wells s druge strane mogu se promatrati kao dva različita pogleda na uzroke inflacije. Blanchardovo objašnjenje originalne Phillipsove krivulje implicira da inflaciju uzrokuje porast troškova proizvodnje (engl. *cost-push*), to jest da niža stopa nezaposlenosti dovodi do porasta troškova rada, što rezultira skupljim proizvodima i uslugama. Mankiw, Krugman i Wells se u svojim objašnjenjima uzroka inflacije fokusiraju na agregatnu potražnju (engl. *demand-pull*), pri čemu je veća agregatna potražnja istovremeno uzročnik i većih cijena i niže stope nezaposlenosti. I jedno i drugo objašnjenje rezultiraju negativnom vezom između stope nezaposlenosti i stope inflacije. Kod Blancharda je ta veza kauzalna, dok je kod Mankiwa, Krugmana i Wellsa riječ o korelaciji.

U kontekstu grafikona 1, jedina je razlika između ovih modernih inačica Phillipsove krivulje i originalnog Phillipsovog rada iz 1958. što je varijabla „stopa promjene nadnica“ zamijenjena varijablom „stopa inflacije“ u modernim verzijama Phillipsove krivulje.

Dvije godine nakon Phillipsovog rada uslijedio je rad Samuelsona i Solowa (1960.), koji je Phillipsovo istraživanje ponovio na podacima za SAD. Podaci za SAD pokazuju da je veza negativna, ali slabija nego u Ujedinjenom Kraljevstvu. Jedan od uzroka relativno slabije veze su opservacije iz godina Velike depresije, kada iznimno visoke stope nezaposlenosti u prosjeku nisu bile praćene visokim padom nadnica, a kao jedno od objašnjenja slamanja te veze u ovom atipičnom razdoblju može se navesti rigidnost nadnica prema dolje. Uklanjanje ovih opservacija iz analize rezultira snažnijom i jasnijom negativnom vezom između stope nezaposlenosti i stope rasta nadnica u SAD-u, isto kako je to Phillips pokazao na podacima za

UK. Samuelson i Solow idu korak dalje od Phillipsa i pored veze između stope nezaposlenosti i stope promjene nadnica prikazuju i vezu između stope nezaposlenosti i stope inflacije, odnosno prikazuju odnos na koji se u modernim makroekonomskim udžbenicima misli kada se govori o Phillipsovoj krivulji. Ova veza je također negativna, a autori ju prikazuju kao svojevrsni „meni“ s izborima koji su dostupni nositeljima ekonomske politike. Na primjer, ako SAD želi imati nižu stopu nezaposlenosti, to se može ostvariti, a posljedica će biti relativno visoka stopa inflacije (relativno ovdje znači u odnosu na stope inflacije u prošlim godinama). Ako nositelji ekonomske politike pak odluče da je bitniji makroekonomski cilj imati nižu stopu inflacije, to je moguće ostvariti, ali uz trošak više stope nezaposlenosti.

Ovi su nalazi bili izuzetno bitni za vođenje ekonomske politike u šezdesetim godinama 20. stoljeća. Uz negativan odnos između stope nezaposlenosti i stope inflacije, ono što je bilo ključno za popularizaciju tog odnosa je pretpostavka da je taj odnos stabilan kroz vrijeme (Congdon, 2008.). Niska stopa nezaposlenosti dovodi do relativno visoke stope inflacije, ali će ta stopa inflacije biti stabilna kroz vrijeme ako se stopa nezaposlenosti i u budućnosti zadrži na toj niskoj razini. U kontekstu ostvarivanja cilja pune zaposlenosti, implikacija je tumačenja originalne Phillipsove krivulje bila da je punu zaposlenost moguće ostvariti uz povišenu inflaciju, ali inflaciju koja je stabilna kroz vrijeme. Primjerice, u kontekstu Phillipsove krivulje koju prikazuju Samuelson i Solow (1960.), održavanje stope nezaposlenosti u SAD-u na relativno niskih 3% bi za posljedicu imalo iznadprosječan rast cijena od oko 4,5% godišnje. Održavanje stope nezaposlenosti na 3%, na primjer korištenjem fiskalne i monetarne ekspanzije, bi i svake naredne godine rezultiralo otprilike jednakom inflacijom od spomenutih 4,5% godišnje. To jest, inflacija bi bila relativno visoka, ali rast cijena ne bi ubrzavao. Blanchard (2021.) kaže da je Phillipsova krivulja u kombinaciji s ovom pretpostavkom postala ključan koncept kod provođenja makroekonomske politike i da je izgledalo kao da države mogu izabrati točku na Phillipsovoj krivulji koja im najviše odgovara. Tako je od ranih 60-ih godina 20. stoljeća makroekonomska politika u SAD-u nastojala postepeno smanjivati stopu nezaposlenosti, a inflacija je postepeno rasla, baš kako i predviđa originalna Phillipsova krivulja.

Zanimljivo je da su se makroekonomske rasprave u šezdesetim godinama 20. stoljeća temeljile na pretpostavci o stabilnoj Phillipsovoj krivulji i tome da taj odnos vrijedi u dugom roku, odnosno da je Phillipsova krivulja stabilna kroz vrijeme (Schwarzer, 2014., Gordon, 2018.). Naime, Samuelson i Solow (1960.) u zaključku svog rada upozoravaju upravo na potencijalne opasnosti takvih pretpostavki. Kažu da je njihova Phillipsova krivulja i odnos

koji ona implicira isključivo kratkoročan koncept koji opisuje što bi se moglo dogoditi u idućih nekoliko godina. Kako kažu, bilo bi pogrešno misliti da će Phillipsova krivulja i u dugom roku izgledati identično te govore o mogućnostima njenog pomicanja prema gore ili prema dolje, odnosno budućeg narušavanja tog odnosa.

Iako su Samuelson i Solow upozorili da Phillipsova krivulja potencijalno nije stabilna kroz vrijeme, glavne su kritike originalne Phillipsove krivulje, poglavito dinamičke stabilnosti tog odnosa u kontekstu politike pune zaposlenosti, dali Milton Friedman (1968.) i Edmund Phelps (1967.)¹⁷. Friedmanov rad, koji je zapravo govor koji je Friedman održao kao predsjednik Američkog udruženja ekonomista na godišnjem skupu tog udruženja krajem 1967., pokriva širi spektar tema od Phelpsovog rada. Friedman tako puno govori o monetarnoj politici općenito, mogućnostima i ograničenjima monetarne politike i načinu na koji smatra da bi se ona trebala provoditi. Kada govori o ograničenjima monetarne politike, spominje upravo pretpostavke vezane uz originalnu Phillipsovu krivulju, konkretno zaključak da niska stopa nezaposlenosti dovodi do visoke stope inflacije koja je stabilna kroz vrijeme. Kako kaže, Phillips je svoj originalni rad napisao implicitno pretpostavljajući svijet u kojem svi ekonomski agenti pretpostavljaju da će nominalna razina cijena biti stabilna u budućnosti (stopa inflacije 0%), a ta njihova pretpostavka se ne dovodi u pitanje neovisno o tome što se u stvarnosti događa s cijenama i nadnicama. Potom daje primjer Brazila, koji se u to vrijeme suočavao s vrlo visokim stopama inflacije. Hipotetski, ako bi zbog dotadašnje visoke inflacije ljudi očekivali rast cijena od 75% u idućih godinu dana, nominalne bi plaće morale porasti istih tih 75% samo da realne plaće ostanu nepromijenjene. U tom slučaju visoka stopa nezaposlenosti ne bi dovela do pada nominalnih plaća, već do manje stope rasta (manje od 75%) nominalnih plaća¹⁸.

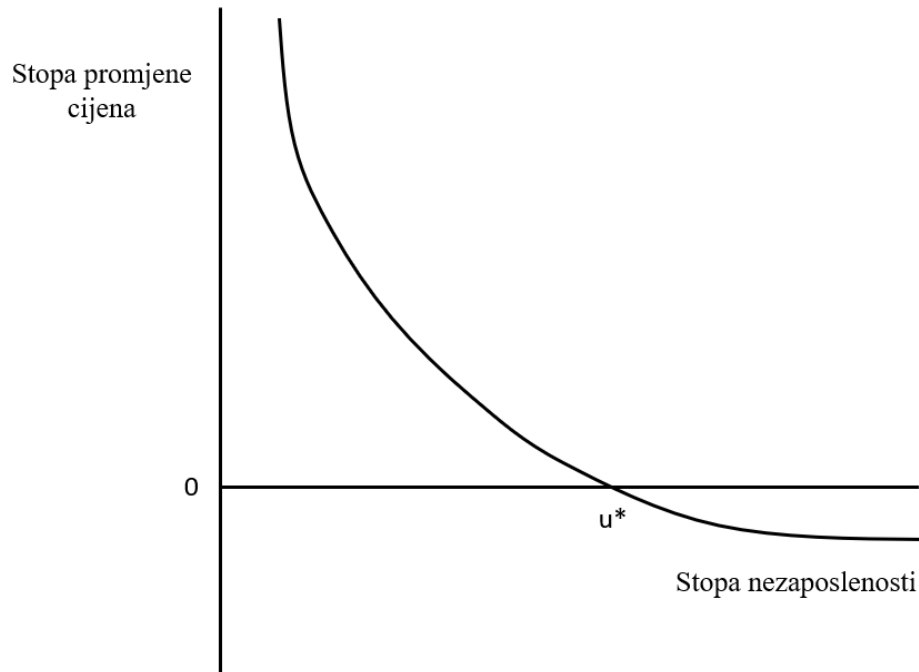
Phelps (1967.) je ovu ideju formalizirao u obliku matematičkog modela u kojem modelira originalnu Phillipsovu krivulju koja kao zavisnu varijablu ima stopu inflacije. Kao i Friedman, Phelps također naglašava da je vrlo bitna pretpostavka u originalnoj Phillipsovoj krivulji da će cijene u budućnosti biti stabilne, odnosno da će stopa inflacije biti 0%. Priča u

¹⁷ U literaturi ne postoji konsenzus o tome u kojoj je mjeri upozorenje koje su dali Samuelson i Solow sadržajno slično kritikama koje su kasnije razradili Phelps i Friedman (Nelson, 2020.). No, jasno je da su kritike dugoročne stabilnosti Phillipsove krivulje koje su dali Phelps i Friedman zadobile puno veću pažnju i imale puno veći utjecaj, vjerojatno barem dijelom zbog toga što su bile razrađenije i detaljnije opisane u odnosu na nekoliko rečenica koje su njima posvetili Samuelson i Solow.

¹⁸ Friedman u prvom dijelu rada govori o stopi rasta plaća, odnosno referira se na originalan Phillipsov rad, dok kasnije govori o stopi rasta razine cijena, odnosno o kasnijim inačicama Phillipsove krivulje.

Phelpsovom modelu započinje s pretpostavkom da je očekivana stopa inflacije jednaka 0%. U tom slučaju Phillipsova krivulja izgleda kao što je prikazano na grafikonu 2.

Grafikon 2 - Phelpsov model originalne Phillipsove krivulje

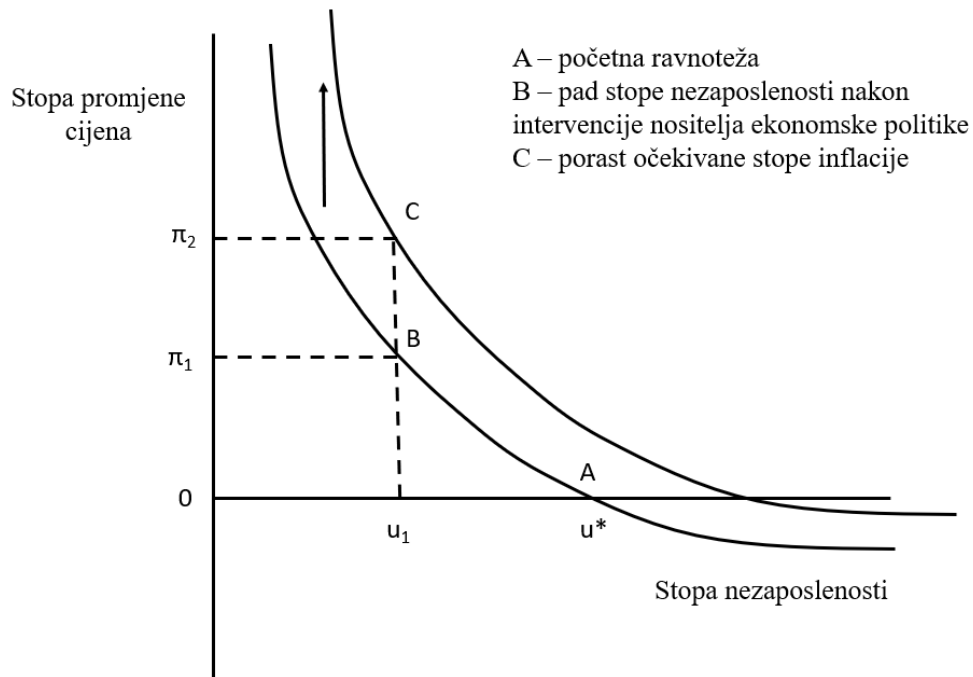


Izvor: izrada autora prema Phelps (1967.)

Stopa nezaposlenosti u^* predstavlja ravnotežnu stopu nezaposlenosti, a ravnoteža se definira kao uvjet pri kojemu je stvarna stopa inflacije jednaka očekivanoj stopi inflacije, što znači da nema razloga za promjenom očekivane stope inflacije. U ovom slučaju se ta stopa nezaposlenosti ostvaruje upravo tamo gdje Phillipsova krivulja siječe horizontalnu os jer je početna očekivana stopa inflacije jednaka 0%. Što bi se dogodilo ako bi nositelji ekonomske politike fiskalnom i monetarnom politikom postigli smanjenje stope nezaposlenosti ispod ravnotežne razine u^* ? Kako je početna stopa nezaposlenosti bila jednaka ravnotežnoj razini, prva promjena do koje dolazi je pomak po Phillipsovoj krivulji. Neovisno o pozadinskom kauzalnom mehanizmu, manja stopa nezaposlenosti povezana je s višom stopom inflacije. Zbog toga što se stvarna stopa nezaposlenosti nalazi ispod ravnotežne, posljedično je stvarna stopa inflacije (neka pozitivna vrijednost) iznad očekivane stope inflacije od 0%. To možda ne bi bio problem kada bi to odstupanje bilo privremeno, ali ako bi nositelji ekonomske politike trajno zadržali stopu nezaposlenosti na razini nižoj od ravnotežne, poduzeća i radnici bi, zbog toga što sada žive u okruženju pozitivne stope inflacije, modificirali svoja očekivanja i počeli očekivati stopu inflacije veću od nule u budućnosti. Radnici bi povećali svoje zahtjeve za plaćama u budućim pregovorima (zaštita realne plaće od inflacije koju spominje

Friedman). Na grafikonu 3 ta promjena, odnosno porast očekivane stope inflacije dovodi do pomaka Phillipsove krivulje prema gore.

Grafikon 3 – Pomak Phillipsove krivulje prema gore nakon porasta očekivane stope inflacije



Izvor: izrada autora prema Phelps (1967.)

Ako bi se stopa nezaposlenosti i u narednim razdobljima zadržala na razini nižoj od ravnotežne ($u < u^*$), to bi dovelo do otimanja inflacije kontroli i pojave spirale nadnica i cijena. Phelps kaže da će ekonomski agenti u skladu s racionalnim i anticipatornim ponašanjem ugrađivati nove, više stope inflacije u svoja očekivanja o budućoj inflaciji. Ako zbog pozitivne stope inflacije u prošlom razdoblju, koja je posljedica toga što je stopa nezaposlenosti bila niža od ravnotežne, radnici počnu smatrati da je ta pozitivna vrijednost stope inflacije nova uobičajena stopa inflacije, oni će očekivati pozitivnu stopu inflacije i u idućem razdoblju. Stoga će radnici za iduće razdoblje tražiti povećanje plaća u skladu s novom, pozitivnom stopom inflacije da zaštite realnu kupovnu moć svojih plaća od očekivane buduće inflacije, za koju pretpostavljaju da će biti jednaka stopi inflacije u prošlom razdoblju. Međutim, ako radnici dobiju veće plaće, to stvara novu inflaciju u idućem razdoblju jer poduzećima rastu troškovi proizvodnje. Ako stopa nezaposlenosti ostane na razini nižoj od ravnotežne, iduće će razdoblje biti obilježeno s dva izvora inflacije – jedan dolazi od relativno niske stope nezaposlenosti koja ponovno stvara novu inflaciju, a drugi dolazi od utjecaja promijenjenih očekivanja na pregovore o plaćama.

Inflacija će iz razdoblja u razdoblje rasti dokle god je stopa nezaposlenosti manja od ravnotežne jer se povećana inflacija u tekućem razdoblju pretvara u još veću očekivanu inflaciju za iduće razdoblje i, posljedično, u još veću inflaciju u idućem razdoblju (novi pomak Phillipsove krivulje prema gore). Phelpsov rad tako odbacuje pretpostavku o dinamičkoj stabilnosti Phillipsove krivulje, odnosno zaključuje da nije moguće trajno držati stopu nezaposlenosti niskom i platiti cijenu relativno visoke, ali stabilne stope inflacije. Stopa inflacije bi se otela kontroli, odnosno ne bi trajno ostala na istoj, višoj razini nego bi iz razdoblja u razdoblje bila sve veća.

Friedman (1968.) također spominje ravnotežnu stopu nezaposlenosti, koju naziva „prirodnom“ stopom nezaposlenosti. Iako se njegova argumentacija razlikuje od Phelpsove i zbog pretpostavki o tome kako gospodarstvo funkcionira i zbog toga što se on fokusira isključivo na utjecaj monetarne politike na gospodarstvo, on zaključuje da se monetarnom politikom stopu nezaposlenosti ne može trajno zadržati ispod te prirodne, odnosno ravnotežne razine bez da gospodarstvo plaća cijenu u obliku sve veće inflacije iz razdoblja u razdoblje. Unatoč tome što Friedman govori o monetarnoj ekspanziji dok Phelps općenitije govori o bilo kojoj ekonomskoj politici koja smanjuje stopu nezaposlenosti ispod ravnotežne, temeljni zaključak oba rada je identičan. Trajno nastojanje da se stopa nezaposlenosti zadrži ispod njene prirodne (Friedman), to jest ravnotežne (Phelps) razine dovodi do toga da se inflacija otima kontroli.

Implikacije ovih zaključaka na koncept pune zaposlenosti i vođenje ekonomske politike tako da se trajno i kroz višegodišnje razdoblje ostvaruje taj cilj bile su izrazito velike. Zbog toga što ona zapravo znači povijesno najnižu stopu nezaposlenosti, puna zaposlenost znači da će gospodarstvo biti pozicionirano pri niskoj stopi nezaposlenosti na Phillipsovoj krivulji. Ako je ta stopa niža od prirodne odnosno ravnotežne, to znači da će se inflacija s vremenom postepeno povećavati, odnosno da nije moguće iz godine u godinu ostvarivati cilj pune zaposlenosti i istovremeno imati višu, ali stabilnu stopu inflacije. Isto tako, ono što je ključno za stabilnost originalne Phillipsove krivulje je pretpostavka da će inflacija u budućnosti biti stabilna i jednaka nekoj fiksnoj vrijednosti temeljeno na stabilnosti inflacije u prošlosti.

Uzroci odbacivanja Okunovog koncepta potencijalne proizvodnje i cilja ostvarivanja pune zaposlenosti definirane u skladu s Aktom o zaposlenosti leže u dugotrajnoj epizodi Velike inflacije u SAD-u, nakon koje je koncept potencijalne proizvodnje redefiniran. Ekonomist američke središnje banke Michael Bryan (2013.) Veliku inflaciju, koja je trajala od 1965. do 1982., opisuje kao razdoblje zaokreta u kojem su ekonomisti revidirali politike koje provode

Fed i druge središnje banke. Razdoblje prije 1965. bilo je razdoblje niske inflacije, a stopa inflacije je 1964. iznosila tek nešto više od 1% godišnje, slično kao i prethodnih 6 godina. To je odgovaralo pretpostavci o stabilnoj inflaciji koju su Phelps i Friedman naveli kao ključnu za stabilnost originalne Phillipsove krivulje. Međutim, od 1965. inflacija raste, da bi 1969. iznosila 5,5%. Sedamdesete su godine 20. stoljeća bile obilježene još većom inflacijom, koja je u prosjeku iznosila 7,1% godišnje. Inflacija je dosegla svoj vrhunac 1980. kada je iznosila 13,6%, da bi do 1983. pala na 3,2% (National Bureau of Economic Research, 2023c).

Bryan (2013.) tvrdi da među ekonomistima postoji neslaganje oko toga koji su faktori doprinijeli tome da inflacija ostane relativno visoka više od desetljeća, ali da je neslaganja oko početnih uzroka te dugogodišnje inflacije malo. Bryan tako kao pokretača inflacije navodi pretjerano ekspanzivnu monetarnu politiku koju je u drugoj polovici šezdesetih godina 20. stoljeća provodio Fed. To razdoblje naziva razdobljem loše ekonomske politike, ali naglašava da je ono pomoglo da se u budućnosti vodi kvalitetnija monetarna politika. Bryan nije jedini Fedov ekonomist koji je Fedovu politiku u tom razdoblju otvoreno proglasio neadekvatnom. Consolvo, Humpage i Mukherjee (2020.) razdoblje Velike inflacije proglašavaju „jednim od najvećih Fedovih promašaja u vođenju ekonomske politike“. Marsh (2021.) navodi da je William McChesney Martin, predsjednik Feda od 1951. pa sve do 1970., na kraju svog mandata priznao da je porast inflacije s 1% 1965. na 6% u razdoblju 1969.-1970. dijelom Fedova krivnja.

Kao i Bryan (2013.), Meltzer (2005.) također kao pokretača inflacije navodi Fedovu pretjerano ekspanzivnu monetarnu politiku, odnosno stopu rasta novčane mase (ponude novca) veću od stope rasta realne proizvodnje, pri čemu se razlika prelila u rast cijena. Meltzer na podacima za SAD pokazuje da je razlika između stope rasta ponude novca i stope rasta realnog BDP-a snažno korelirana s inflacijom. Uz to, ističe da Fed tada nije pridavao prevelik značaj stopi rasta ponude novca i kontroli te stope rasta. Consolvo, Humpage i Mukherjee (2020.) se slažu s ovim stavovima i kažu da većina ekonomista uzroke Velike inflacije vidi u podcjenjivanju kauzalne uloge monetarne politike u generiranju inflacije naspram uloge drugih potencijalnih uzroka rasta cijena kao što su fiskalna politika, zahtjevi sindikata i moć poduzeća pri određivanju cijena.

Uz nedovoljnu pažnju posvećenu utjecaju monetarne politike na inflaciju, Marsh (2021.) kaže da su kreatori monetarne politike u Fedu u to vrijeme davali veći prioritet poticanju realne ekonomije nego održavanju stabilnosti cijena. Hetzel (2008.) navodi da je u to vrijeme postojao politički konsenzus o tome da su američkom gospodarstvu potrebni snažan rast i

niska stopa nezaposlenosti. Navodi i da je među ekonomistima postojao konsenzus da bi vlada trebala upravljati agregatnom potražnjom da ostvari taj visoki rast i nisku nezaposlenost. Dodatan poticaj pregrijavanju dali su i Fedova pogrešna, nerealno visoka procjena američkog potencijalnog BDP-a i s njom povezano podcjenjivanje stope nezaposlenosti pri kojoj se ostvaruje puna zaposlenost (Marsh, 2021.). Marsh citira članak profesora Meltzera (2010.) u kojem Meltzer tvrdi da je korištenje stope nezaposlenosti od 4% kao procjene razine pune zaposlenosti rezultiralo proinflatornom monetarnom politikom jer se stopa nezaposlenosti pri kojoj se ostvaruje puna zaposlenost u međuvremenu povećala¹⁹.

Bryan (2013.) kao još jedan od razloga zašto je Fedova monetarna politika u tom razdoblju bila pretjerano ekspanzivna navodi interakciju fiskalne i monetarne politike. U to je vrijeme predsjednik Lyndon Johnson provodio velike programe povećanja državne potrošnje²⁰, koji su kočili Fedov tempo podizanja kamatnih stopa u svrhu suzbijanja inflacije. Kako bi izbjegao promjene u monetarnoj politici koje bi naštetile procesu zaduživanja od strane američkog Ministarstva financija, Fed je prakticirao politike „izjednačene kobilice“ (engl. *even-keel*)²¹. Consolvo, Humpage i Mukherjee (2020.) navode da je povijesno gledano Fed smatrao suradnju s Ministarstvom financija nužnom da se izbjegnu poremećaji na financijskim tržištima za vrijeme financiranja američkog državnog duga. Konkretno, ove politike su značile da u vrijeme kada Ministarstvo financija provodi operacije financiranja (zaduživanja), Fed monetarnu politiku provodi na način da izbjegava da dođe do povećanja kamatnih stopa na američke državne obveznice iznad razina koje su prevladavale na tržištu netom prije nego je Ministarstvo financija najavilo novo izdavanje obveznica, to jest novo zaduživanje. Odnosno, zbog toga što postoji određeni vremenski odmak od trenutka najave novog zaduživanja od strane Ministarstva financija do trenutka kada se to zaduživanje realizira, Fed je u tom razdoblju držao kamatne stope nepromijenjenima²². Naglasak je bio stavljen na izbjegavanje povećanja kamatnih stopa, što bi negativno utjecalo na kamatne stope na prethodno najavljeno izdanje državnih obveznica, dok se poboljšanje uvjeta financiranja (smanjenje kamatnih stopa) odobravalo. Autori zaključuju da su upravo politike „izjednačene kobilice“ ometale i privremeno prekidale epizode provođenja monetarne kontrakcije u

¹⁹ Stopu nezaposlenosti od 4% kao procjenu razine pri kojoj se ostvaruje puna zaposlenost spominje još Hitchov rad iz 1951.

²⁰ Neovisno o monetarnoj politici, ti programi zasigurno nisu pomogli održavanju stope inflacije niskom.

²¹ Kobilica predstavlja glavni uzdužni element brodske konstrukcije koji prolazi cijelom duljinom dna broskog trupa (Hrvatska enciklopedija, 2021.).

²² Slično kao i danas, Fed je izravno kontrolirao kamatnu stopu na centralnobankarski novac - rezerve. Kamatna stopa na rezerve utječe na kamatnu stopu po kojoj se zadužuje država jer država kada se zadužuje od drugih ekonomskih agenata (koji nisu središnja banka) posuđuje rezerve.

razdoblju od 1965. do 1975. te tim politikama pripisuju prosječno oko jedan postotni bod porasta cijena od ukupne prosječne inflacije u iznosu od 5,1 posto u tom razdoblju.

Uzevši sve navedeno u obzir, postoji više razloga zašto je monetarna politika u SAD-u bila previše ekspanzivna i proinflatorna u drugoj polovici sedamdesetih godina 20. stoljeća. Razlozi uključuju pretpostavku i uvjerenje da vrijedi i da će u budućnosti vrijediti originalna Phillipsova krivulja, podcjenjivanje utjecaja monetarne politike na inflaciju, podcjenjivanje, odnosno pogrešna procjena stope nezaposlenosti pri kojoj se ostvaruje puna zaposlenost, veći ponder koji je kod vođenja monetarne politike imalo ostvarivanje ciljeva niske nezaposlenosti i visokog gospodarskog rasta naspram cilja stabilnosti cijena, kao i zastoje u provođenju monetarne politike kako bi se podržalo provođenje fiskalne politike. Neovisno o točnoj kombinaciji uzroka pretjerano ekspanzivne monetarne politike, u literaturi dominira mišljenje da je za početno razbuktavanje inflacije u razdoblju Velike inflacije od 1965. do 1982. glavni krivac monetarna politika.

Kao i krajem šezdesetih, inflacija u sedamdesetim godinama 20. stoljeća također je proizvod složenog skupa različitih faktora (Blinder, 1982.). Bez ulaženja u cijelu pozadinu i detalje oko inflacije u ovom desetljeću, jedni od glavnih uzroka relativno visokih stopa inflacije u SAD-u bili su prvi i drugi naftni šok. Prvi naftni šok pogodio je SAD i svijet kada je OPEC (Organizacija zemalja izvoznica nafte) prvo smanjio, a potom potpuno zabranio izvoz nafte u SAD, Nizozemsku i Dansku. Uz to, zemlje OPEC-a su se dogovorile da će od tada prodavati naftu skuplje. Ovi su potezi OPEC-a bili odgovor na američku političku, vojnu i novčanu pomoć Izraelu nakon izbijanja Jomkipurskog rata u listopadu 1973., kao i pomoć Izraelu od strane Nizozemske i Danske (History, 2020.). Za vrijeme embarga koji je trajao 5 mjeseci su se cijene nafte učetverostručile (Bryan, 2013.). Drugi naftni šok pogodio je svijet početkom 1978. kada je započela Iranska revolucija, što je dovelo do pada proizvodnje nafte u Iranu (iranska proizvodnja je u to vrijeme predstavljala 7% svjetske proizvodnje nafte). Pad proizvodnje je u kombinaciji sa špekulativnim gomilanjem zaliha zbog straha od daljnjih disrupcija u opskrbi naftom doveo do utrostručenja cijena. Cijene su se posljedično dodatno povećale tri puta povrh povećanja cijena od četiri puta zabilježenog za vrijeme prvog naftnog šoka zbog toga što se cijene nakon prvog povećanja nisu vratile na pretkriznu razinu (Graefe, 2013., Bryan, 2013.).

Dugogodišnja i relativno visoka inflacija neminovno je morala dovesti do promjene u načinu na koji se formiraju očekivanja o budućoj inflaciji u SAD-u. Vrlo niske, gotovo nulte stope inflacije iz prve polovice šezdesetih godina 20. stoljeća postale su prošlost i više nisu bile

relevantne za odluke ekonomskih agenata u američkom gospodarstvu. Bordo i Orphanides (2013.) kažu da je do 1976. povjerenje u Fedovu monetarnu politiku ne samo u SAD-u već i u ostatku svijeta bilo ozbiljno narušeno. Uz to, trenutna inflacija i očekivana buduća stopa inflacije počeli su utjecati na ekonomske odluke na način koji je ugrožavao dugoročni rast i prosperitet američkog gospodarstva.

Drugim riječima, originalna Phillipsova krivulja i pretpostavka o stabilnoj i nultoj stopi inflacije na kojoj se ona temelji prestali su vrijediti. Način na koji se formiraju očekivanja se promijenio, a ekonomski su agenti umjesto stabilne i fiksne stope inflacije počeli očekivati inflaciju u skladu s prošlogodišnjom i na temelju prošlogodišnje stope inflacije formirati svoje zahtjeve za plaćama. Originalna Phillipsova krivulja se raspala (Blanchard, 2021.). U kontekstu Phelpsovog (1967.) modela, Phillipsova krivulja zabilježila je niz pomaka prema gore izazvanih kombinacijom držanja stope nezaposlenosti ispod ravnotežne i uvezenih inflatornih šokova. U kontekstu Friedmanovog (1968.) govora, visoka stopa inflacije postala je pravilo a ne iznimka, a SAD se suočavao s brazilskim scenarijem (ali pri puno nižim stopama inflacije) u kojem radnici u narednoj godini ponovno očekuju relativno visoku inflaciju i stoga zahtijevaju porast nominalnih plaća da zaštite realnu kupovnu moć svojih plaća od nove inflacije. U skladu s Phelpsovim modelom, to dalje hrani spiralu nadnica i cijena, a inflacija se otima kontroli.

Razdoblje Velike inflacije „okončao“ je Paul Volcker, koji je na čelo Feda došao u kolovozu 1979. kada je inflacija iznosila oko 9% godišnje, a trend u kretanju stope inflacije upućivao je na njen daljnji rast. Agresivnim podizanjem kamatnih stopa i njihovim zadržavanjem na visokoj razini Fed na čelu s Volckerom uzrokovao je recesiju u američkom gospodarstvu, a stopa inflacije posljedično je smanjena na 4% do kraja 1983., čime je uspješno završena dugogodišnja epizoda Velike inflacije (Goodfriend i King, 2005.).

Iskustvo Velike inflacije dovelo je do korjenitih promjena u shvaćanju koncepata potencijalne proizvodnje, pune zaposlenosti i prikladnog načina vođenja ekonomske politike. Originalni su se koncepti potencijalne proizvodnje i pune zaposlenosti uvelike oslanjali na pretpostavku da vrijedi originalna Phillipsova krivulja i da je ona stabilna kroz vrijeme neovisno o tome koja se točka na krivulji odabere kao cilj ekonomske politike. Međutim, postalo je jasno da originalna Phillipsova krivulja ne predstavlja „meni“, kako su to sročili Samuelson i Solow (1960.), s kojega nositelji ekonomske politike biraju društveno najpoželjniju i dinamički stabilnu kombinaciju stope nezaposlenosti i stope inflacije. Kako je to Paul Volcker rekao 1981. kada je pravdao i objašnjavao Fedovu politiku povećanja kamatnih stopa radi rušenja

inflacije, „shvatili smo da to ne funkcionira“ (FRASER, 1981.). Također je postalo jasno da razdoblja povišene inflacije mogu dovesti do toga da očekivanja o inflaciji više ne budu usidrena na nekoj niskoj i fiksnoj vrijednosti nego da ekonomski agenti i u budućim godinama počnu očekivati visoke stope inflacije, u skladu s onime što su iskusili u nedavnoj prošlosti, i na temelju toga formiraju svoje zahtjeve za plaćama (radnici) i cijene koje određuju (poduzeća). Ekonomisti i središnji bankari postali su svjesni da je bitno voditi računa o inflatornim očekivanjima i osiguravati ekonomsko okruženje u kojem je inflacija niska i stabilna, što utječe na sidrenje očekivane stope inflacije na niskoj i stabilnoj razini (Labonte i Weinstock, 2022.).

Phelpsov (1967.) koncept ravnotežne stope nezaposlenosti je pod Friedmanovim (1968.) nazivom prirodna stopa nezaposlenosti postepeno dobio važno mjesto u makroekonomskim udžbenicima, što potvrđuju moderni udžbenici kao što su Mankiw (2015.), Krugman i Wells (2015.) i Blanchard (2021.). U skladu s Phelpsovim modelom, nastojanja da se stvarna stopa nezaposlenosti zadrži ispod prirodne dovode do povećanja inflacije iz razdoblja u razdoblje radi promjene u očekivanoj stopi inflacije, što djeluje pogubno na dugoročnu inflaciju. Kao sinonim za prirodnu stopu nezaposlenosti često se koristi izraz NAIRU, akronim za engleski izraz *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*, stopu nezaposlenosti koja ne ubrzava inflaciju (Ball i Mankiw, 2002., Krugman i Wells, 2015.). Ako je stopa nezaposlenosti niža od stope nezaposlenosti koja ne ubrzava inflaciju, inflacija ubrzava. Drugim riječima, inflacija neće biti relativno visoka ali stabilna kroz vrijeme kao u originalnoj Phillipsovoj krivulji već iz razdoblja u razdoblje postaje sve veća i veća.

Nakon što je postalo jasno da je inzistiranje na ostvarivanju cilja pune, to jest maksimalne zaposlenosti koja je definirana kao povijesni minimum stope nezaposlenosti opasno za buduću inflaciju, praktično vođenje monetarne politike u SAD-u okrenulo se više u smjeru postizanja stabilnosti cijena nego što je to do tada bio slučaj (Weidenbaum, 1996.). Akt o zaposlenosti iz 1946. stoga je dobio svoj amandman 1978. kada je donesen Akt o punoj zaposlenosti i uravnoteženom rastu, poznatiji kao Humphrey-Hawkinson akt. Ovim je aktom eksplicitno numerički definirana ciljana stopa nezaposlenosti, kao i ciljana stopa inflacije, što nije bio slučaj kada se donosio izvorni Akt o zaposlenosti (Steelman, 2013a). Godinu dana ranije, 1977., Akt o Federalnim rezervama je također dobio svoj amandman kojim je Fedova zadaća definirana u kontekstu postizanja tri cilja: stabilnih cijena, maksimalne zaposlenosti i umjerenih dugoročnih kamatnih stopa (Steelman, 2013b).

Konačno, zbog svega su navedenog potencijalni BDP i jaz dohotka redefinirani. Okun (1962.) je na potencijalnu proizvodnju gledao kao na maksimalnu razinu proizvodnje koju je moguće ostvariti kada je stopa nezaposlenosti na svom povijesnom minimumu, u duhu brojnih knjiga, radova i rasprava prije njegovog rada. Povijesno je iskustvo pokazalo da je tako definirana potencijalna proizvodnja, to jest potencijalni BDP dugoročno problematičan, proinflatoran i destabilizirajući cilj. Osamnaest godina dugo razdoblje Velike inflacije u SAD-u razotkrilo je brojne mane ovakvog načina definiranja potencijalne proizvodnje i podređivanja ekonomske politike cilju održavanja gospodarstva na povijesnim minimumima stope nezaposlenosti. Posljedično se izrodio novi koncept potencijalne proizvodnje, odnosno potencijalnog BDP-a. Naziv je ostao isti, ali se potencijalni BDP počeo definirati ne kao maksimalna razina proizvodnje koju gospodarstvo postiže kada je stopa nezaposlenosti na povijesnom minimumu već kao ona razina proizvodnje pri kojoj je inflacija stabilna. Odnosno, vezivanje potencijalne razine proizvodnje s minimalnom stopom nezaposlenosti zamijenjeno je vezivanjem tog koncepta s prirodnom stopom nezaposlenosti, stopom nezaposlenosti koja ne ubrzava inflaciju (NAIRU). Congdon (2008.) daje pregled akademskih rasprava u sedamdesetim godinama 20. stoljeća koje su rezultirale odbacivanjem Okunovog koncepta potencijalne proizvodnje i prihvaćanjem koncepta potencijalne proizvodnje koji je proizašao iz Phelpsovih (1967.) i Friedmanovih (1968.) radova i kritika.

Kao jedan od ključnih radova koji su označili prekretnicu u shvaćanju i definiranju pojma potencijalna proizvodnja Congdon (2008.) izdvaja rad Perloffa i Wachtera (1979.) naslovljen „Proizvodna funkcija – pristup potencijalnoj proizvodnji koji se temelji na neubrzavajućoj inflaciji: Jesu li procjene potencijalne proizvodnje previše visoke?“. U svom radu Perloff i Wachter potencijalnu proizvodnju definiraju putem prirodne stope nezaposlenosti, odnosno stope nezaposlenosti koja ne ubrzava stopu inflacije, što je predstavljalo raskorak u odnosu na dotadašnju literaturu koja je potencijalnu proizvodnju definirala u skladu s Okunovim konceptom. Congdon kaže da su u osamdesetim godinama 20. stoljeća vodeće nadnacionalne institucije, u prvom redu MMF i OECD, počele aktivno koristiti koncept potencijalne proizvodnje koji se temelji na prirodnoj stopi nezaposlenosti, dok je Okunov koncept potencijalne proizvodnje napušten. MMF je u svojoj studiji iz 1987. napisao da je osnova za njihovu metodologiju izračuna potencijalnog BDP-a rad od Perloffa i Wachtera. Do početka devedesetih godina 20. stoljeća postalo je jasno da je na svjetskoj razini koncept potencijalne proizvodnje koji se definira na temelju prirodne stope nezaposlenosti postao dominantan. U empirijskim se procjenama potencijalne proizvodnje Okunov koncept temeljen na povijesnom

minimumu stope nezaposlenosti prestao koristiti, a zamijenio ga je koncept potencijalne proizvodnje koja se ostvaruje kada je stopa nezaposlenosti jednaka prirodnoj (Congdon, 2008.).

Današnje definicije potencijalne proizvodnje koje koriste vodeće nadnacionalne institucije i moderni makroekonomski udžbenici potvrđuju da u literaturi postoji svojevrsni konsenzus oko toga da je potencijalna proizvodnja, odnosno potencijalni BDP ona razina proizvodnje koja se ostvaruje kada je stopa nezaposlenosti jednaka prirodnoj, odnosno kada inflacija ne ubrzava niti usporava, kao i da je Okunov koncept izbačen iz upotrebe.

Kada govori o stopi rasta potencijalne proizvodnje, metodološki priručnik za procjenu potencijalne proizvodnje koji je objavila Europska komisija potencijalni rast definira kao održivu i neinflatornu stopu rasta proizvodnje (Havik et al., 2014.). Njihova se metoda procjene potencijalne proizvodnje temelji na stopi nezaposlenosti koja ne ubrzava stopu rasta nadnica (engl. *non-accelerating wage rate of unemployment*, NAWRU). Odnosno, umjesto o ubrzanju inflacije govore o ubrzanju rasta nadnica, ali je temeljna ideja ista kao kada bi bila riječ o stabilizaciji stope inflacije. MMF-ovi Jahan i Saber Mahmud (2013.) potencijalnu proizvodnju definiraju kao maksimalnu razinu proizvodnje pri kojoj nema inflatornih pritisaka i povezuju ju sa stopom nezaposlenosti koja ne ubrzava inflaciju. U jednom starijem radu De Masi (1997.) kaže da se MMF-ove procjene potencijalne proizvodnje temelje na definiciji potencijalne proizvodnje kao maksimalne razine proizvodnje koja se može ostvariti bez da dođe do rasta inflacije. OECD-ov metodološki priručnik za procjenu potencijalne proizvodnje također potencijalnu proizvodnju veže uz NAIRU (Chaloux i Guillemette, 2019.). Burns et al. (2014.) prikazuju metodologiju koju Svjetska banka koristi za procjenu potencijalne proizvodnje, koja se također definira kao razina proizvodnje pri kojoj inflacija niti ubrzava niti usporava, a stopa nezaposlenosti je jednaka prirodnoj. Sve navedene institucije pod izrazom potencijalna proizvodnja misle isključivo na potencijalni BDP. Moderni udžbenici iz makroekonomije također potencijalni BDP definiraju kao razinu proizvodnje koja se ostvaruje kada je stopa nezaposlenosti jednaka prirodnoj stopi nezaposlenosti, i tada se stopa inflacije stabilizira (Mankiw, 2015., Krugman i Wells, 2015., Romer, 2018., Blanchard, 2021.). Stoga se sve metode procjene jaza dohotka prikazane u sljedećem potpoglavlju odnose upravo na ovaj koncept potencijalne proizvodnje.

Prije tog prikaza je potrebno spomenuti i heterodoksne ekonomske teorije koje dovode u pitanje koncept potencijalne proizvodnje i njegovu povezanost s inflacijom. Primjerice, postkejnzejanci odbacuju ideju da je egzogeno povećanje ponude novca (monetarna

ekspanzija) mogući uzročnik nastanka pozitivnog jaza dohotka i posljedičnog porasta inflacije. Lavoie (2022.) kaže da postkejnzejijanci tezu da je povećanjem ponude novca moguće uzrokovati pozitivan jaz dohotka i rast inflacije (inflacija potražnje) odbacuju argumentom da ponuda novca nije određena egzogeno nego endogeno. Konkretno, ponudu novca ne kontrolira izravno središnja banka već se novac stvara endogeno, u interakciji između stanovništva i poduzeća koja uzimaju kredite s jedne i poslovnih banaka koje odobravaju kredite s druge strane. Poslovne banke stvaraju novi novac kada daju kredite zbog toga što kreditiranje stvara nove depozite. Ovakvom viđenju u prilog idu i publikacije središnjih banaka kao što je Bank of England (McLeay, Radia i Thomas, 2014.) u kojima je detaljno prikazano kako davanje kredita od strane poslovne banke ujedno rezultira stvaranjem novih depozita, odnosno novog novca. U skladu s tim mehanizmom, središnja banka ne može egzogenim povećanjem ponude novca povećati jaz dohotka i stvoriti inflaciju jer je ponuda novca određena endogeno, ali središnja banka može utjecati na kamatne stope, odnosno cijenu zaduživanja.

Za postkejnzejijance način funkcioniranja monetarne politike nije jedina sporna točka na temelju koje kritiziraju koncept potencijalnog dohotka. Lavoie (2022.) tako ističe da postkejnzejijanci nemaju previše povjerenja niti u koncept prirodne stope nezaposlenosti zbog toga što, prema njihovom mišljenju, empirijski dokazi ne potvrđuju njeno postojanje, odnosno empirijska istraživanja upućuju na zaključak da jedan-za-jedan odnos između očekivane inflacije (inflacije iz prošlog razdoblja) i stvarne inflacije koji ovaj koncept pretpostavlja ne postoji. U skladu s time, primjerice, Stanley (2005.) u svom istraživanju provedenom pomoću metaregresijske analize zaključuje da postoje snažni empirijski dokazi protiv hipoteze o prirodnoj stopi nezaposlenosti. Lavoie (2022.) navodi da je temeljni razlog zašto postkejnzejijanci odbacuju koncept jaza dohotka i njegovu povezanost s inflacijom taj što, prema njihovom viđenju ekonomije, inflacija nije posljedica prevelike potražnje (pozitivan jaz dohotka, odnosno pregrijavanje), već je inflacija posljedica kretanja na strani ponude i konflikta povezanog s distribucijom dohotka u gospodarstvu.

Nadalje, drugačiji pogled na poslovne cikluse imaju i zagovornici teorije realnih poslovnih ciklusa, koji dovode u pitanje hipotezu da su ekonomske fluktuacije prvenstveno uzrokovane kretanjima u agregatnoj potražnji (pozitivan i negativan jaz dohotka). Oni ciklička kretanja u gospodarskoj aktivnosti pripisuju drugim vrstama makroekonomskih poremećaja, od kojih su najbitniji poremećaji, odnosno šokovi u tehnologiji. Prema teoriji realnih poslovnih ciklusa su, primjerice, recesije uzrokovane padom u razini proizvodne tehnologije, što dovodi do pada

graničnog proizvoda rada i agregatne proizvodnje. Kako i sam naziv teorije govori, poslovni ciklusi su prvenstveno posljedica kretanja u realnim varijablama povezanim s proizvodnim procesom, a ne nominalnim varijablama kao što su ponuda novca i fiskalna politika. Državna intervencija s ciljem stabilizacije BDP-a je prema toj teoriji u najboljem slučaju neefikasna, a u najgorem slučaju ona radi više štete nego koristi jer se intervenira u slobodno tržište, čiji su ishodi efikasni (Mankiw, 1989.).

Imajući navedene alternativne poglede na poslovne cikluse i uzročnike inflacije na umu, ova se disertacija fokusira na koncept potencijalnog BDP-a koji je danas najviše zastupljen u teorijskoj i empirijskoj literaturi, onaj koji se temelji na pretpostavci da prirodna stopa nezaposlenosti postoji te se preko nje definira i koncept potencijalnog BDP-a.

2.2. Metode procjene jaza dohotka

U ovom se potpoglavlju prikazuju i analiziraju različite univarijatne i multivarijatne metode procjene jaza dohotka koje se koriste u literaturi. Zbog toga što je potencijalna proizvodnja, a posljedično i jaz dohotka neopaziva varijabla, u literaturi postoji širok raspon metoda kojima se oni mogu procijeniti. Svaka od tih metoda ima svoje prednosti i nedostatke, stoga ne postoji jedna metoda koja je prikladna za sva vremenska razdoblja i svaku geografsku jedinicu. Različiti pristupi procjene jaza dohotka su nastajali i evoluirali kroz više desetljeća, a u literaturi su se postepeno pojavljivale sve složenije metode. U ovom se potpoglavlju sistematiziraju različite metode procjene jaza i daje se pregled svake od tih metoda.

U literaturi se može pronaći više detaljnih sistematizacija i pregleda različitih metoda procjene jaza kao što su Ladiray, Mazzi i Sartori (2003.), Murray (2014.), Mazzi, Ozyildirim i Mitchell (2017.) i EU Independent Fiscal Institutions (2020.). Iako se ovi pregledi međusobno razlikuju i prema odabiru metoda koje analiziraju i prema dubini u koju ulaze kada je u pitanju analiza pojedine metode procjene, među njima se mogu pronaći velike sličnosti. Temeljna klasifikacija metoda procjene jaza koja se može pronaći u tim radovima je podjela na univarijatne i multivarijatne metode. Glavna razlika između univarijatnih i multivarijatnih metoda leži u tome što je za procjenu jaza pomoću univarijatnih metoda potreban isključivo podatak o jednoj varijabli, a to je realni BDP. Univarijatne metode procjene omogućuju da se podatak o realnom BDP-u dekomponira na njegovu trend i ciklus komponentu, pri čemu trend komponenta predstavlja potencijalni BDP, a ciklus komponenta predstavlja jaz dohotka. Iako

relativno jednostavne za korištenje, jedan od najvećih nedostataka univarijatnih metoda je taj što one koriste samo jednu varijablu i stoga ne iskorištavaju informacije vezane uz ciklički položaj gospodarstva koje se potencijalno kriju u kretanju nekih drugih varijabli. Stoga multivarijatne metode nastoje adresirati taj nedostatak modelirajući odnos između potencijalne proizvodnje ili jaza dohotka s jedne strane i varijabli kao što su stopa inflacije, stopa nezaposlenosti i stopa iskorištenosti kapaciteta s druge (Murray, 2014.).

Sve metode procjene jaza dohotka imaju za cilj dekomponirati podatak o stvarnom realnom BDP-u na njegovu trend komponentu (potencijalni BDP), cikličku komponentu (jaz dohotka) i slučajnu komponentu (EU Independent Fiscal Institutions, 2020. i Mazzi, Ozyildirim i Mitchell, 2017.):

$$y_t = \mu_t + c_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Gdje t ($t = 1, \dots, T$) predstavlja vrijeme, y_t predstavlja realni BDP, μ_t predstavlja trend komponentu realnog BDP-a odnosno potencijalni BDP, c_t predstavlja cikličku komponentu realnog BDP-a odnosno jaz dohotka, a ε_t slučajnu komponentu. Uz slučajne šokove, slučajna komponenta može sadržavati i sezonsku komponentu ako podatak o realnom BDP-u nije sezonski prilagođen. Naime, u klasičnoj dekompoziciji vremenskog niza temeljenoj na aditivnom modelu se vremenski niz rastavlja na zbroj trend, cikličke i slučajne komponente, ali i sezonske komponente (Jakšić, Erjavec i Čeh Časni, 2020.):

$$Y_t = \mu_t + s_t + c_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Pri čemu μ_t predstavlja trend, s_t predstavlja sezonsku, c_t cikličku, a ε_t slučajnu komponentu. Glavna razlika u jednadžbi 2 u odnosu na jednadžbu 1 je ta što jednadžba 2 sadrži i sezonsku komponentu, koja je u jednadžbi 1 bila dio slučajne komponente zbog toga što je izostavljena iz jednadžbe. Zbog toga se kada se radi s tromjesečnim podacima u pravilu podatak o realnom BDP-u prvo sezonski prilagodi prije nego što se radi dekompozicija na trend i cikličku komponentu (EU Independent Fiscal Institutions, 2020.).

U terminima jednadžbe 1, neovisno o kompleksnosti metode koja se koristi za procjenu jaza i tome je li riječ o univarijatnoj ili multivarijatnoj metodi, glavni je cilj razlučiti trend komponentu od cikličke, odnosno dekomponirati podatak o realnom BDP-u (koji je prethodno desezoniran ako se radi s tromjesečnim a ne godišnjim podacima) na potencijalni BDP i jaz dohotka.

U skladu s uobičajenom klasifikacijom u literaturi, temeljna podjela metoda procjene jaza koja se koristi u ovom pregledu je podjela na univarijatne metode i multivarijatne metode. U

sklopu univarijatnih metoda prikazat će se i analizirati osam metoda. Multivarijatne metode podijeljene su na tri skupine metoda, multivarijatni Hodrick-Prescott filter, strukturne vektorske autoregresivne modele i metode koje se temelje na Cobb-Douglasovoj proizvodnoj funkciji.

2.2.1. Univarijatne metode procjene jaza dohotka

U ovom se potpoglavlju prikazuju univarijatne metode procjene jaza dohotka koje se često koriste u literaturi. Prikazuju se i analiziraju metode procjene jaza koje uključuju uklanjanje determinističkog trenda (detrendiranje), Hodrick-Prescott filter, unaprijed dosljedan filter, Beveridge-Nelson dekompoziciju, Baxter-King filter, Christiano-Fitzgerald filter, Hamilton filter i model neopazivih komponenata.

2.2.1.1. Uklanjanje determinističkog trenda (detrendiranje)

Mazzi, Ozyildirim i Mitchell (2017.) kažu da je najjednostavnija hipoteza koje se može postaviti vezano uz kretanje trend komponente, odnosno potencijalnog BDP-a da ona slijedi linearan deterministički trend, to jest da se kretanje potencijalnog BDP-a može opisati pravcem. Za trend komponentu se stoga pretpostavlja da je ona linearna funkcija varijable vrijeme, a u skladu s time se vremenski niz koji sadrži podatke o desezoniranom realnom BDP-u može prikazati pomoću formule:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + c_t = \mu_t + c_t \quad (3)$$

Pri čemu je μ_t trend, a c_t ciklička komponenta (ciklička komponenta u ovom slučaju sadrži i slučajne šokove). Trend komponenta je linearna funkcija varijable vrijeme, odnosno ovakvom se specifikacijom modela pretpostavlja da potencijalni BDP iz razdoblja u razdoblje raste linearno i za jednak iznos β_1 (pravac). Kada se stvarni BDP nalazi iznad pravca koji predstavlja potencijalni BDP, jaz dohotka je pozitivan i obrnuto. Ako se desezonirani realni BDP prvo logaritmiraju, tada β_1 predstavlja prosječnu stopu rasta desezoniranog realnog BDP-a u svih T vremenskih razdoblja. Prednost je ove metode što je vrlo jednostavna za korištenje (potencijalni BDP se može procijeniti metodom najmanjih kvadrata), a glavni nedostatak što ona pretpostavlja da se potencijalni BDP kroz vrijeme mijenja (u razvijenim gospodarstvima je gotovo uvijek u pitanju rast) za konstantan iznos iz razdoblja u razdoblje. Primjerice, ako se radi s logaritmiranim podacima, ovo može odgovarati pretpostavci da potencijalni realni

BDP²³ nekog gospodarstva svake godine raste točno 2%. Mazzi, Ozyildirim i Mitchell (2017.) naglašavaju da je ova pretpostavka nerealna i da među ekonomistima postoji konsenzus da većinu ekonomskih varijabli nije moguće u potpunosti objasniti modelom linearnog trenda. Stoga autori kao alternativu predlažu detrendiranje sa strukturnim prekidima, koje omogućuje povremene promjene (prekide) u stopi rasta potencijalnog BDP-a. Na primjer, ekonomska kriza za vrijeme pandemije bolesti COVID-19 bila je obilježena strukturnim prekidom u stopi rasta potencijalnog BDP-a u eurozoni (Correia Fernandes et al., 2023.), stoga bi se na ovaj način mogao modelirati taj prekid.

U jednažbi 3 prikazan je najjednostavniji slučaj u kojem se trend modelira kao polinom prvog stupnja. Ova se jednažba može proširiti te se trend može modelirati i kao polinom nekog višeg stupnja, primjerice, kao polinom drugog stupnja (Ladiray, Mazzi i Sartori, 2003.). Neovisno o stupnju polinoma kojim se modelira trend i slično kao i Mazzi, Ozyildirim i Mitchell, Beveridge i Nelson (1981.) kritiziraju ovaj pristup jer on pretpostavlja da je dugoročno kretanje potencijalnog BDP-a determinističko i u potpunosti predvidljivo, što je često nerealna pretpostavka.

2.2.1.2. Hodrick-Prescott (HP) filter

Hodrick-Prescott (HP) filter je najpopularniji filter²⁴ koji ekonomisti koriste za dekompoziciju vremenskog niza na trend i ciklus komponente (Flaig, 2012.). Riječ je o metodi koja je relativno jednostavna za korištenje, a u prilog njenoj popularnosti govori i to da Europska komisija objavljuje procjene jaza dohotka dobivene pomoću HP filtera zajedno s vlastitim procjenama jaza dobivenim pomoću metode proizvodne funkcije (CIRCABC, 2023a). Kao što i sam naziv metode govori, HP filter je dobio ime po dva ekonomista, Robertu J. Hodricku i Edwardu C. Prescottu, koji su u svom vrlo utjecajnom radu iz 1981. naslovljenom „Poslijeratni poslovni ciklusi u SAD-u: empirijsko istraživanje“ predložili²⁵ metodu pomoću koje se stvarni desezonirani realni BDP može dekomponirati na trend i cikličku komponentu. Konkretno, vremenski niz koji sadrži podatke o desezoniranom realnom BDP-u y_t može se prikazati kao zbroj trend (μ_t) i cikličke (c_t) komponente:

²³ Ovdje je riječ o primjeru s godišnjom frekvencijom podataka pa nije potrebno desezonirati podatke (OECD, 2005.).

²⁴ Ekonomisti koriste filtere kako bi podatak o realnom BDP-u dekomponirali na njegovu trend i cikličku komponentu (Baxter i King, 1999.).

²⁵ Hodrick i Prescott u članku naglašavaju da je metoda bila poznata i ranije i da se koristila dugo vremena, posebno u aktuarstvu. Autori su predložili njeno korištenje za analizu poslovnih ciklusa.

$$y_t = \mu_t + c_t \quad (4)$$

za svaki $t = 1, \dots, T$.

Dekompozicija na trend i ciklus komponentu postiže se rješavanjem sljedećeg problema minimizacije bez ograničenja:

$$\min_{\{\mu_t\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T [y_t - \mu_t]^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2 \quad (5)$$

Metodom se pronalazi trend komponenta (potencijalni BDP) koja minimizira zbroj dvije sume prikazane u jednadžbi 5. Prva suma u jednadžbi sadrži kvadrirana odstupanja stvarnog od potencijalnog BDP-a, a cilj je da zbroj svih kvadriranih odstupanja stvarnog od potencijalnog BDP-a bude što manji. Ovime se penalizira preveliko odstupanje stvarnog od potencijalnog BDP-a, odnosno penalizira se prevelik jaz dohotka. Druga suma u jednadžbi sadrži drugu diferenciju trend komponente (potencijalnog BDP-a):

$$\Delta^2 \mu_{t+1} = \Delta \mu_{t+1} - \Delta \mu_t = \mu_{t+1} - \mu_t - \mu_t + \mu_{t-1} = (\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1}) \quad (6)$$

Drugom se sumom penalizira prevelika varijabilnost kretanja potencijalnog BDP-a. Cilj je što manja druga diferencija, odnosno promjena u promjeni potencijalnog BDP-a između dva razdoblja, čime se penaliziraju situacije u kojima bi potencijalni BDP u razdoblju $t+1$ porastao (uz pretpostavku da je u pitanju rast) puno više nego što je porastao u razdoblju t . Parametar λ je pozitivan broj kojega određuje istraživač, a odabirom tog parametara se stavlja veći ili manji ponder na minimiziranje prve odnosno druge sume u jednadžbi. Kako se parametar λ približava nuli, druga suma u jednadžbi nestaje iz problema optimizacije. Ako je on jednak nuli, stvarni BDP je u svakom razdoblju točno jednak potencijalnom jer je tako zbroj kvadriranih odstupanja stvarnog od potencijalnog BDP-a najmanji, to jest taj zbroj iznosi nula jer odstupanja nema niti u jednom razdoblju pa je i jaz dohotka nula u svakom razdoblju. Kako parametar λ teži u beskonačnost, sve se veći ponder u problemu minimizacije stavlja na drugu sumu u jednadžbi. U limesu to znači da bi rješenje ovog problema činilo model linearnog trenda jer je druga diferencija pravca, koji u tom slučaju predstavlja potencijalni BDP, uvijek jednaka nuli²⁶ (Hodrick i Prescott, 1981.).

Hodrick i Prescott (1981.) u svom radu predlažu korištenje vrijednosti parametra λ od 1600 kada je u pitanju filtriranje tromjesečnih podataka. Ovo je česta praksa u literaturi (Hamilton, 2017., EU Independent Fiscal Institutions, 2020.), ali također postoje i radovi koji propitkuju

²⁶ Prva diferencija kod modela linearnog trenda, odnosno pravca jednaka je koeficijentu smjera pravca β_1 , dok je promjena prve diferencije (druga diferencija) uvijek jednaka nuli jer je $\beta_1 - \beta_1 = 0$.

korištenje te vrijednosti (Pedersen, 2001., Marcet i Ravn, 2003.). Iako veoma popularan u praktičnim istraživanjima, HP filter je kritiziran zbog svojih nedostataka. Harvey i Jaeger (1993.) pokazuju da korištenje HP filtera može rezultirati pojavom prividnih ciklusa, odnosno ciklusa koji ne postoje u stvarnosti i isključivo su proizvod filtriranja, a procijenjena ciklička komponenta stoga ne odražava stvarna ciklička kretanja (ovo se zove Slutsky efekt, Pedersen, 2001.). Hamilton (2017.) u članku naslovljenom „Zašto nikada ne biste trebali koristiti Hodrick-Prescott filter“ uz problem pojave prividnih ciklusa koji su isključivi artefakt²⁷ filtriranja navodi i da su procjene cikličke komponente na samom kraju uzorka (procjene u realnom vremenu) dobivene pomoću HP filtera nepouzdanе. Odnosno, Hamilton ističe problem pristranosti u krajnjim točkama koji je dobro poznat u literaturi (engl. *end-point bias problem*, Ganev, 2020., Škrinjarić, 2022.). Kao treću kritiku vezanu uz HP filter Hamilton navodi problem odabira vrijednosti parametra λ , odnosno neopravdanost univerzalnog i širokoprihvaćenog korištenja vrijednosti od 1600 kod filtriranja tromjesečnih podataka.

Alternativni način gledanja na problem minimizacije bez ograničenja i Hodrick-Prescott filter dan je u radu od Murraya (2014.), u kojem se HP filter zapisuje kao:

$$\min_{\{\mu_t\}_{t=1}^T} \left(\sum_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_1^2} [y_t - \mu_t]^2 + \frac{1}{\sigma_2^2} \sum_{t=1}^T [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2 \right) \quad (7)$$

Iako je ovakav zapis različit od zapisa HP filtera iz jednadžbe 5, zapravo je riječ o identičnoj jednadžbi. Parametar λ iz jednadžbe 5 se u originalnom radu od Hodricka i Prescottta definira kao $\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$. Drugim riječima, iz jednadžbe 5 se može dobiti jednadžba 7 tako da se parametar λ zamijeni danim izrazom te se potom cijela jednadžba podijeli s σ_1^2 . Parametar σ_1^2 predstavlja varijancu jaza dohotka (prve sume iz jednadžbe 5), dok parametar σ_2^2 predstavlja varijancu druge diferencije potencijalnog BDP-a (druge sume iz jednadžbe 5).

Upravo iz ovakvog definiranja parametra λ proizlazi vrijednost od 1600 koju su Hodrick i Prescott (1981.) predložili u svom radu. Njihovo je mišljenje da je ciklička komponenta u iznosu od 5 posto potencijalnog BDP-a umjereno visoka vrijednost, što znači da je to relativno veliko odstupanje cikličke komponente od njene prosječne vrijednosti za cijeli uzorak (primjerice, prosječna vrijednost cikličke komponente na razini uzorka može iznositi 0% ako je poslovni ciklus potpuno simetričan). Isto tako, vrijednost druge diferencije potencijalnog BDP-a u iznosu od jedne osmine postotnog boda smatraju umjereno visokom,

²⁷ Umjetna tvorevina.

što znači i relativno visoko odstupanje od njenog prosjeka. Iako ove dvije vrijednosti nisu standardne devijacije koje su potrebne za izračun parametra λ , one se mogu iskoristiti da bi se on izračunao. Ako se pretpostavi da obje vrijednosti, za koje autori kažu da su prema njihovom mišljenju umjereno visoke, odstupaju od prosjeka za jednak broj standardnih devijacija, tada se te vrijednosti može uvrstiti u formulu za izračun parametra λ . Primjerice, ako se pretpostavi da obje vrijednosti odstupaju od prosjeka za dvije standardne devijacije, parametar λ se računa kao:

$$\lambda = \frac{(2\sigma_1)^2}{(2\sigma_2)^2} = \frac{4\sigma_1^2}{4\sigma_2^2} = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2} \quad (8)$$

Stoga nije potrebno pretpostaviti iznose standardnih devijacija jaza dohotka i druge diferencije potencijalnog BDP-a već je dovoljno pretpostaviti dvije relativno visoke vrijednosti za obje komponente. Na identičan način Hodrick i Prescott računaju vrijednost od 1600 za tromjesečne podatke:

$$\lambda = \frac{5^2}{\left(\frac{1}{8}\right)^2} = \frac{25}{\frac{1}{64}} = 1600 \quad (9)$$

Jednadžba 7 pondere prvoj odnosno drugoj sumi u problemu minimizacije daje ovisno o pretpostavljenoj (ove vrijednosti nije moguće procijeniti pa se pretpostavljaju) vrijednosti varijanci ciklus i trend komponente, a alternativno se ova jednadžba zapisuje pomoću omjera dviju varijanci kao što je to slučaj u jednadžbi 5. Zbog istovjetnosti ovih zapisa, neovisno o načinu zapisa jednadžbe metoda je podložna istim kritikama vezanim uz odabir pondera.

2.2.1.3. Unaprijed dosljedan filter

Analizirajući različite metode procjene jaza dohotka, EU Independent Fiscal Institutions (2020.) unaprijed dosljedan²⁸ (engl. *prior-consistent*, PC) filter nazivaju bliskim rođakom HP filtera zbog toga što je riječ o vrlo sličnoj metodi procjene. Ponovno je riječ o problemu minimizacije bez ograničenja koji se zapisuje kao:

$$\min_{\{\mu_t\}_{t=1}^T} \left(\sum_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_1^2} [y_t - \mu_t]^2 + \frac{1}{\sigma_2^2} \sum_{t=1}^T [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (pomak_t)]^2 \right) \quad (10)$$

²⁸ Izraz unaprijed dosljedan znači da je filter dosljedan, odnosno da poštuje unaprijed specificirane pretpostavke o tome kako se ponaša potencijalni BDP. Te su pretpostavke vidljive u problemu minimizacije.

Jedina razlika između formule u pozadini HP filtera i formule u pozadini PC filtera vezana je uz članove u drugoj zagradi unutar druge sume. PC filter na ovom mjestu sadrži varijablu pomak koja se definira kao prosječna povijesna vrijednost pomaka, to jest stope rasta²⁹ potencijalnog BDP-a (ali se može pretpostaviti i neka druga vrijednost). Iz ovakve se specifikacije problema može pokazati (Murray, 2014.) da PC filter pretpostavlja kako se potencijalni BDP kroz vrijeme mijenja u skladu s modelom slučajnog pomaka s konstantom, odnosno:

$$\mu_{t+1} = \mu_t + pomak_t + \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}}} \quad (11)$$

HP filter procjenjuje potencijalni BDP tako da odstupanje promjene potencijalnog BDP-a između dva uzastopna razdoblja bude što manje u odnosu na promjenu potencijalnog BDP-a između dva prethodna uzastopna razdoblja (jednadžba 5), dok PC filter procjenjuje potencijalni BDP tako da odstupanje promjene potencijalnog BDP-a između dva uzastopna razdoblja (to jest stope promjene jer je riječ o modelu u logaritmima) bude što manje u odnosu na prosječnu povijesnu promjenu (stopu promjene) potencijalnog BDP-a³⁰.

Kao i kada je u pitanju HP filter, model se može zapisati pomoću parametra k koji se definira kao omjer varijance jaza dohotka i varijance odstupanja stope rasta potencijalnog BDP-a od povijesne stope rasta potencijalnog BDP-a, $k = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$. Zbog sličnosti u metodi dekompozicije, PC filter je podložan sličnim kritikama kao i HP filter, primjerice kritici vezanoj uz odabir parametra k . Relevantnost rezultata dobivenih ovom metodom ovisi i o tome jesu li zadovoljene pretpostavke vezane uz trend i ciklus komponentu koje se nalaze u pozadini metode (popis ovih pretpostavki može se pronaći u Murray, 2014. i EU Independent Fiscal Institutions, 2020.).

2.2.1.4. Beveridge-Nelson (BN) dekompozicija

Prije nego što prezentiraju svoju metodu dekompozicije vremenskog niza na trend i ciklus komponentu, Beveridge i Nelson (1981.) se pozivaju na brojna istraživanja koja su pokazala

²⁹ Model je izražen u logaritmima, odnosno vrijednost desezoniranog realnog BDP-a koja se dekomponira na trend i ciklus komponentu se logaritmiraju prije nego se na nju aplicira filter. Posljedica logaritmiranja podataka je da varijabla pomak ne predstavlja apsolutnu nego postotnu promjenu potencijalnog BDP-a.

³⁰ Ako se HP filter iskoristi na logaritmiranim podacima o desezoniranom realnom BDP-u, tada će odstupanja i kod HP filtera biti izražena u postotku umjesto kao apsolutne vrijednosti.

da se mnoge ekonomske varijable mogu relativno dobro opisati kao nestacionarni ARIMA (autoregresivni integrirani pomični prosjek) procesi koji su stacionarni u prvim diferencijama. Potom pokazuju da se bilo koji ARIMA (p, 1, q)³¹ proces može prikazati kao zbroj stohastičke trend komponente i stacionarne komponente. Prema Mazzi, Ozyildirim i Mitchell (2017.), vremenski niz y_t se pomoću Beveridge-Nelson dekompozicije može prikazati kao:

$$y_t = \mu_t + f(e_t) \quad (12)$$

Pri čemu μ_t predstavlja trend komponentu, e_t grešku relacije, a $f(e_t)$ je ciklička komponenta i funkcija grešaka relacije. Trend komponenta se može prikazati formulom:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \tau + g(e_t) \quad (13)$$

odnosno trend komponenta se modelira kao slučajni pomak s konstantom (engl. *random walk with drift*), pri čemu varijabla τ predstavlja konstantu. Ciklička komponenta $f(e_t)$ u jednadžbi 12 je funkcija grešaka relacije i riječ je o stacionarnoj komponenti s prosječnom vrijednosti nula. Dekompozicija vremenskog niza na trend i cikličku komponentu se pomoću Beveridge-Nelson dekompozicije može napraviti u tri koraka (Cuddington i Winters, 1987.):

1. Identificira se i procijeni prikladan ARIMA model, što omogućuje procjenu nepoznanica u jednadžbi 13
2. Uz zadanu početnu vrijednost μ_0 to omogućava da se pomoću jednadžbe 13 procijeni trend komponenta za svako vremensko razdoblje
3. Ciklička komponenta se izračuna kao razlika između stvarne vrijednosti y_t i procijenjene trend komponente iz jednadžbe 13

Murray (2014.) kao najvažniju pretpostavku u pozadini Beveridge-Nelson dekompozicije navodi pretpostavku da zajednički šokovi utječu i na kretanje trend i na kretanje ciklus komponente (u jednadžbama 12 i 13 su i trend i ciklička komponenta funkcije grešaka relacije) i navodi da je ovo relativno restriktivna pretpostavka. Druga pretpostavka koja u praktičnom istraživanju ne mora nužno biti zadovoljena je da je ARIMA model točno specificiran, a radovi kao što je Canova (1998.) pokazuju da jaz dohotka (ciklička komponenta) procijenjen ovom metodom uvelike ovisi o odabiru parametara p i q (Canovino istraživanje je rađeno na podacima za SAD).

³¹ Parametar p predstavlja broj autoregresivnih vremenskih pomaka, 1 je red integracije procesa odnosno vremenskog niza, a q predstavlja broj vremenskih pomaka pomičnih prosjeka. Za više informacija o ARIMA procesima vidjeti Hamilton (1994.).

2.2.1.5. Baxter-King filter

Baxter i King (1999.) još su jedni od autora koji su predložili novu metodu filtriranja makroekonomskih vremenskih serija. Njihov filter je konstruiran s ciljem da izolira cikluse (cikličku komponentu) koji traju između 6 i 32 tromjesečja, odnosno cikluse s trajanjem između godine i pol i 8 godina. Pri odabiru ove frekvencije trajanja poslovnog ciklusa autori se pozivaju na knjigu od Burnsa i Mitchella iz 1946. u kojoj se trajanje poslovnog ciklusa definira upravo kao cikličko kretanje gospodarstva unutar ovog intervala. No, odabir trajanja ciklusa je odluka istraživača i nije nužno da se ono definira ovim intervalom. Filter funkcionira na principu ponderiranog pomičnog prosjeka pomoću kojeg se ciklička komponenta vremenskog niza odvaja od trend komponente. Prema Woiteku (1998.), utjecaj Baxter-King (BK) filtera na vremenski niz y_t dan je pomoću modela pomičnog prosjeka:

$$\hat{y}_t = \sum_{j=-K}^K a_j L^j y_t \quad (14)$$

Pri čemu L predstavlja operator pomaka definiran kao $L^n y_t = y_{t-n}$, a_j su ponderi, a \hat{y}_t predstavlja transformirani niz koji se dobije filtriranjem. Ponderi a_j pronalaze se rješavanjem sljedećeg problema minimizacije uz ograničenje:

$$\min_{a_j} Q = \int_{-\pi}^{\pi} |\beta(\omega) - \alpha(\omega)|^2 d\omega, \text{ uz ograničenje } \alpha(0) = 0 \quad (15)$$

Rješavanje ovog problema minimizacije rezultira rješenjem:

$$a_j = b_j + \theta; j = 0, \pm 1, \dots, \pm K \quad (16)$$

$$b_j = \begin{cases} \frac{\omega_2 - \omega_1}{\pi} \text{ ako je } j = 0 \\ \frac{1}{\pi j} (\sin \omega_2 j - \sin \omega_1 j) \text{ ako je } j = \pm 1, \pm 2, \dots \end{cases} \quad (17)$$

$$\theta = \frac{-\sum_{j=-K}^K b_j}{2K + 1} \quad (18)$$

Parametri ω_1 i ω_2 se računaju pomoću formule:

$$\omega_1 = \frac{2\pi}{p_G}, \omega_2 = \frac{2\pi}{p_D} \quad (19)$$

Pri čemu p_G predstavlja gornju granicu trajanja ciklusa, a p_D donju granicu trajanja ciklusa. U skladu s originalnim člankom donja se granica tipično postavlja na 6, a gornja na 32 kvartala, te se u skladu s prijedlogom Baxtera i Kinga odabire parametar $K = 12$, čime se definira broj pomaka unaprijed i unatrag u jednadžbama. Nakon što se odrede p_D , p_G i K , moguće je izračunati vrijednosti svih varijabli u jednadžbama 16, 17, 18 i 19, a samim time i ponderu u

jednadži 14. Ovakva transformacija originalnog vremenskog niza omogućava da se niz potom dekomponira na trend i ciklus komponentu, odnosno da se realni BDP dekomponira na potencijalni BDP i jaz dohotka. Za više detalja o točnoj matematičkoj proceduri iza ove dekompozicije i argumentaciji o prikladnosti iste vidjeti Baxter i King, 1995., Woitek, 1998. i Murray, 2003.

Po pitanju poželjnih i nepoželjnih svojstava ovog filtera, Woitek (1998.) navodi da Baxter-King filter u usporedbi s Hodrick-Prescott filterom ima manju vjerojatnost generiranja prividnih ciklusa, što je poželjno svojstvo. S druge strane, Murray (2003.) u svom radu pokazuje da ovaj filter ne uspijeva izolirati cikličku komponentu kada se primijeni na model neopazivih komponenti sa stohastičkim trendom. Georg (2005.) adresira druge slabosti Baxter-King filtera kada se on koristi na mjesečnim podacima.

2.2.1.6. Christiano-Fitzgerald filter

Filter koji su predložili Christiano i Fitzgerald (1999.) pripada istoj klasi filtera kao i Baxter-King filter, *band-pass* filterima. Christiano-Fitzgerald (CF) filter također služi za dekompoziciju vremenskog niza na trend i ciklus komponentu, te kao i Baxter-King filter funkcionira na principu modela pomičnog prosjeka kojim se transformira originalni niz podataka. Prije filtriranja je potrebno definirati donju i gornju granicu trajanja ciklusa, a Christiano i Fitzgerald u svom radu također govore o poslovnim ciklusima kao o razdobljima fluktuacija u trajanju između 1, 5 i 8 godina. Murray (2014.) kaže da po pitanju određivanja trajanja ciklusa u literaturi nema konsenzusa te da ta odluka ovisi o mišljenju istraživača, stoga u tom aspektu vrijedi ista kritika o djelomičnoj arbitrarnosti te odluke kao i kod odabira parametra λ kada je u pitanju Hodrick-Prescott filter.

Murray dalje navodi da CF filter pati od problema neizvjesnosti povezane s dodavanjem novih podataka u uzorak³², ali i da je jedan rad u literaturi (Nilsson i Gyomai, 2011.) pokazao da su kumulativne revizije procjena jazova dobivenih pomoću CF filtera nešto manje u odnosu na revizije jazova dobivenih pomoću HP filtera. Nilsson i Gyomai u svom radu također pokazuju da je u njihovom uzorku HP filter zabilježio bolje rezultate od CF filtera

³² Neizvjesnost povezana s dodavanjem novih podataka u uzorak odnosi se na revizije procjena jaza za razdoblje t do kojih dolazi kada se uzorak proširi s podacima za razdoblje $t+1$, $t+2$, $t+3$ i tako dalje te se korištenjem tih novih podataka ponovno napravi procjena jaza za razdoblje t . Dodavanje novih podataka u uzorak pruža dodatne informacije o cikličkom položaju gospodarstva u razdoblju t , što uzrokuje revizije tih procjena za razdoblje t napravljenih bez tih podataka. Ova će se neizvjesnost detaljnije definirati i objasniti u potpoglavlju 2.3.

kada je u pitanju otkrivanje točki preokreta u poslovnom ciklusu. Jazovi dobiveni i pomoću HP i pomoću CF filtera zabilježili su poželjnija svojstva (primjerice, manje revizije) u usporedbi s jazovima dobivenim pomoću metode trenda faznog prosjeka (PAT metoda). Everts (2006.) komparativno analizira Baxter-King i Christiano-Fitzgerald filtere i zaključuje da se ne može donijeti jednoznačan zaključak o tome koji je filter bolji. Odluka koji filter koristiti ovisi o tome kolika je duljina ciklusa koji se pokušava ekstrahirati (CF filter daje preciznije rezultate za dulje, a BK filter za kraće poslovne cikluse) i koliko su istraživaču važna svojstva jazova u krajnjim točkama uzorka (preferira se CF filter ako su posebno važni jazovi na kraju uzorka).

2.2.1.7. Hamilton filter

Nastavno na kritike Hodrick-Prescott filtera izložene u potpoglavlju 2.2.1.2., Hamilton (2017.) je predložio alternativnu metodu detrendiranja, odnosno metodu procjene potencijalnog BDP-a za koju tvrdi da ne pati od tri manjkavosti koje su karakteristične za HP filter. Njegova predložena metoda cikličku komponentu definira kao razliku između stvarne vrijednosti realnog BDP-a u razdoblju $t+h$ i očekivane vrijednosti za razdoblje $t+h$ projicirane na temelju kretanja realnog BDP-a do razdoblja t . Hamilton kao vrijednost za horizont h uzima $h = 8$ kada je riječ o tromjesečnim podacima, odnosno razdoblje $t+h$ predstavlja razdoblje koje je 8 tromjesečja (2 godine) udaljeno od razdoblja t . Njegova se metoda stoga sastoji od projiciranja vrijednosti BDP-a 8 tromjesečja unaprijed temeljeno na podacima koji su dostupni zaključno s razdobljem t , a ta se projicirana vrijednost onda smatra potencijalnim BDP-om za razdoblje $t+8$. Hamilton ovu proceduru argumentira na sljedeći način. Glavni razlog zašto bi se prognoza većine makroekonomskih i financijskih varijabli³³ napravljena za razdoblje koje je 8 kvartala u budućnosti ispostavila pogrešnom jesu ciklička kretanja (primjerice, dolazak recesije) unutar tih 8 kvartala. Zbog toga se razlika između stvarne vrijednosti realnog BDP-a u razdoblju $t+8$ i projekcije za to razdoblje napravljene zaključno s podatkom za razdoblje t pripisuje cikličkoj komponenti, odnosno ona predstavlja jaz dohotka. Hamilton dalje predlaže da se ova prognoza napravi pomoću sljedećeg modela (u pitanju su tromjesečni podaci):

³³ Hamiltonov se članak ne bavi isključivo detrendiranjem realnog BDP-a nego procjenama trend i ciklus komponenti šireg skupa makroekonomskih i financijskih varijabli, a argumentacija je ovdje prilagođena realnom BDP-u sukladno tematici doktorskog rada.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-8} + \beta_2 y_{t-9} + \beta_3 y_{t-10} + \beta_4 y_{t-11} + c_t \quad (20)$$

Odnosno, realni BDP se regresira (procjena metodom najmanjih kvadrata) na konstantu i na četiri vremenska pomaka BDP-a koji započinju s razdobljem $t-8$. Rezidual c_t predstavlja cikličku komponentu (jaz dohotka), dok regresijska (očekivana, prognostička) vrijednost realnog BDP-a dobivena pomoću procijenjene jednadžbe predstavlja potencijalni BDP za razdoblje t . Na temelju procjene ove jednadžbe mogu se izračunati projicirane vrijednosti za razdoblje $t+8$, odnosno može se procijeniti potencijalni BDP za buduće razdoblje $t+8$, kao i dekomponirati realni BDP na trend i ciklus komponentu za prošla razdoblja.

Iako relativno nov, Hamilton filter je zadobio popularnost u literaturi koja se bavi procjenama jaza dohotka (Jönsson, 2020., Arčabić i Banić, 2021., Quast i Wolters, 2022.). S druge strane, i ova metoda ima svojih manjkavosti kao što su iskrivljavanje stvarne cikličke strukture podataka i *ad hoc* pretpostavke (primjerice, odluka da je razdoblje $h = 8$), stoga ni ona nije pošteđena kritika (Schüler, 2018.).

2.2.1.8. Model neopazivih komponenata

Čest pristup koji se primjenjuje za dekompoziciju vremenskog niza na trend i ciklus komponentu je pristup strukturnih vremenskih nizova (engl. *structural time series*) u okviru kojega se dekompozicija prikazuje u terminima neopazivih komponenata (engl. *unobserved components*, UC) koje imaju izravnu ekonomsku interpretaciju (EU Independent Fiscal Institutions, 2020.). Mazzi, Ozyildirim i Mitchell (2017.) modele neopazivih komponenata vide kao fleksibilan pristup detrendiranju podataka zbog toga što se u sklopu njih trend komponenta (potencijalni BDP) može modelirati i kao stohastički i kao deterministički trend. Općeniti prikaz modela neopazivih komponenata³⁴ temelji se na Harveyevom (1985.) radu, a vremenski niz kojega se detrendira kada je riječ o sezonski prilagođenim podacima može se zapisati kao:

$$y_t = \mu_t + c_t + \varepsilon_{1,t} \quad (21)$$

Za grešku relacije $\varepsilon_{1,t}$ se pretpostavlja da je riječ o nezavisnoj i identično distribuiranoj slučajnoj varijabli (engl. *independent and identically distributed variable*, IID) s prosječnom vrijednosti nula. Trend komponenta μ_t modelira se kao:

³⁴ Kako je prethodno komentirano, i potencijalni BDP i jaz dohotka su neopazive varijable, što odgovara neopazivim trend i ciklus komponentama u okviru modela neopazivih komponenata.

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \tau + \varepsilon_{2,t}, \varepsilon_{2,t} \text{ IID}(0, \sigma_2^2) \quad (22)$$

a ciklus komponenta c_t je stacionarna. U skladu s prikazom u jednadžbi 22, trend komponenta je stohastička i pretpostavlja se da je riječ o modelu slučajnog pomaka koji potencijalno uključuje konstantu (konstanta τ se procjenjuje i može i ne mora iznositi nula ovisno o rezultatima procjene). Fleksibilnost ovog pristupa očituje se u tome što se trend komponenta procjenjuje, što omogućava da ovisno o prirodi vremenskog niza (podacima) na koji se metoda primjenjuje trend komponenta bude ili stohastička ili deterministička. Ako je za grešku relacije trend komponente ($\varepsilon_{2,t}$) procijenjena varijanca σ_2^2 jednaka nula, stohastička trend komponenta se pretvara u determinističku. Stoga u ovom pristupu istraživač ne mora unaprijed definirati ova svojstva vremenskog niza, odnosno ne mora unaprijed pretpostaviti je li riječ o stohastičkom ili determinističkom trendu. Ciklička komponenta uobičajeno se modelira kao ARMA ili trigonometrijski proces s greškom relacije koja je nezavisno i identično distribuirana slučajna varijabla s prosječnom vrijednosti nula. Parametri u modelu mogu se procijeniti metodom najveće vjerodostojnosti ili bayesovskim metodama (Mazzi, Ozyildirim i Mitchell, 2017.). Za više detalja o različitim načinima modeliranja trend i cikličke komponente u okviru univarijatnih modela neopazivih komponenata vidjeti Ladiray, Mazzi i Sartori (2003.).

Uz prethodno spomenutu fleksibilnost modela neopazivih komponenata vezanu uz načine modeliranja trenda, deterministički trend također može uključivati i strukturne prekinde (Perron i Wada, 2009.). Dodatna se fleksibilnost može postići i na način da se parametri u modelu procijene tako da nisu fiksni za cijelo razdoblje procjene već se dopušta da se mijenjaju u vremenu (Stock i Watson, 2007.).

2.2.2. Multivarijatne metode procjene jaza dohotka

Kako je prethodno navedeno, multivarijatne metode procjene jaza uz podatke o realnom BDP-u koriste i podatke o drugim varijablama. Osnovna je ideja u pozadini multivarijatnih metoda da se iz drugih makroekonomskih varijabli mogu ekstrahirati informacije o cikličkom položaju gospodarstva, što potencijalno omogućava da se preciznije procijeni jaz dohotka. U ovom se potpoglavlju analiziraju multivarijatni HP, odnosno PC filter, i prikazuju četiri različite inačice multivarijatnog HP filtera. Nakon toga se prikazuju dvije metode procjene koje se temelje na strukturnim vektorskim autoregresivnim modelima. U pretposljednem se dijelu ovog potpoglavlja prikazuju dvije inačice Cobb-Douglasove proizvodne funkcije

pomoću kojih se može procijeniti jaz, a u posljednjem se analiziraju teorijski utemeljeni jazovi dohotka.

2.2.2.1. *Multivarijantni HP filter*

Laxton i Tetlow (1992.) su u svom radu proširili funkciju cilja iz HP filtera s kvadriranim rezidualima drugih jednadžbi za koje smatraju da sadrže informacije o stanju poslovnog ciklusa, odnosno o jazu dohotka i stoga mogu pomoći da se preciznije procijeni jaz. Murray (2014.) u svom radu daje sistematičan pregled različitih načina formuliranja proširenog HP filtera koji su predložili Laxton i Tetlow, ali umjesto HP filtera koristi PC filter. U ovom se pregledu slijedi Murrayev pristup sistematizaciji, ali se umjesto PC filtera koristi HP filter zbog toga što je HP filter puno češće korišten u literaturi vezanoj uz jaz dohotka, a upotreba HP umjesto PC filtera je u skladu s izvornim radom od Laxtona i Tetlowa. S obzirom na veliku sličnost između HP i PC filtera, multivarijantni HP filter se također mogao prikazati i kao multivarijantni PC filter uz male izmjene u formulama i u skladu s prethodno komentiranim razlikama između univarijantnih verzija ovih filtera.

Osnovna ideja iza multivarijantnog HP filtera je da se problem minimizacije proširi s rezidualima dodatnih jednadžbi koje sadrže jaz dohotka. Primjerice, ekonomska teorija sugerira da bi pozitivan jaz dohotka trebao rezultirati većom stopom inflacije u odnosu na negativan jaz dohotka. Taj se odnos (jedna od verzija Phillipsove krivulje), odnosno jednadžba koja uključuje vezu između inflacije i jaza dohotka može iskoristiti za procjenu potencijalnog BDP-a i jaza dohotka. Murray (2014.) ovaj odnos zapisuje na sljedeći način³⁵:

$$\min_{\{\mu_t\}_{t=1}^T} \left(\sum_{t=1}^T \frac{1}{\sigma_1^2} [y_t - \mu_t]^2 + \frac{1}{\sigma_2^2} \sum_{t=1}^T [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2 + \frac{1}{\sigma_3^2} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_{3,t}^2) \right) \quad (23)$$

Jedina se razlika između ovog bivarijantnog (a samim time i multivarijantnog) HP filtera i ranije prikazanog univarijantnog HP filtera nalazi u dodatnoj trećoj sumi u problemu minimizacije. Na primjer, ako se filter proširi s Phillipsovom krivuljom koja sadrži jaz dohotka, tada filter procjenjuje potencijalni BDP i jaz dohotka nastojeći minimizirati sve tri sume u problemu minimizacije. Uz to što nastoji postići da suma kvadriranih jazova dohotka bude što manja (prva suma) i da suma kvadriranih drugih diferencija potencijalnog BDP-a bude što manja (druga suma), filter nastoji postići i da suma kvadriranih reziduala iz jednadžbe Phillipsove

³⁵ U skladu s ranijom napomenom, Murray koristi PC filter, dok je ovdje riječ o HP filteru.

krivulje također bude što manja. Odnosno, filter istovremeno nastoji postići da procijenjeni potencijalni BDP rezultira takvim jazom dohotka da kvaliteta modela (engl. *goodness-of-fit*) za procijenjenu Phillipsovu krivulju bude što veća, a bolja kvaliteta modela se postiže manjom sumom kvadriranih odstupanja stvarnih od procijenjenih vrijednosti u toj jednadžbi. Na taj se način iskorištava odnos između jaza dohotka i inflacije, za koji ekonomska teorija sugerira da bi trebao biti pozitivan. Drugim riječima, relativno visoka inflacija je sukladno teoriji indikator velikog pozitivnog jaza dohotka, dok je niska ili negativna inflacija indikator negativnog (ili nultog) jaza dohotka. Uključivanjem ovih reziduala u jednadžbu se iz informacija o kretanju stope inflacije nastoje izvući informacije o cikličkom kretanju ekonomije na način da kretanje procijenjenog jaza istovremeno prati teorijski koncept Phillipsove krivulje.

Alternativno, model se umjesto u terminima triju standardnih devijacija kojima se određuju ponderi u problemu minimizacije može zapisati korištenjem dvaju parametara, $k = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_2^2}$ i $\varphi = \frac{\sigma_1^2}{\sigma_3^2}$ (Murray, 2014.).

Ovime se izraz iz jednadžbe 23 zapisuje na drugačiji način, a kao i kod univarijatnog HP filtera ne postoji jedan univerzalan način da se odrede parametri k i φ , stoga je određivanje pondera u problemu minimizacije barem dijelom proizvoljna odluka koja utječe na rezultate. Murray HP filter proširuje s tri različita odnosa, varijantom Phillipsove krivulje, varijantom Okunovog zakona i jednadžbom koja sadrži stopu iskorištenosti kapaciteta. Ovime se definiraju tri različita multivarijatna HP filtera, pri čemu jednadžba 23 u sva tri slučaja ostaje ista, a mijenja se jednadžba čiji se reziduali koriste u toj jednadžbi. Također je moguće uključiti i sve tri jednadžbe u isti model, čime se dobiva najsloženija inačica multivarijatnog HP filtera.

2.2.2.2. HP filter proširen Phillipsovom krivuljom, Okunovim zakonom i jednadžbom sa stopom iskorištenosti kapaciteta

Kako je prethodno objašnjeno, stopa inflacije može sadržavati korisne informacije o cikličkom položaju ekonomije. Pozitivan i velik jaz dohotka trebao bi biti indikator dobre situacije na tržištu rada, a niska stopa nezaposlenosti može rezultirati višom stopom rasta plaća i posljedično višom inflacijom. Uz to, pozitivan i velik jaz dohotka je indikator pregrijavanja gospodarstva, a visoka razina potražnje može dovesti i do više inflacije (model

agregatne ponude i agregatne potražnje). Stoga Murray (2014.) koristi inačicu neokejnezijanske Phillipsove krivulje kako bi povezoao jaz dohotka sa stopom inflacije:

$$\pi_t = \beta_1 \pi_{t+1}^e + (1 - \beta_1) \pi_{t-1} + \beta_2 c_{t-1} + \varepsilon_{3,t} \quad (24)$$

Gdje π_t predstavlja odstupanje stvarne stope inflacije od ravnotežne, π_{t+1}^e je očekivano odstupanje stvarne od ravnotežne stope inflacije u idućem razdoblju, π_{t-1} je stopa inflacije iz prethodnog razdoblja, a c_{t-1} je jaz dohotka iz prethodnog razdoblja. U modelu se pretpostavlja da su očekivanja o inflaciji usidrena, odnosno da je odstupanje stvarne od ravnotežne stope inflacije u idućem razdoblju jednako nula (ekonomski agenti vjeruju da će središnja banka postići svoju ciljanu stopu inflacije, odnosno ostvariti ravnotežnu stopu inflacije). Naravno, postoje različiti načini da se modelira odnos između stope inflacije i jaza dohotka, a ključno je to da je u jednadžbu uključena varijabla jaz dohotka. Za parametar β_2 se očekuje da ima pozitivan predznak, što odgovara pozitivnoj vezi između jaza dohotka i stope inflacije. Upravo se reziduali $\varepsilon_{3,t}$ iz jednadžbe 24 nalaze i u jednadžbi 23, čime se ove dvije jednadžbe povezuju. Filter nastoji procijeniti takav potencijalni BDP (a samim time i jaz dohotka) koji dovodi do što manje sume kvadriranih reziduala u jednadžbi 24. Manja suma kvadriranih reziduala znači veću kvalitetu modela iz jednadžbe 24, to jest bolju povezanost između jaza dohotka i stope inflacije u toj jednadžbi. To pak znači da procijenjeni jaz dohotka treba biti takav da bude što bolje povezan (koreliran) s inflacijom zato što se pretpostavlja da inflacija pruža informacije o jazu dohotka, stoga ima smisla da je njihova povezanost velika. Koliki će se ponder dati minimizaciji sume kvadrata iz jednadžbe 24 ovisi o odabiru varijance σ_3^2 , to jest parametra φ . Stoga filter balansira između tri sume koje istovremeno nastoji minimizirati ovisno o ponderima koji su dani svakoj od te tri sume.

Na identičan se način HP filter umjesto Phillipsovom krivuljom može proširiti inačicom Okunovog zakona (Murray, 2014.):

$$uc_t = \beta_3 c_t + \varepsilon_{3,t} \quad (25)$$

Gdje uc_t predstavlja cikličko odstupanje stvarne stope nezaposlenosti od prirodne stope nezaposlenosti, a pretpostavlja se da je veza između jaza dohotka i ove varijable negativna ($\beta_3 < 0$) jer bi veći jaz dohotka trebao dovesti do manje stope nezaposlenosti. Ovakva specifikacija Okunovog zakona zahtijeva zasebnu procjenu prirodne stope nezaposlenosti koja se onda koristi za izračun cikličkog odstupanja.

Treća jednadžba kojom se multivarijantni HP filter dan jednadžbom 23 može proširiti uključuje stopu iskorištenosti kapaciteta:

$$capc_t = \beta_4 c_t + \varepsilon_{3,t} \quad (26)$$

Capc_t je odstupanje stvarne stope iskorištenosti kapaciteta od njene ravnotežne (prirodne, trend³⁶) vrijednosti. Ekonomska teorija sugerira da je odnos između jaza dohotka i stope iskorištenosti kapaciteta pozitivan jer u uvjetima pregrijavanja gospodarstva i visoke potražnje za proizvodima i uslugama poduzeća koriste veći postotak svojih ukupnih proizvodnih kapaciteta. Relevantnost jazova dobivenih pomoću sva tri navedena proširenja HP filtera ovisi o točnoj specifikaciji jednadžbe kojom se filter proširuje, točnoj procjeni koeficijenata u toj jednadžbi, stabilnosti tih odnosa kroz vrijeme i točnoj procjeni ravnotežne stope inflacije (Phillipsova krivulja), prirodne stope nezaposlenosti (Okunov zakon) i ravnotežne stope iskorištenosti kapaciteta (treća jednadžba) (Murray, 2014.).

2.2.2.3. Strukturni vektorski autoregresivni modeli

Strukturni vektorski autoregresivni (SVAR) modeli se također koriste u literaturi kako bi se procijenili potencijalni BDP i jaz dohotka (St-Amant i van Norden, 1997., Hagelund, Hansen i Robstad, 2018., Chen i Górnicka, 2020.). Temelj ovog pristupa je rad od Blancharda i Quaha (1989.), kojemu cilj nije bio predložiti novu metodu dekompozicije nego analizirati utjecaj šokova ponude i potražnje na američki BNP i nezaposlenost, što se postiže pomoću SVAR modela. No, kako se pomoću njihovog SVAR modela BDP³⁷ može dekomponirati na dvije komponente koje se uz određene pretpostavke, o čemu će biti riječi kasnije, mogu interpretirati kao trend i ciklus komponenta, pristup se u literaturi počeo koristiti i za tu namjenu.

Blanchard i Quah pretpostavljaju da su proizvodnja (BNP) i stopa nezaposlenosti pod utjecajem dviju vrsta šokova, koje nazivaju šokovima potražnje i šokovima ponude. Šokovi potražnje nemaju dugoročan utjecaj ni na proizvodnju ni na stopu nezaposlenosti. Šokovi ponude s druge strane nemaju dugoročan utjecaj na stopu nezaposlenosti, ali mogu dugoročno utjecati na proizvodnju. Korelacija između ovih šokova iznosi nula u vremenu t i u svim

³⁶ Razlog zašto se kod Okunovog zakona i jednadžbe sa stopom iskorištenosti kapaciteta koriste odstupanja od trend vrijednosti umjesto izvornih podataka je taj što trend vrijednosti nisu nužno jednake kroz vrijeme. Na primjer, stopa nezaposlenosti od 6% u nekoj zemlji u pojedinom desetljeću može predstavljati relativno visoku (višu od prirodne) stopu nezaposlenosti, dok u idućem desetljeću tih istih 6% može predstavljati relativno nisku (nižu od prirodne) vrijednost. Isto vrijedi i za stopu iskorištenosti kapaciteta. Ovaj se problem adresira korištenjem odstupanja stvarne od trend (prirodne, ravnotežne) vrijednosti, ali se time u analizu uvodi nesigurnost vezana uz to je li trend vrijednost točno procijenjena.

³⁷ Autori koriste BNP kao mjeru gospodarske aktivnosti, ali se na identičan način može koristiti i BDP, što je slučaj u kasnijim radovima koji procjenjuju jaz dohotka pomoću ove metode.

pomacima unaprijed i unatrag, ali oni mogu biti autokorelirani, što je važno jer se šokovi potražnje u kasnijim radovima tumače kao jaz dohotka (šokovi ponude se interpretiraju kao potencijalni BDP). Kako bi se identificirali ovi šokovi, procjenjuje se SVAR model koji ima dvije varijable, logaritmirani BNP (Y) i stopu nezaposlenosti (U). Definira se vektor X kao $(\Delta Y, U)'$, to jest varijable koje se koriste u modelu su stopa rasta BNP-a i logaritmirana stopa nezaposlenosti. Vektor koji sadrži šokove se označava s e i definira se kao $(e_d, e_s)'$, pri čemu e_d predstavlja šokove potražnje, a e_s šokove ponude. Pretpostavlja se da su varijable u vektoru X stacionarni procesi, a vektor X se može zapisati kao:

$$X(t) = A_0 e_t + A_1 e_{t-1} + A_2 e_{t-2} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} A_j e_{t-j}, \text{Var}(e) = I \quad (27)$$

Ovakav zapis vektora X znači da se i stopa rasta BNP-a i stopa nezaposlenosti zapisuju kao kombinacija utjecaja sadašnjih (razdoblje t) i prethodnih (ranija razdoblja) šokova potražnje i šokova ponude. I stopa rasta BNP-a i stopa nezaposlenosti određene su isključivo s ova dva šoka i njihovim pomacima unatrag, a utjecaj oba šoka na obje varijable u razdoblju j dan je matricom A_j . Na primjer, matrica A_0 predstavlja utjecaj šoka potražnje i šoka ponude u razdoblju t na stopu rasta BNP-a i stopu nezaposlenosti u razdoblju t . Riječ je matrici formata 2×2 i zapisa:

$$A_0 = \begin{bmatrix} a_{11,0} & a_{12,0} \\ a_{21,0} & a_{22,0} \end{bmatrix} \quad (28)$$

Parametar a_{11} predstavlja utjecaj šoka potražnje iz razdoblja t na stopu rasta BNP-a u razdoblju t , dok parametar a_{12} predstavlja utjecaj šoka ponude iz razdoblja t na stopu rasta BNP-a, također u razdoblju t . Parametri a_{21} i a_{22} se analogno tome interpretiraju kao utjecaji ovih šokova na stopu nezaposlenosti, a interpretacija parametara je vidljiva iz umnoška matrice A_0 i vektora e_t (umnožak se nalazi u jednadžbi 27):

$$A_0 e_t = \begin{bmatrix} a_{11,0} & a_{12,0} \\ a_{21,0} & a_{22,0} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{d,t} \\ e_{s,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11,0} * e_{d,t} + a_{12,0} * e_{s,t} \\ a_{21,0} * e_{d,t} + a_{22,0} * e_{s,t} \end{bmatrix} \quad (29)$$

Iz umnoška dviju matrica vidljivo je da je utjecaj šoka potražnje i šoka ponude na obje varijable u vektoru X linearna kombinacija ta dva šoka. Utjecaj šokova u svim prethodnim razdobljima tumači se na identičan način, preko matrica A_j .

Blanchard i Quah (1989.) pretpostavljaju da je matrica varijanci-kovarijanci šokova jedinična matrica. Nulta korelacija (a samim time i kovarijanca) između šokova potražnje i šokova ponude je prethodno spomenuta pretpostavka modela, a pretpostavlja se i da su standardne devijacije (varijance) šokova jednake. Ako su njihove varijance jednake, njihovo

izjednačavanje sa skalarom 1 je samo normalizacija tih vrijednosti (dijeljenje istim brojem čime se dobiva jedinična matrica). Dodatna pretpostavka u modelu je da je zbroj elemenata koji se nalaze na poziciji (1,1) u svim matricama A jednak nuli, odnosno da je $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11,j} = 0$, što ima sljedeću posljedicu. Kako se pretpostavlja da su varijable u vektoru X stacionarne, odnosno da su stopa rasta BNP-a i stopa nezaposlenosti stacionarni procesi, to znači da se njihova prosječna vrijednost ne mijenja kroz vrijeme. Samim time ni šokovi potražnje ni šokovi ponude ne mogu imati dugoročan utjecaj niti na stopu rasta niti na stopu nezaposlenosti jer se bez obzira na šokove u bilo kojem razdoblju njihove vrijednosti u dugom roku vraćaju svom prosjeku, stoga učinak šoka dugoročno nestaje. Dodatno, restrikcijom $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11,j} = 0$ se postiže da šokovi potražnje u dugom roku nemaju utjecaja niti na razinu BNP-a. Ova suma predstavlja zbroj svih utjecaja šokova potražnje na stopu rasta BNP-a. Kratkoročno šokovi potražnje mogu utjecati na stopu rasta pozitivno ili negativno, ali je dugoročno kumulativan učinak nula ako se nametne ovo ograničenje. To znači da se pozitivni šokovi dugoročno u potpunosti poništavaju negativnima i obrnuto. Ako je dugoročan kumulativan utjecaj na stopu rasta jednak nuli, to automatski znači da se razina BNP-a u dugom roku nije promijenila radi šokova potražnje, što odgovara pretpostavci da šokovi potražnje u dugom roku nemaju utjecaja na razinu gospodarske aktivnosti (ona se vraća na svoju potencijalnu razinu u kontekstu modela poslovnog ciklusa).

Blanchard i Quah (1989.) dalje pokazuju kako empirijski dekomponirati stopu rasta i stopu nezaposlenosti na šokove potražnje i šokove ponude, a dekompozicija se može napraviti pomoću vektorske autoregresije. Kako su varijable u vektoru X kovarijančno stacionarne, vektor se može zapisati u obliku Woldovog pomičnog prosjeka³⁸. Konkretno, vektor X se prvo modelira kao VAR model u reduciranom obliku:

$$X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_n X_{t-n} + \varepsilon_t \quad (30)$$

Reducirani oblik VAR modela procjenjuje se tako da se sadašnje vrijednosti stope rasta BNP-a i stope nezaposlenosti regresiraju na n pomaka stope rasta i stope nezaposlenosti. Matrica B_j je formata 2×2 i pokazuje utjecaje vremenskih pomaka varijabli u vektoru X na sadašnje vrijednosti tih varijabli. Reducirani oblik VAR modela se može transformirati u Woldov pomični prosjek:

³⁸ Za više informacija o Woldovom teoremu dekompozicije i Woldovom pomičnom prosjeku vidjeti Wold (1938.) i Kotzé (2021.).

$$X_t = B_1 X_{t-1} + B_2 X_{t-2} + \dots + B_n X_{t-n} + \varepsilon_t = \varepsilon_t + C_1 \varepsilon_{t-1} + C_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} C_j \varepsilon_{t-j} \quad (31)$$

pri čemu je C_0 jedinična matrica, a $\text{Var}(\varepsilon)$ matrica formata 2×2 označena s Ω . Ovakav zapis modela znači da se obje varijable u vektoru X zapisuju kao pomični prosjeci grešaka relacije, odnosno pomoću grešaka relacije ε u razdoblju t i njenih pomaka unatrag. Greške relacije ε_t predstavljaju rezidualne iz jednadžbi dobivenih procjenom reduciranog oblika VAR modela (jednadžba 30), a model se procjenjuje metodom najmanjih kvadrata. Matrice B_j također se procjenjuju unutar istoga modela, a model zapisan u obliku Woldovog pomičnog prosjeka (vrijednosti matrica C_j) može se dobiti upravo iz procijenjenog reduciranog oblika VAR modela³⁹.

Iz usporedbe jednadžbe 31 s jednadžbom 27 je vidljivo da je odnos između grešaka relacije ε_t i šokova ponude i potražnje e_t dan pomoću $\varepsilon_t = A_0 e_t$, a iz toga također slijedi da je $A_j = C_j A_0$. Kako bi se iz grešaka relacije ε_t izračunali šokovi ponude i potražnje potrebno je poznavati vrijednosti elemenata u matrici A_0 (greške relacije su poznate i dobivaju se procjenom reduciranog oblika VAR modela). Matrica A_0 je potrebna i kako bi se izračunale matrice utjecaja tih šokova u različitim vremenskim razdobljima (A_j) iz matrica C_j , koje su također poznate i dobivaju se kada se procijenjeni reducirani oblik VAR modela pretvori u Woldov pomični prosjek (Blanchard i Quah, 1989.).

U skladu s prethodno navedenim pretpostavkama modela, na model su postavljena 4 ograničenja koja su dovoljna da se izračunaju 4 nepoznata parametra u matrici A_0 . Konkretno, iz pretpostavke da je $\text{Var}(e) = I$ proizlaze tri ograničenja. Dva ograničenja proizlaze iz određivanja da su varijance šokova potražnje i šokova ponude jednake jedan, dok treće ograničenje proizlazi iz pretpostavke da je kovarijanca između ta dva šoka jednaka nula. Četvrto ograničenje potrebno za identifikaciju četvrtog parametra u matrici A_0 proizlazi iz ograničenja o nultom dugoročnom utjecaju šokova potražnje na razinu proizvodnje, $\sum_{j=0}^{\infty} a_{11,j} = 0$. Dokaz da su ova četiri ograničenja dovoljna da se identificira matrica A_0 , kao i matematička procedura iza izračuna četiri elementa te matrice mogu se pronaći u radu od Blancharda i Quaha (1989.). Poznavanje vrijednosti svih elemenata u matrici A_0 omogućava da se stopa rasta BNP-a i stopa nezaposlenosti zapišu u obliku jednadžbe 27, to jest da ih se dekomponira na sadašnje i prošle utjecaje šokova ponude i šokova potražnje.

³⁹ Točna matematička procedura pretvaranja reduciranog oblika VAR modela u Woldov pomični prosjek može se pronaći u Enders (2014.) i Kotzé (2021.).

Kada se govori o BDP-u i poslovnim ciklusima, šokovi potražnje dobiveni pomoću ove dekompozicije su stacionarni zbog ograničenja da je zbroj njihovih utjecaja jednak nuli u dugom roku, dok vremenski niz šokova ponude nije stacionaran. Zbog toga su kasniji radovi zbroj šokova ponude interpretirali kao trend komponentu BDP-a, odnosno potencijalni BDP, dok se šokovi potražnje interpretiraju kao ciklička komponenta BDP-a ili jaz dohotka (St-Amant i van Norden, 1997., Hagelund, Hansen i Robstad, 2018., Chen i Górnicka, 2020.). Zanimljivo je da su u originalnom radu Blanchard i Perotti (1989.) upozoravali na probleme povezane s ovakvom interpretacijom šokova ponude i šokova potražnje jer ona ovisi o pretpostavci da je ciklička komponenta isključivo pod utjecajem šokova potražnje, a ne i šokova ponude. Stoga pitanje je li ova pretpostavka zadovoljena u stvarnosti predstavlja jedno od glavnih ograničenja kod ovog pristupa procjeni jaza dohotka.

SVAR model Blancharda i Quaha se u kasnijim radovima modificirao, što je rezultiralo i alternativnim načinima procjene jaza dohotka. Na primjer, Bayoumi i Eichengreen (1992.) slijede gotovo identičnu proceduru, samo ju modificiraju u skladu s teorijskim okvirom AS-AD modela, poznatog udžbeničkog modela agregatne ponude i agregatne potražnje. Njihov vektor X sastoji se od dvije varijable, stope promjene proizvodnje i stope promjene cijena. Kako su obje varijable po pretpostavci stacionarne, šokovi ponude u njihovom modelu imaju trajan utjecaj na razinu proizvodnje i razinu cijena, isto kao što je to bio slučaj s razinom proizvodnje u Blanchard-Quah modelu⁴⁰. Šokovi potražnje s druge strane trajno mijenjaju razinu cijena, ali je njihov dugoročan utjecaj na razinu proizvodnje jednak nuli zbog identičnog ograničenja kao i u izvornom modelu.

Iako Bayoumi i Eichengreen (kao ni Blanchard i Quah) svoju metodu nisu koristili s ciljem da procijene jaz dohotka, ona se može koristiti za tu svrhu na identičan način kako se koristi izvorni model od Blancharda i Quaha. Procjena jaza pomoću ove metode slijedi identičnu proceduru kao u izvornom radu od Blancharda i Quaha, samo je varijabla stopa nezaposlenosti zamijenjena varijablom stopa promjene cijena. Zbog velike sličnosti s izvornim radom tumačenje kumulativa šokova ponude kao potencijalnog BDP-a i šokova potražnje kao jaza dohotka podložno je identičnoj kritici koju su Blanchard i Quah naveli u svom radu.

⁴⁰ Stacionarnost stopa rasta znači da je utjecaj šokova na stope rasta privremen, no svaki šok koji privremeno mijenja stopu rasta trajno mijenja razinu varijable o čijoj je stopi rasta riječ.

2.2.2.4. Metoda proizvodne funkcije

Proizvodna funkcija je funkcija kojom se opisuje odnos između faktora proizvodnje (inputa) i ishoda proizvodnog procesa, odnosno proizvedenih dobara i usluga (outputa). Uobičajeno je da se kao faktori proizvodnje koriste rad i fizički kapital⁴¹, a trećom se varijablom u proizvodnoj funkciji mjeri, odnosno određuje efikasnost korištenja rada i fizičkog kapitala. U općenitom se obliku proizvodna funkcija može zapisati kao (Lipschitz i Schadler, 2019.):

$$Y = Af(K, L) \quad (32)$$

Gdje Y predstavlja proizvodnju (realni BDP), L predstavlja rad, K predstavlja fizički kapital, a varijabla A predstavlja efikasnost korištenja rada i fizičkog kapitala. Varijabla A se u literaturi često naziva ukupna produktivnost faktora proizvodnje ili ukupna faktorska produktivnost (engl. *Total Factor Productivity*, TFP). Najjednostavniji konkretan matematički oblik proizvodne funkcije je Cobb-Douglasova proizvodna funkcija (Lipschitz i Schadler, 2019.):

$$Y = AL^\alpha K^{1-\alpha} \quad (33)$$

Pri čemu parametri α i $1-\alpha$ mjere doprinose rada i fizičkog kapitala proizvodnji, što će se detaljnije objasniti kada će se prikazati Cobb-Douglasova proizvodna funkcija koju koristi Europska komisija.

U nastavku ovog potpoglavlja prikazuje se metodologija procjene jaza dohotka pomoću Cobb-Douglasove proizvodne funkcije koju koriste dvije međunarodne institucije, Europska komisija i Organizacija za ekonomsku suradnju i razvoj. Metodologija koju ove dvije institucije koriste relevantna je na međunarodnoj razini zbog toga što one javno objavljuju svoje procjene povijesnih i projekcije budućih jazova za širi skup zemalja, a te procjene i projekcije aktivno koriste u svojim publikacijama i analizama. Još jedna međunarodna institucija koja objavljuje svoje procjene i projekcije jazova za širi skup zemalja je Međunarodni monetarni fond. No, za razliku od Europske komisije i OECD-a, MMF ne primjenjuje unificiranu metodologiju na sve zemlje već se metodologija razlikuje ovisno o zemlji za koju se procjenjuje jaz. MMF-ovi analitičari tako odabiru metodu procjene koju smatraju najprikladnijom za pojedinu zemlju (De Masi, 1997.), a MMF ovisno o zemlji koristi univarijatne i multivarijatne filtere, metodu proizvodne funkcije i niz drugih metoda, kao i stručno mišljenje (Barkema, Gudmundsson i Mrkaic, 2020.).

⁴¹ Funkciju je također moguće proširiti i drugim proizvodnim faktorima kao što je ljudski kapital, primjerice kao u Senhadji (2000.).

2.2.2.4.1. Proizvodna funkcija koju koristi Europska komisija

Procjene jaza dohotka koje redovito objavljuje Europska komisija u sklopu svojih proljetnih i jesenskih projekcija⁴² (Europska komisija, 2023a) temelje se na metodologiji opisanoj u radu autora Havik et al. (2014.), a rad predstavlja svojevrsni metodološki priručnik u kojem se detaljno objašnjava pristup putem kojega Komisija računa svoje procjene i projekcije⁴³ jazova. Ova se metodologija temelji na relativno kompleksnoj inačici Cobb-Douglasove proizvodne funkcije koju je Komisija razvijala i prilagođavala dugi niz godina (prethodne verzije ovog priručnika, odnosno rada koji opisuje metodologiju Komisije koja je ranije bila u upotrebi uključuju članke iz 2010., 2006. i 2002., D'Auria et al., 2010.). Ranije se korištena metodologija također temeljila na metodi proizvodne funkcije, koja je postepeno evoluirala. Prema Havik et al. (2014.) i kao što je uobičajeno u literaturi kada se govori o Cobb-Douglasovoj proizvodnoj funkciji, proizvodnja (BDP) se prikazuje kao funkcija rada (L), fizičkog kapitala (K) i ukupne produktivnosti faktora proizvodnje (TFP):

$$Y = L^{\alpha} K^{1-\alpha} TFP \quad (34)$$

Parametri α i $1-\alpha$ predstavljaju parcijalne elastičnosti proizvodnje u odnosu na rad i fizički kapital, to jest odgovaraju na pitanja za koliko posto će se proizvodnja povećati ako se rad poveća za 1% (za α posto) i za koliko posto će se proizvodnja povećati ako se fizički kapital poveća za 1% (za $1-\alpha$ posto). Zbroj dvaju parametara iznosi 1 zbog pretpostavke o konstantnim prinosima na opseg. To je uobičajeno svojstvo Cobb-Douglasove proizvodne funkcije, a znači da će povećanje i rada i fizičkog kapitala za 1% (povećanje svih, odnosno oba proizvodna faktora) dovesti do povećanja proizvodnje također za 1%. Općenito, povećanje i rada i fizičkog kapitala za neki postotak x dovodi do povećanja proizvodnje za istih tih x posto. Sva su navedena svojstva Cobb-Douglasove funkcije proizvodnje uobičajene pretpostavke u mikroekonomskim udžbenicima (vidjeti, na primjer, Varian, 2009.) i mogu se relativno lako dokazati matematički. Europska komisija u svojoj specifikaciji Cobb-Douglasove proizvodne funkcije pretpostavlja savršenu konkurenciju, stoga se parametar α može procijeniti iz udjela dohotka od rada u BDP-u⁴⁴. Komisija tako za sve zemlje i svaku godinu koristi vrijednost parametra α od 0,65, a parametar $1-\alpha$ onda iznosi 0,35, što je blizu

⁴² Komisija objavljuje i ljetna i zimska izdanja publikacija koje također sadrže projekcije makroekonomskih varijabli, ali ova dva izdanja ne uključuju projekcije jaza dohotka.

⁴³ Riječ procjena se u ovom kontekstu odnosi na izračun jazova za prošla razdoblja, a Komisija također objavljuje i projekcije jazova za buduća razdoblja.

⁴⁴ U savršenoj konkurenciji je nadnica (plaća) jednaka prihodu od graničnog proizvoda rada, to jest radnici su plaćeni onoliko koliko njihov rad doprinosi proizvodnji. Zato se njihov doprinos proizvodnji (parametar α) može procijeniti iz udjela njihovih plaća (dohotka od rada) u BDP-u.

stvarnim prosječnim vrijednostima udjela dohotka od rada u BDP-u za zemlje EU-15 u razdoblju od 1960.-2013. Ovo naravno ne odgovara u potpunosti stvarnim podacima za svaku pojedinu zemlju za koju procjenjuju jaz dohotka, ali Komisija napominje da razlika između stvarnih vrijednosti za različite zemlje i vrijednosti koje oni uniformno koriste za sve zemlje ne bi trebala biti značajan uzrok pristranosti u rezultatima (Havik et al., 2014.). Sličnu praksu ima i OECD, a rad Chalauxa i Guillemettea (2019.) pokazuje da velike promjene parametra α imaju vrlo mali utjecaj na potencijalni BDP procijenjen za SAD pomoću Cobb-Douglasove proizvodne funkcije koju upotrebljava OECD, a koja je objašnjena u idućem potpoglavlju.

Procjena potencijalnog BDP-a zahtijeva da se procijene potencijalne (trend) razine sve tri varijable u Cobb-Douglasovoj proizvodnoj funkciji. Na sličan način kako se kod univarijatnih filtera potencijalni BDP procjenjivao tako što bi se stvarni BDP rastavio na svoju trend i cikličku komponentu, kod procjene Cobb-Douglasovom proizvodnom funkcijom potrebno je procijeniti potencijalnu razinu rada, fizičkog kapitala i TFP-a. Potencijalna razina proizvodnje je ona razina proizvodnje koja se ostvaruje kada su rad, fizički kapital i TFP na svojoj potencijalnoj (trend) razini, a razlika između stvarnog i potencijalnog BDP-a predstavlja jaz dohotka (Havik et al., 2014.).

Procjena potencijalne razine fizičkog kapitala je relativno jednostavna jer Komisija ne detrendira fizički kapital nego se procjena⁴⁵ stvarne razine fizičkog kapitala ujedno koristi i kao procjena potencijalne razine fizičkog kapitala. Komisija ovu odluku objašnjava pretpostavkom da se maksimalni doprinos fizičkog kapitala potencijalnoj proizvodnji ostvaruje kada se postojeći stvarni fond fizičkog kapitala u nekom gospodarstvu potpuno (maksimalno) iskorištava. Potencijalni fizički kapital se u skladu s time definira kao potpuno iskorištavanje stvarne razine fizičkog kapitala pa je posljedično stvarna razina fizičkog kapitala uvijek jednaka potencijalnoj. Procjena stvarne, a samim time i potencijalne razine fizičkog kapitala radi se pomoću metode neprekidne inventarizacije (engl. *Perpetual Inventory Method*, PIM, Havik et al., 2014.):

$$K_t = I_t + (1 - dep_{t-1})K_{t-1} \quad (35)$$

Pri čemu I_t predstavlja nove investicije u razdoblju t , K_{t-1} predstavlja fizički kapital iz prošlog razdoblja, a dep_{t-1} predstavlja stopu deprecijacije fizičkog kapitala iz prošlog razdoblja. Izraz $(1 - dep_{t-1})K_{t-1}$ predstavlja vrijednost fizičkog kapitala u ovom razdoblju koja je preostala iz

⁴⁵ Vrijednost fizičkog kapitala u nekom gospodarstvu nije izravno mjerljiva i stoga se procjenjuje različitim metodama o kojima će biti više riječi u nastavku.

prošlog razdoblja, to jest nakon umanjenja za deprecijaciju. K_t se kreće kroz vrijeme ovisno o odnosu između novih investicija, koje povećavaju vrijednost fizičkog kapitala, i deprecijacije postojećeg fonda fizičkog kapitala, koja ju smanjuje. Komisija kao mjeru kapitala i novih investicija koristi potrošnju na građevine i opremu (investicije) od strane i privatnog i javnog sektora. Početna se vrijednost kapitala koja je potrebna za korištenje ove metode procjenjuje na temelju pretpostavljenog omjera vrijednosti fizičkog kapitala i BDP-a u prvoj godini u uzorku. Primjerice, za Hrvatsku Komisija pretpostavlja da je 1995. (prva godina u njihovom uzorku) omjer vrijednosti fizičkog kapitala i realnog BDP-a iznosio 2 (CIRCABC, 2023a).

Varijabla rad mjeri ukupan broj radnih sati odrađen u nekom gospodarstvu unutar godine dana. Ova se vrijednost računa pomoću sljedeće formule (Havik et al., 2014.):

$$L = (RSS * PART * (1 - STOPA NEZAPOSLENOSTI)) * SATI \quad (36)$$

Pri čemu RSS predstavlja radno sposobno stanovništvo, PART stopu participacije, STOPA NEZAPOSLENOSTI stopu nezaposlenosti, a varijabla SATI predstavlja broj radnih sati koje je na godišnjoj razini odradio prosječan radnik u nekom gospodarstvu. Kada se radno sposobno stanovništvo (stanovništvo u radno sposobnoj dobi) pomnoži sa stopom participacije dobije se radna snaga, odnosno broj ljudi koji je aktivan na tržištu rada. Množenjem veličine radne snage izrazom $(1 - STOPA NEZAPOSLENOSTI)$ se iz radne snage uklanja onaj postotak koji je nezaposlen, a kako se radna snaga definira kao zbroj zaposlenih i nezaposlenih ovime se izračunava broj zaposlenih. U posljednjem se koraku broj zaposlenih množi s prosječnim brojem odrađenih radnih sati po radniku, čime se dobiva ukupan broj odrađenih radnih sati na razini gospodarstva u pojedinoj godini.

Da bi se izračunala potencijalna vrijednost rada potrebno je izračunati trend vrijednosti četiri varijable s desne strane jednadžbe 36. Od te četiri varijable jedino se radno sposobno stanovništvo ne detrendira, to jest pretpostavlja se da ova varijabla nema cikličku komponentu⁴⁶. Nakon uklanjanja cikličke komponente iz preostale tri varijable, potencijalni rad se može zapisati pomoću izraza:

$$LP = (RSS * PARTP * (1 - NAWRU)) * SATIP \quad (37)$$

Gdje LP predstavlja potencijalni broj godišnje odrađenih radnih sati na razini gospodarstva, RSS je stvarna vrijednost radno sposobnog stanovništva, PARTP predstavlja trend komponentu stope participacije, NAWRU predstavlja prirodnu (trend) stopu nezaposlenosti, a

⁴⁶ Više detalja o ovoj pretpostavci i potencijalnoj mogućnosti da se u budućnosti detrendira onaj dio radne snage koji ovisi o migracijskim tokovima vidjeti u D'Auria et al. (2010.).

SATIP predstavljaju trend komponentu broja radnih sati koje je na godišnjoj razini odradio prosječan radnik (Havik et al., 2014.).

Trend komponente stope participacije i broja radnih sati računaju se jednostavnom primjenom Hodrick-Prescott filtera. Izračun trend komponente stope nezaposlenosti je nešto složeniji, a Komisija u tu svrhu koristi dvije različite specifikacije Phillipsove krivulje. Kod prve specifikacije koristi se oblik tradicionalne kejnezijanske Phillipsove krivulje s adaptivnim očekivanjima u kojoj je promjena stope rasta nominalnih jediničnih troškova rada funkcija cikličkog odstupanja stvarne od prirodne stope nezaposlenosti:

$$\Delta^2 nulc_t = f\left((u_t - NAWRU_t), \text{ostale varijable}^{47}\right) \quad (38)$$

Pri čemu $nulc$ predstavlja nominalne jedinične troškove rada, u stvarnu stopu nezaposlenosti, a $NAWRU$ prirodnu stopu nezaposlenosti. Kako je veza između zavisne i nezavisne varijable negativna, to znači da će pozitivno odstupanje stvarne od prirodne stope nezaposlenosti (stvarna stopa veća od prirodne) dovesti do negativne promjene u stopi rasta nominalnih jediničnih troškova rada između dva razdoblja. Suprotno tome, stvarna stopa nezaposlenosti niža od prirodne dovodi do pozitivne promjene u stopi rasta nominalnih jediničnih troškova rada između dva razdoblja. Kada je stvarna stopa nezaposlenosti jednaka prirodnoj, promjena stope rasta jediničnih troškova rada iznosi nula, to jest stopa rasta ove varijable ostaje nepromijenjena iz razdoblja u razdoblje. Iz tog razloga Havik et al. (2014.) koriste oznaku $NAWRU$, koja je akronim za engleski izraz stopa nezaposlenosti koja ne ubrzava stopu rasta nadnica (iako je u ovom slučaju riječ o stopi rasta nominalnih jediničnih troškova rada a ne nominalnih nadnica). Druga specifikacija Phillipsove krivulje koju Komisija koristi je nova kejnezijanska Phillipsova krivulja s racionalnim očekivanjima u kojoj se stopa rasta realnih jediničnih troškova rada ($rulc$) modelira kao funkcija cikličkog odstupanja stvarne od prirodne stope nezaposlenosti:

$$\Delta rulc_t = f\left((u_t - NAWRU_t), \text{ostale varijable}^{48}\right) \quad (39)$$

Slično kao i kod tradicionalne kejnezijanske Phillipsove krivulje, veza između zavisne i nezavisne varijable je negativna. Kada je stvarna stopa nezaposlenosti veća od prirodne, stopa rasta realnih jediničnih troškova rada bi trebala biti negativna, dok bi pad stvarne stope

⁴⁷ Ostale varijable uključuju stopu rasta produktivnosti rada i njene pomake, uvjete razmjene i njihove pomake i pomake cikličkog odstupanja stvarne od prirodne stope nezaposlenosti.

⁴⁸ Ostale varijable uključuju pomak realnih jediničnih troškova rada i pomak cikličkog odstupanja stvarne od prirodne stope nezaposlenosti.

nezaposlenosti ispod prirodne razine trebao dovesti do pozitivne stope rasta realnih jediničnih troškova rada. Gospodarstvo se nalazi na prirodnoj, odnosno trend stopi nezaposlenosti kada stopa rasta realnih jediničnih troškova rada iznosi nula. Komisija za svaku zemlju procjenjuje obje varijante Phillipsove krivulje, a koja se od njih u konačnici primjenjuje kod službene procjene jaza za pojedinu zemlju ovisi o kriterijima kao što su kvaliteta modela i t-vrijednosti kod procijenjenih parametara u modelu. Ovime se dobivaju sve vrijednosti potrebne za izračun potencijalne razine rada (Havik et al., 2014.).

Konačno, procjena trend komponente TFP-a u kombinaciji s potencijalnim (stvarnim) fizičkim kapitalom i potencijalnim radom omogućava da se izračuna potencijalna razina proizvodnje. Prije procjene trend komponente TFP-a potrebno je procijeniti stvarni TFP, koji se računa kao rezidual temeljem jednadžbe 34. Ovaj se rezidual još naziva i Solowljev rezidual, a predstavlja onaj dio promjene proizvodnje koji se ne može objasniti promjenama rada i fizičkog kapitala (Blanchard, 2021.). Barro (1999.) matematički pokazuje kako se iz Cobb-Douglasove funkcije proizvodnje može izračunati Solowljev rezidual, odnosno stvarna razina TFP-a.

Kako bi se izračunala ciklička (a samim time i trend) komponenta TFP-a, Havik et al. (2014.) iskorištavaju povezanost između cikličke komponente TFP-a i stupnja iskorištenosti kapaciteta. Iako je u ranijim godinama Komisija trend komponentu TFP-a računala jednostavnom primjenom univarijatnog HP filtera, zbog relativno nepreciznih⁴⁹ procjena na kraju razdoblja (prvenstveno oko točaka preokreta u poslovnom ciklusu) metodologija je izmijenjena. Kako povijesne procjene pokazuju da je ciklička komponenta TFP-a snažno pozitivno korelirana sa stupnjem iskorištenosti kapaciteta, ova se veza počela koristiti kako bi se procijenila ciklička komponenta TFP-a. Konkretno, stvarni TFP se zapisuje kao zbroj trend i cikličke komponente:

$$TFP_t = TFPTREND_t + TFPCIKLUS_t \quad (40)$$

A iskorištenost kapaciteta se modelira kao funkcija cikličke komponente TFP-a:

$$Iskorištenost\ kapaciteta_t = f(TFPCIKLUS_t) \quad (41)$$

Trend komponenta TFP-a se procjenjuje pomoću Kalmanovog filtera koji iskorištava povezanost između cikličke komponente TFP-a i stupnja iskorištenosti kapaciteta. Stupanj iskorištenosti kapaciteta računa se kao kompozitni indikator koji se temelji na anketnim

⁴⁹ Procjene trend komponente TFP-a su bile relativno često i značajno revidirane nakon dodavanja novih podataka u uzorak.

pokazateljima koji nastoje izmjeriti stupanj iskorištenosti kapaciteta u prerađivačkoj i građevinskoj industriji te u sektoru usluga (Havik et al., 2014.).

Sumarno, procjenom potencijalne (trend) razine svih triju varijabli u Cobb-Douglasovoj proizvodnoj funkciji dobiva se i procjena potencijalnog BDP-a, dok se u skladu s uobičajenom praksom jaz dohotka definira kao odstupanje stvarnog od potencijalnog BDP-a izraženo u postotku potencijalnog BDP-a. Bez obzira na relativnu složenost ove metode, i jazovi dohotka koje procjenjuje Europska komisija pate od istih izvora neizvjesnosti kao i procjene dobivene drugim metodama, o čemu će više riječi biti u potpoglavlju 2.3. Noviji prikaz ove metodologije s tehničkim uputstvima vezanim uz softver koji Komisija koristi za procjenu jaza može se pronaći u Blondeau, Planas i Rossi (2021.).

2.2.2.4.2. Proizvodna funkcija koju koristi Organizacija za ekonomsku suradnju i razvoj

Chaloux i Guillemette (2019.) u svom radu daju pregled službene metodologije koju OECD koristi kako bi izradio procjene povijesnih i projekcije budućih jazova dohotka i potencijalnog BDP-a. Kao i Europska komisija, OECD također koristi Cobb-Douglasovu proizvodnu funkciju i njihova se metodologija u puno aspekata preklapa s onime što radi Komisija. Ipak, metodologija OECD-a se također u značajnoj mjeri razlikuje od Komisijine, a ovo potpoglavlje prikazuje sličnosti i razlike u pristupima ove dvije međunarodne institucije.

U usporedbi s Komisijom koja procjenjuje i projicira jazove dohotka za 27 zemalja Europske unije, Ujedinjeno Kraljevstvo i SAD (CIRCABC, 2023a), OECD procjene i projekcije radi za 38 zemalja članica OECD-a i devet zemalja koje nisu njegove članice. Kao i metodologija Europske komisije, OECD-ova metodologija procjene jaza dohotka također se razvijala i usavršavala dugi niz godina. OECD-ova Cobb-Douglasova proizvodna funkcija može se prikazati sljedećom jednadžbom (Chaloux i Guillemette, 2019.):

$$Y = (EFLAB * L)^{\alpha} K^{1-\alpha} \quad (42)$$

Pri čemu Y predstavlja proizvodnju (BDP), L rad, K fizički kapital, EFLAB efikasnost rada, parametar α parcijalnu elastičnost proizvodnje u odnosu na rad, a parametar $1-\alpha$ parcijalnu elastičnost proizvodnje u odnosu na kapital. Razlika između OECD-ove i Komisijine proizvodne funkcije je u tome što Komisija koristi TFP kao mjeru efikasnosti oba proizvodna faktora, i rada i fizičkog kapitala, dok u proizvodnoj funkciji OECD-a ekvivalent TFP-u nije efikasnost oba proizvodna faktora već ga mijenja varijabla koja mjeri efikasnost isključivo

rada. Još je jedna razlika u tome što OECD varijablu rad definira kao broj zaposlenih u gospodarstvu, dok Komisija broj zaposlenih množi s prosječnim brojem radnih sati kako bi dobila ukupan broj odrađenih radnih sati u gospodarstvu. Za parametar α OECD u svim zemljama koristi vrijednost 0,67, vrlo blizu vrijednosti 0,65 koju koristi Komisija.

Kako bi se procijenio potencijalni BDP, potrebno je procijeniti potencijalnu razinu rada, fizičkog kapitala i efikasnosti rada. OECD također pretpostavlja da je potencijalna vrijednost fizičkog kapitala uvijek jednaka njenoj stvarnoj vrijednosti. No, za razliku od Komisije OECD ne koristi isključivo metodu neprekidne inventarizacije (PIM) nego se za dio zemalja za koje su dostupni dovoljno detaljni statistički podaci koristi metoda kojom se bruto kapitalni fond umanjuje (deprecira) za gubitke u njegovoj efikasnosti pomoću funkcije starosne efikasnosti (engl. *age-efficiency function*). Ovom se funkcijom modelira pad u proizvodnim kapacitetima fizičkog kapitala kako fizički kapital zastarijeva (Australian Bureau of Statistics, 2021.). Za zemlje za koje se koristi PIM metoda se ona ne upotrebljava uniformno kod svih zemalja nego se konkretna procedura procjene vrijednosti fonda fizičkog kapitala razlikuje ovisno o tome jesu li za pojedinu zemlju dostupni statistički podaci o investicijama u nekretninski fond, odnosno podaci o gradnji novih i ulaganjima u postojeće nekretnine (Chaloux i Guillemette, 2019.).

Kako je već spomenuto, rad u proizvodnoj funkciji OECD-a predstavlja ukupan broj zaposlenih. Izračun ove komponente može se prikazati formulom⁵⁰:

$$L = RSS * PART * (1 - STOPA NEZAPOSLENOSTI) \quad (43)$$

Isto kao i kod metodologije Europske komisije, RSS predstavlja radno sposobno stanovništvo, PART stopu participacije, a STOPA NEZAPOSLENOSTI stopu nezaposlenosti (Chaloux i Guillemette, 2019.).

Kako bi se procijenila potencijalna razina rada, potrebno je procijeniti trend komponente radno sposobnog stanovništva, stope participacije i stope nezaposlenosti. Trend komponenta radno sposobnog stanovništva procjenjuje se primjenom univarijatnog HP filtera. Trend stopa nezaposlenosti se kao i kod metodologije koju koristi Komisija procjenjuje na temelju jednog od oblika Phillipsove krivulje. Za razliku od Komisije, OECD umjesto nominalnog ili realnog jediničnog troška rada kao zavisnu varijablu koristi stopu temeljne inflacije, a veza između

⁵⁰ Formula uključuje i faktor korekcije koji služi za usklađivanje razlika između različitih izvora podataka iz kojih se preuzimaju podaci o broju zaposlenih, što nije pretjerano važno u kontekstu ovog pregleda literature.

stope temeljne inflacije i cikličkog odstupanja stope nezaposlenosti od njene prirodne⁵¹ razine može se zapisati kao:

$$\Delta\pi_t = f\left((NAIRU_{t-1} - u_{t-1}), \text{ostale varijable}^{52}\right) \quad (44)$$

Gdje $\Delta\pi_t$ predstavlja promjenu stope temeljne inflacije u odnosu na prošlo razdoblje, NAIRU trend (prirodnu) stopu nezaposlenosti, a u stvarnu stopu nezaposlenosti. Ovakav zapis Phillipsove krivulje implicira da odstupanje prirodne od stvarne stope nezaposlenosti u prethodnom razdoblju utječe na to koliko će se stopa temeljne inflacije u ovom razdoblju promijeniti u odnosu na prošlo razdoblje. Zapis u kojem se od prirodne stope nezaposlenosti oduzima stvarna malo je drugačiji od uobičajenog u kojem se koristi odstupanje stvarne od prirodne stope nezaposlenosti, ali je jedina posljedica takvog zapisa promjena u očekivanom smjeru veze sa zavisnom varijablom. U ovom se slučaju očekuje pozitivna veza između zavisne i nezavisne varijable. Ako je u prethodnom razdoblju prirodna stopa nezaposlenosti bila veća od stvarne, stopa inflacije bi u ovom razdoblju trebala porasti u odnosu na prošlo razdoblje i obrnuto. Ova se Phillipsova krivulja procjenjuje korištenjem Kalmanovog filtera, dok se za neke zemlje zbog nedostatka podataka procjena prirodne stope nezaposlenosti radi pomoću univarijatnog HP filtera⁵³ (Chaloux i Guillemette, 2019.).

Za razliku od Komisije, OECD trend komponentu stope participacije ne procjenjuje jednostavnom primjenom univarijatnog HP filtera nego je izračun nešto složeniji. OECD tako prvo procijeni cikličku komponentu stope participacije pomoću univarijatnog HP filtera, a potom se tako procijenjena ciklička komponenta regresira na jedan pomak unatrag te iste cikličke komponente, kao i na sadašnju vrijednost i do dva pomaka jaza nezaposlenosti:

$$LFHPGAP_t = \beta_0 + \beta_1 LFHPGAP_{t-1} + \sum_{j=0}^{k \leq 2} \beta_j (NAIRU - u)_{t-j} + \varepsilon_t \quad (45)$$

Gdje LFHPGAP predstavlja jaz stope participacije procijenjen univarijatnim HP filterom, a izraz $(NAIRU - u)$ jaz nezaposlenosti, odnosno odstupanje prirodne od stvarne stope nezaposlenosti. Procijenjeni β_j koeficijenti se u slučaju da su statistički značajni koriste za

⁵¹ OECD za svoju prirodnu stopu nezaposlenosti koristi izraz NAIRU, akronim za engleski izraz stopa nezaposlenosti koja ne ubrzava inflaciju. Ovaj je naziv prikladan zbog toga što je zavisna varijabla u jednadžbi upravo stopa inflacije.

⁵² Ostale varijable uključuju odstupanje stvarne od očekivane stope temeljne inflacije u prethodnom razdoblju, pomake promjena u stopi temeljne inflacije i šokove ponude.

⁵³ Niz podataka o stopi nezaposlenosti se prije upotrebe univarijatnog HP filtera proširuje kratkoročnim projekcijama stope nezaposlenosti kako bi se potencijalno ublažio problem nepreciznih procjena na kraju uzorka od kojega pati HP filter.

izračun kumulativnog utjecaja (funkcije impulsnog odaziva) jaza nezaposlenosti na jaz stope participacije, čime se dobivaju koeficijenti γ_n . Potom se stvarni podatak o stopi participacije prilagođava, odnosno čisti od tog kumulativnog utjecaja jaza nezaposlenosti:

$$PARTPRIL_t = PART_t - \sum_{n=0}^4 \gamma_n (NAIRU - u)_{t-n} \quad (46)$$

U gornjoj jednadžbi PARTPRIL predstavlja prilagođenu stopu participacije, a koeficijenti γ_n su mjera kumulativnog utjecaja jaza nezaposlenosti na cikličku komponentu stope participacije dobivenu primjenom univarijatnog HP filtera (jednadžba 45). Ovi se koeficijenti razlikuju od koeficijenata β_j jer oni predstavljaju kumulativan utjecaj dobiven pomoću funkcija impulsnog odaziva, a ne trenutačan utjecaj kao koeficijenti β_j , iako su koeficijenti povezani jer se koeficijenti γ_n dobivaju iz koeficijenata β_j . Ideja iza čišćenja cikličke komponente stope participacije od utjecaja odstupanja prirodne od stvarne stope nezaposlenosti leži u tome da cikličko kretanje stope participacije ovisi upravo o cikličkom kretanju stope nezaposlenosti. Primjerice, u razdobljima kada je stopa nezaposlenosti visoka (viša od prirodne) dolazi i do (cikličkog) smanjenja stope participacije radi izlazaka radnika iz radne snage, stoga je kod procjene trend stope participacije potrebno iz stvarnog podatka o stopi participacije ukloniti ciklički utjecaj izazvan odstupanjima prirodne od stvarne stope nezaposlenosti.

Opisana se metoda prilagodbe stope participacije naziva prefiltersko cikličko prilagođavanje, a glavni joj je praktični cilj smanjiti revizije procjena trend komponente do kojih dolazi, primjerice, kod točki preokreta u poslovnom ciklusu ako se za filtriranje iskoristi jednostavnija metoda kao što je univarijatni HP filter. Posljednji korak u ovoj proceduri, kojim se dolazi do trend komponente stope participacije koju OECD koristi za procjenu potencijalnog BDP-a je primjena univarijatnog HP filtera na prefilterski⁵⁴ ciklički prilagođenu (PARTPRIL) stopu participacije (Chaloux i Guillemette, 2019.).

Temeljem prethodno opisane metodologije OECD procjenjuje trend komponente rada i fizičkog kapitala (kako je napomenuto, kod fizičkog kapitala se pretpostavlja da ne postoji ciklička komponenta), stoga je za procjenu potencijalnog BDP-a još potrebno procijeniti trend komponentu efikasnosti rada. Metodologija procjene trend komponente efikasnosti rada je slična kao i kod procjene trend komponente stope participacije i ponovno se koristi

⁵⁴ Izraz prefiltersko cikličko prilagođavanje znači da se stvarni podatak unaprijed („pred“) ciklički prilagođava prije filtriranja.

prefiltersko cikličko prilagođavanje prije upotrebe univarijatnog HP filtera. Kako je efikasnost rada rezidual (slično kao TFP u proizvodnoj funkciji koju koristi Komisija), ona se može izračunati iz Cobb-Douglasove proizvodne funkcije. Izračunata vrijednost efikasnosti rada se potom filtrira korištenjem univarijatnog HP filtera. Tako se dobivena ciklička komponenta efikasnosti rada regresira na jedan vremenski pomak cikličke komponente efikasnosti rada te na sadašnju vrijednost i do dva vremenska pomaka jaza skupa varijabli za koje se smatra da su dobri indikatori cikličkog položaja gospodarstva. Primjerice, jedna od tih varijabli je stopa iskorištenosti kapaciteta, stoga se njena ciklička komponenta (njen jaz) koristi u procesu prefilterskog cikličkog prilagođavanja efikasnosti rada. Nakon što se procijeni regresijska jednadžba, dobiveni se koeficijenti (β_j) koriste za procjenu funkcija impulsnog odaziva koje mjere kumulativan utjecaj cikličkih indikatora na jaz efikasnosti rada. Koeficijenti dobiveni temeljem funkcija impulsnog odaziva (γ_n) se potom koriste za cikličku prilagodbu izvornih podataka o efikasnosti rada, čime se dobiva prefilterski ciklički prilagođena efikasnost rada (Chaloux i Guillemette, 2019.).

Konačno, prefilterski ciklički prilagođena efikasnost rada se rastavlja na trend i ciklus komponentu korištenjem univarijatnog HP filtera, čime se dolazi do trend komponente posljednje varijable iz Cobb-Douglasove proizvodne funkcije i omogućuje procjena potencijalnog BDP-a i jaza dohotka. Chaloux i Guillemette (2019.) pokazuju da se primjenom metode prefilterskog cikličkog prilagođavanja na efikasnost rada smanjuju naknadne revizije procijenjene trend komponente efikasnosti rada povezane s dodavanjem novih podataka u uzorak, čime se posljedično umanjuje ovaj problem i kod potencijalnog BDP-a i jaza dohotka procijenjenih pomoću metodologije OECD-a.

2.2.2.5. Teorijski utemeljeni jazovi dohotka

Teorijski utemeljeni jazovi dohotka se mogu smatrati još jednom multivarijatnom metodom pomoću koje se može izračunati jaz dohotka, ali je riječ o metodi koja se u određenoj mjeri razlikuje od drugih prethodno prikazanih multivarijatnih metoda. Konkretno, i kao što i sam naziv govori, riječ je o jazovima dohotka koji se izvode iz teorijskih modela kao što su neokejnezijanski modeli, koji pripadaju u kategoriju dinamičkih stohastičkih modela opće ravnoteže (DSGE modeli). Kalibracijom ovih modela može se saznati stvarni, odnosno pravi jaz dohotka koji prevladava u modelu, odnosno gospodarstvu koje se ponaša u skladu s pretpostavljenim modelom (Aiyar i Voigts, 2019.). Drugim riječima, jaz dohotka dobiven

pomoću ovih modela predstavlja stvarni jaz dohotka za simulirano, odnosno modelirano gospodarstvo. Taj stvarni jaz dohotka modelskog gospodarstva u većoj ili manjoj mjeri odgovara jazu dohotka stvarnog gospodarstva koje se modelira, ali je, isto kao i kod drugih metoda procjene jaza dohotka, stupanj podudaranja nemoguće utvrditi jer je jaz dohotka stvarnog gospodarstva nepoznat.

Kao temelj za izračun jazova dohotka u okviru neokejnezijanskih modela u empirijskoj se literaturi najčešće koristi neki oblik modela s tri jednadžbe koji je u svojoj knjizi „Monetarna politika, inflacija i poslovni ciklus“ prikazao Galí (2008.). Tako, primjerice, Segal (2017.) u svom radu istražuje razlike u trajanju poslovnih ciklusa i gubitku blagostanja u slučaju kada središnja banka reagira monetarnom politikom na pravi, odnosno modelski jaz dohotka u usporedbi s reakcijom na jaz dohotka procijenjen pomoću Hodrick-Prescott filtera ili metodom uklanjanja linearnog determinističkog trenda. Autor neokejnezijanski model koji koristi naziva „kanonskim“ i poziva se upravo na spomenutu Galíjevu knjigu. Model se sastoji od tri jednadžbe, neokejnezijanske Phillipsove krivulje, dinamičke IS krivulje i Taylorovog pravila. Neokejnezijanska Phillipsova krivulja je opisana sljedećom jednadžbom:

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \kappa \tilde{y}_t + \lambda \hat{\varphi}_t \quad (47)$$

Gdje π_t predstavlja stopu inflacije u trenutnom razdoblju, $E_t\{\pi_{t+1}\}$ je očekivana stopa inflacije u idućem razdoblju, \tilde{y}_t jaz dohotka u trenutnom razdoblju, a $\hat{\varphi}_t$ predstavlja odstupanje šoka u marži poduzeća od njegove ravnotežne vrijednosti. Pretpostavlja se da poduzeća cijene formiraju na temelju Calvovog modela ljepljivih cijena u kojem samo određeni postotak poduzeća može promijeniti cijene svojih proizvoda i usluga u tekućem razdoblju, odnosno nisu sva poduzeća u mogućnosti mijenjati cijene u svakom razdoblju. Neokejnezijanska Phillipsova krivulja se izvodi na temelju ponašanja, to jest optimizacije od strane poduzeća koja određuju cijene i uzevši u obzir to da ne mogu sva poduzeća prilagođavati cijene u tekućem razdoblju. U skladu s time, poduzeća koja mogu promijeniti cijene u tekućem razdoblju vode računa i o svojim očekivanjima budućih ekonomskih kretanja, odnosno vode računa o tome da cijene koje odrede danas utječu i na njihove buduće profite u razdobljima za koja postoji vjerojatnost da neće moći mijenjati cijene. Ovaj je utjecaj budućih kretanja na današnje cijene obuhvaćen izrazom $E_t\{\pi_{t+1}\}$, a sve pretpostavke i izvod ove neokejnezijanske Phillipsove krivulje temeljen na optimizaciji od strane poduzeća moguće je pronaći u, primjerice, Romerovom (2018.) udžbeniku iz makroekonomije.

Jaz dohotka u trenutnom razdoblju \tilde{y}_t predstavlja pritisak na strani potražnje, pri čemu, na primjer, veći pozitivan jaz dohotka znači i veću potražnju za dobrima i uslugama, što ima pozitivan utjecaj na inflaciju u ovom razdoblju. Ako je odstupanje šoka u marži poduzeća od njegove ravnotežne vrijednosti $\hat{\rho}_t$ pozitivno, ta se promjena može tumačiti kao egzogeno povećanje marži od strane poduzeća u razdoblju t radi, primjerice, veće monopolističke moći poduzeća (Segal, 2017.). U neokejnezijanskim modelima je jaz dohotka uzrokovan ljepljivošću cijena, a potencijalni BDP predstavlja onaj BDP koji bi se ostvario u gospodarstvu da su cijene potpuno fleksibilne i pri kojem bi stopa inflacije bila stabilna (Aiyar i Voigts, 2019.). Druga funkcija koja je sastavni dio ovog modela je dinamička IS krivulja koja se može zapisati kao (Segal, 2017.):

$$\tilde{y}_t = E_t(\widetilde{y}_{t+1}) - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t(\pi_{t+1}) - r_t^p) + \frac{1}{\sigma}(1 - \rho^c)\xi_t \quad (48)$$

Jaz dohotka \tilde{y}_t je funkcija budućeg očekivanog jaza dohotka \widetilde{y}_{t+1} , odstupanja očekivane realne kamatne stope u tekućem razdoblju od potencijalne realne kamatne stope $i_t - E_t(\pi_{t+1}) - r_t^p$, pri čemu je očekivana realna kamatna stopa u tekućem razdoblju dana izrazom $i_t - E_t(\pi_{t+1})$, i šoka u potrošnji, odnosno potražnji ξ_t . Drugim riječima, prema dinamičkoj IS krivulji će veći budući očekivani jaz dohotka pozitivno utjecati na jaz dohotka u tekućem razdoblju. Romer (2018.) ovaj pozitivan utjecaj objašnjava time što veći očekivani budući jaz dohotka znači i veći očekivani budući dohodak, što u skladu s pozitivnim očekivanjima o budućnosti povećava današnju potražnju za dobrima i uslugama, a samim time i današnji jaz dohotka. Ovdje treba napomenuti da Romer u svom udžbeniku prikazuje dinamičku IS krivulju koja umjesto sadašnjeg i budućeg jaza dohotka koristi sadašnji i budući BDP, dok Segalov (2017.) rad IS krivulju prikazuje u terminima jaza dohotka upravo zato što je cilj rada izračunati jaz dohotka koji proizlazi iz tog modela. Dinamička se IS krivulja izvodi iz problema intertemporalne optimizacije reprezentativnog kućanstva, a u tom kontekstu porast očekivane realne kamatne stope u tekućem razdoblju ima negativan utjecaj na današnju potrošnju i posljedično današnji jaz dohotka zbog toga što veća očekivana realna kamatna stopa stimulira kućanstva da štede više, odnosno da troše manje.

Treća jednadžba u modelu, kojom se model ujedno i zatvara, je Taylorovo pravilo u skladu s kojim se pretpostavlja da se središnja banka vodi tim pravilom pri vođenju monetarne politike, koju provodi tako što određuje nominalne kamatne stope (Segal, 2017.):

$$i_t = \rho + \mu_\pi \pi_t + \mu_x \tilde{y}_t \quad (49)$$

U skladu s navedenom formulom, pretpostavlja se da će središnja banka povećati nominalne kamatne stope (i_t) ako dođe do porasta stope inflacije ili jaza dohotka (ili oboje) u razdoblju t , a parametri μ_π i μ_x određuju koliko jako središnja banka reagira na porast te dvije varijable. Naravno, vrijedi i obrnuto, to jest središnja banka na smanjenje stope inflacije i jaza dohotka reagira smanjenjem nominalnih kamatnih stopa. Varijabla ρ predstavlja potencijalnu kamatnu stopu koja se ostvaruje u ravnoteži, odnosno kamatnu stopu pri kojoj su stopa inflacije i jaz dohotka jednaki nuli, i za nju se pretpostavlja da je poznata. Kao što je prethodno navedeno, model se potom kalibrira, to jest specificiraju se vrijednosti nepoznatih parametara u modelu, čime se omogućuje da se precizno izračuna jaz dohotka koji proizlazi iz ovog modela.

Segal (2017.) u svom radu tako uspoređuje jaz dohotka koji proizlazi iz inačice neokejnezijanskog modela koju koristi s jazovima dohotka procijenjenim pomoću Hodrick- Prescott filtera i metodom uklanjanja linearnog determinističkog trenda. Prema njegovim rezultatima, kada središnja banka vodi monetarnu politiku (Taylorovo pravilo) tako da reagira na jaz dohotka procijenjen pomoću ova dva statistička filtera umjesto da reagira na stvarni (modelski) jaz dohotka, to posljedično dovodi do duljeg trajanja poslovnih ciklusa i nižeg blagostanja. Aiyar i Voigts (2019.) koriste inačicu neokejnezijanskog modela koja uključuje i tržište rada te pokazuju da u njihovom modelu nominalna rigidnost nadnica prema dolje rezultira većim troškovima prilagodbe proizvodnje i zaposlenosti u razdobljima pada ekonomske aktivnosti u usporedbi s razdobljima rasta. Posljedica ovih asimetričnosti je da je prosječan jaz dohotka koji proizlazi iz njihovog modela negativan, što je u suprotnosti s pretpostavkom, na primjer, Hodrick-Prescott filtera koji pretpostavlja da je prosječan jaz dohotka (prosječna vrijednost cikličke komponente) jednak nuli. Stoga je njihova preporuka da se za procjenu jaza koriste metode koje ne pretpostavljaju da prosječan jaz dohotka za cijelo analizirano razdoblje mora biti jednak nuli. Složenije inačice neokejnezijanskih modela mogu se pronaći u, primjerice, radu od Furlanetta, Gelaina i Taheri (2021.), koji analiziraju utjecaj financijskih frikcija na poslovne cikluse. Kao i sve druge metode procjene jaza dohotka, i neokejnezijanski modeli imaju svojih nedostataka kao što su, na primjer, osjetljivost na početne pretpostavke i odabir vrijednosti parametara korištenih u modelu (Fisher i Justiniano, 2009.).

2.3. Izvori neizvjesnosti povezani s procjenama jaza dohotka i njihova implikacija na vođenje ekonomske politike

U ovom će se potpoglavlju definirati i analizirati izvori neizvjesnosti koji su povezani s procjenama jaza dohotka. Ako se na temelju procjene jaza dohotka žele donijeti točni zaključci o cikličkom položaju nekog gospodarstva i prikladnom daljnjem smjeru ekonomske politike, vrlo je bitno razumjeti ograničenja povezana s tom procjenom jaza dohotka, odnosno izvore neizvjesnosti koji u većoj ili manjoj mjeri prate svaku procjenu jaza.

Murray (2014.) kaže da je jaz dohotka koncept, odnosno varijabla koja se ne može precizno izmjeriti i čija se vrijednost ne može znati sa sigurnošću. Zbog toga su i naknadne revizije inicijalnih procjena jaza često značajne. Ódor i Jurašeková Kucserová (2014.) navode da su česte i značajne revizije procjena potencijalnog BDP-a (a samim time i jaza dohotka) prije pravilo nego iznimka.

Postoji nekoliko faktora, to jest izvora neizvjesnosti koji dovode do toga da se, primjerice, procjena jaza dohotka napravljena u razdoblju t za razdoblje $t-1$ revidira kada se ponovno napravi procjena jaza za razdoblje $t-1$ u razdoblju $t+1$. Murray (2014.), ECB (2005.) i EU Independent Fiscal Institutions (2020.) ističu tri izvora neizvjesnosti povezana sa svakom procjenom jaza dohotka. Dva⁵⁵ od ta tri izvora mogu dovesti do naknadnih revizija u procjeni jaza:

1. Neizvjesnost povezana s posljednjim dostupnim podatkom u uzorku, to jest neizvjesnost koja proizlazi iz dodavanja novih podataka u uzorak. Recimo da se procjena jaza dohotka radi na uzorku koji završava s podatkom za vremensko razdoblje t . Novi podaci koji se u uzorak dodaju kako postaju dostupni često sadrže bitne informacije o cikličkom položaju gospodarstva u razdoblju t (kao i ranijim razdobljima) i stoga mogu promijeniti početnu procjenu jaza dohotka za to razdoblje, to jest mogu dovesti do revizije izvorne procjene.

Na primjer, podaci objavljeni u sklopu proljetnih ekonomskih prognoza Europske komisije 2023. (CIRCABC, 2023a) pokazuju da Komisijina procjena jaza dohotka za Dansku za 2007. godinu iznosi 4,02%. Odnosno, Komisija je u proljeće 2023. smatrala da se 2007. godine dansko gospodarstvo pregrijavalo i da je stvarni BDP tada bio veći od potencijalnog za

⁵⁵ Od tri izvora navedena u nastavku teksta jedino modelska neizvjesnost ne dovodi do naknadnih revizija u procjenama jaza. Razlog je taj što se, kada se govori o revizijama, govori o naknadnim revizijama procjena jaza dobivenim jednom točno određenom metodom procjene, dok je modelska neizvjesnost koncept koji obuhvaća procjene dobivene različitim metodama. Više o modelskoj neizvjesnosti bit će objašnjeno u nastavku.

4,02%. Ovo je ujedno i drugi najveći pozitivan jaz dohotka koji je prema dostupnim procjenama Komisije Danska zabilježila u 21. stoljeću. Međutim, proljetne su prognoze Komisije iz 2008. za 2007. godinu procijenile danski jaz dohotka na samo 0,7% (CIRCABC, 2023b). Drugim riječima, naknadno je procijenjeni jaz dohotka za 2007. revidiran na više za oko 3,3 postotna boda. Dodavanjem je novih podataka u uzorak, uzevši u obzir da je nakon 2007. nastupila globalna financijska kriza, postalo jasno da se Danska 2007. zapravo nalazila oko vrhunca poslovnog ciklusa i faze ekspanzije, nakon čega je od 2008. uslijedila recesija. No, u proljeće 2008. usprkos dostupnosti ekonomskih podataka za 2007. godinu nije bilo moguće znati u kojem će se smjeru dalje nastaviti kretati ciklička komponenta danskog BDP-a, to jest danski jaz dohotka. Tek je naknadnim nastupanjem relativno snažne recesije postalo jasno da je bila riječ o visokom pozitivnom jazu dohotka (4,02%), a ne tek malom pregrijavanju gospodarstva koje možda neće predstavljati problem u budućnosti (jaz od 0,7%). Zanimljivo je i da su za doslovno svaku tadašnju članicu Europske unije procjene jaza za 2007. naknadno revidirane na više, odnosno da je dodavanjem novih podataka u uzorak postala jasnija stvarna ciklička pozicija tih gospodarstava u 2007. godini. Naravno, ovdje je riječ o atipičnoj godini i primjeru jer je recesije jako teško predvidjeti, što je znatno utjecalo na revidiranje inicijalnih procjena jaza za 2007.

2. Neizvjesnost povezana s podacima. Primjerice, ako se procjena jaza dohotka za razdoblje do 2022. radi u 2023. nakon što su objavljeni svi potrebni podaci za 2022. (kao i za sve prethodne godine), ta procjena jaza je neizvjesna zbog toga što će ti statistički podaci možda biti revidirani naknadno. Primjerice, inicijalna objava podatka o realnom BDP-u za 2022. će možda biti revidirana 2024., što smanjuje preciznost procjene jaza za 2022. napravljene 2023. jer se procjena nije temeljila na revidiranoj i točnijoj objavi statističkih podataka. Procjena jaza za 2022. će stoga biti revidirana ako se naknadno ponovno napravi na revidiranim statističkim podacima.

3. Modelska neizvjesnost. Procjena jaza ovisi o metodi, to jest modelu koji se koristi za procjenu jaza, a različite metode (modeli) daju različite procjene jaza za isto vremensko razdoblje i istu geografsku jedinicu. Zbog toga što je točan način funkcioniranja neke ekonomije, odnosno pravi model koji opisuje to gospodarstvo nepoznat, nije moguće dokazati da neki točno određeni model najtočnije opisuje neko gospodarstvo. Stoga oslanjanje na procjenu jaza dobivenu isključivo jednom metodom znači da se ignoriraju sve procjene koje se dobivaju ostalim metodama. Marcellino i Musso (2011.) kažu da svaka metoda ima svoje prednosti i nedostatke, ali među ekonomistima ne postoji konsenzus oko toga koju metodu

koristiti. Upravo zbog toga što se ne zna koja je metoda procjene jaza ispravna i najviše točna (ako uopće postoji takva metoda), u literaturi se nekada istodobno koriste rezultati više metoda da bi se pokušao adresirati problem modelske neizvjesnosti (EU Independent Fiscal Institutions, 2020.).

Uz tri navedena izvora neizvjesnosti, Marcellino i Musso (2011.) navode još dva, parametarsku neizvjesnost i nestabilnost parametara. Parametarska se neizvjesnost svodi na to da su parametri procijenjeni pomoću pojedinih metoda kojima se procjenjuje jaz dohotka procijenjeni uz određeni stupanj neizvjesnosti. Na primjer, metoda procjene jaza dohotka koju koristi Europska komisija i o kojoj se govorilo u potpoglavlju 2.2. uključuje procjenu različitih parametara kao što je utjecaj odstupanja stvarne stope nezaposlenosti od prirodne na realni jedinični trošak rada. Taj se parametar procjenjuje jednim brojem (engl. *point estimate*) i stoga korištenje te procjene u daljnjem izračunu jaza dohotka sa sobom nosi određeni stupanj neizvjesnosti koji se mjeri intervalom pouzdanosti oko tog i svakog drugog procijenjenog parametra. Marcellino i Musso kažu da se ovaj izvor neizvjesnosti može detaljnije ispitati upravo analizom tih intervala pouzdanosti, ali i da međunarodne organizacije ne objavljuju ove podatke u sklopu svojih procjena jaza dohotka.

Nestabilnost parametara očituje se u promjenama vrijednosti procijenjenih parametara ovisno o tome za koje se vremensko razdoblje radi procjena tih parametara i jaza dohotka. Odnosno, riječ je o tome da se procijenjeni parametri mijenjaju (nisu fiksni) kako se mijenja razdoblje za koje se radi procjena. Ovaj je problem veći što je veća osjetljivost tih parametara na promjene razdoblja. Ako promjena vremenskog razdoblja za koje se radi procjena dovodi do značajne promjene u procijenjenoj vrijednosti nekog parametra, problem nestabilnosti parametara je značajan (Guérin, Maurin i Mohr, 2015.).

U nastavku ovog pregleda literature i ovog potpoglavlja fokus će biti stavljen na dva izvora neizvjesnosti, neizvjesnost povezanu s dodavanjem novih podataka u uzorak i modelsku neizvjesnost. Neizvjesnost povezanu s dodavanjem novih podataka u uzorak se u literaturi navodi kao najznačajniji izvor neizvjesnosti kada su u pitanju uzroci naknadnih revizija procjena jaza dohotka, što opravdava njeno detaljnije analiziranje. Modelska neizvjesnost je središnja tema ovog doktorskog rada i zbog toga će se detaljnije prikazati načini na koje se tom problemu pristupa u literaturi povezanoj s jazom dohotka.

Od tri preostala izvora neizvjesnosti, neizvjesnost povezanu s podacima, odnosno revizijama objavljenih podataka je nešto na što istraživač ne može utjecati i iz perspektive onoga tko

procjenjuje jaz dohotka se potencijalne buduće revizije podataka korištenih u analizi uzimaju kao eksterno ograničenje. Uz to, empirijska su istraživanja pokazala da ovaj problem, iako doprinosi revizijama, nije glavni uzročnik veličine revizija procjena jaza dohotka (Orphanides i van Norden, 2002., Graff, 2004. Bernhardsen et al., 2005., Kangur et al. 2019.). Ovaj će se izvor neizvjesnosti spomenuti u potpoglavlju 2.3.1. u kojem se analiziraju revizije procjena povezane s dodavanjem novih podataka u uzorak, ali se na njega neće stavljati veliki naglasak.

Preostala dva izvora neizvjesnosti koja se navode u literaturi, parametarska neizvjesnost i nestabilnost parametara, iako bitna, nisu temeljni fokus ovog doktorskog rada jer se odnose na neizvjesnosti povezane s jednom metodom procjene jaza, dok modelska neizvjesnost obuhvaća veći broj metoda procjene. Za više informacija o parametarskoj neizvjesnosti i parametarskoj nestabilnosti vidjeti istraživanja kao što su Giannoni (2007.), Edge, Laubach i Williams (2010.), Guérin, Maurin i Mohr (2015.) i Marcellino i Musso (2011.).

2.3.1. Revizije procjena jaza dohotka povezane s dodavanjem novih podataka u uzorak

Kako je prethodno napomenuto, revizije procjena jaza dohotka koje proizlaze iz dodavanja novih podataka u uzorak predstavljaju glavni uzrok revizija procjena koji se spominje u literaturi. Na temelju niza podataka koji završava u vremenskom razdoblju t je teško procijeniti u kojem će se smjeru nastaviti kretati gospodarstvo, odnosno realni BDP neke zemlje. Isto tako, teško je reći gdje se točno nalazi potencijalni BDP u razdoblju t , odnosno kakva je trenutna ciklička pozicija tog gospodarstva. Podaci za naredna razdoblja stoga otkrivaju puno informacija o cikličkoj poziciji (jazu dohotka) i potencijalnom BDP-u gospodarstva u razdoblju t , kao što je prethodno ilustrirano na primjeru procjena jaza dohotka od strane Europske komisije za 2007. godinu. Kako su podaci za buduća razdoblja u trenutku procjene jaza nepoznati, njihovo postepeno uključivanje u uzorak kako oni postaju poznati u većoj ili manjoj mjeri mijenja i procjenu jaza za razdoblje t , kao i za ranija razdoblja. Utjecaj dodavanja novih podataka u uzorak slabi što je vremenski razmak između novog i starog razdoblja veći, što je i očekivano jer objava podatka o realnom BDP-u za 2023. ne bi trebala značajno promijeniti procjenu jaza dohotka za 2007.

Najcitiraniji rad u literaturi koji se bavi problematikom revizija povezanih s dodavanjem novih podataka u uzorak je rad Orphanidesa i van Nordena (2002.). Autori koriste više metoda procjene jaza dohotka kao što su model s determinističkim vremenskim trendom,

Hodrick-Prescott filter i različiti modeli s neopazivim komponentama. Koristeći podatke za SAD od prvog tromjesečja 1965. do četvrtog tromjesečja 1997., autori računaju procjene jaza dohotka dobivene ovim različitim metodama koristeći tri različita pristupa. Recimo da se jaz dohotka procjenjuje za vremensko razdoblje t . Kod prvog pristupa, kojim se dobiva ono što se u literaturi zovu procjene u stvarnom vremenu (engl. *real-time estimates*), koristi se samo niz podataka koji kao zadnji podatak ima podatak upravo za razdoblje t . To jest, povijesno se rekonstruira procjena koja se mogla dobiti za razdoblje t netom nakon što su objavljeni svi podaci koje metoda zahtijeva da bi se napravila procjena za razdoblje t . Podaci za kasnija razdoblja (nakon razdoblja t) se ne koriste za procjenu jer nisu bili dostupni u stvarnom vremenu kada se prvi puta radila procjena jaza za razdoblje t . Po tom se principu naprave procjene za cijelo vremensko razdoblje koje se analizira. Ključno je naglasiti da ovaj prvi pristup koristi one objave podataka (engl. *vintage*) koje su bile dostupne kada se u stvarnom vremenu prvi puta mogla napraviti procjena za razdoblje t . Na primjer, ako se radi procjena jaza za četvrto tromjesečje 1980., procjena se radi na temelju prvih dostupnih podataka za to tromjesečje (primjerice, objavljenih u prvoj polovici 1981.) i podataka za ranija tromjesečja koji su bili dostupni kada su objavljeni ti prvi podaci za četvrto tromjesečje 1980. Odnosno, ne koriste se kasnije revidirane objave tih istih podataka.

Drugi pristup je identičan prvomu, jedino se umjesto prve verzije objavljenih podataka za razdoblje t koriste konačne objave podataka za to i ranija razdoblja. Na primjer, za procjenu jaza za četvrto tromjesečje 1980. se koriste isključivo podaci za razdoblje koje završava s tim tromjesečjem, ali se koriste konačne objave tih podataka koje su potencijalno revidirane u odnosu na podatke korištene u sklopu prvog pristupa. Ako se procjena jaza za posljednje tromjesečje 1980. radi 1998., moguće je da je podatak o američkom realnom BDP-u za posljednje tromjesečje 1980. koji je istraživaču bio dostupan 1998. različit od podatka za isto tromjesečje koji je istraživačima bio dostupan 1981., nakon prve objave podatka za posljednje tromjesečje 1980. Podatak za posljednje tromjesečje 1980. dostupan 1998. se naziva konačnim, iako naravno ne postoji garancija da on neće biti revidiran u daljnjoj budućnosti. Procjene dobivene na konačnim podacima nazivaju se procjenama u kvazi-stvarnom vremenu, a riječ „kvazi“ znači da one jesu procjene u stvarnom vremenu (procedura izračuna je ista kao i kod procjena u stvarnom vremenu), ali su dobivene na konačnim podacima. Razlika između procjena jaza u stvarnom vremenu i procjena jaza u kvazi-stvarnom vremenu je isključivo posljedica naknadnih revizija službeno objavljenih statističkih podataka, što omogućava da se

izolira onaj dio revizija jaza dohotka koji se može pripisati revizijama objavljenih podataka (Orphanides i van Norden, 2002.).

Trećim i posljednjim pristupom koji autori koriste se dobivaju procjene koje se zovu konačne procjene⁵⁶, a u ovom se pristupu koriste svi dostupni podaci. Na primjer, procjena jaza za posljednje tromjesečje 1980. koristi sve podatke koji su istraživaču bili dostupni kada je on stvarno i radio tu procjenu, recimo 1998. godine. U tom bi slučaju on koristio sve statističke podatke do zadnjeg razdoblja koje mu je bilo dostupno u trenutku procjene, na primjer do četvrtog tromjesečja 1997. Kako se za procjenu jaza za zadnje tromjesečje 1980. koriste i informacije o ekonomskim kretanjima nakon 1980., to pomaže da se točnije procijeni ciklička pozicija gospodarstva u tom tromjesečju.

Razlike, odnosno revizije između jaza procijenjenog u stvarnom vremenu (prvi pristup) i konačnih procjena jaza (treći pristup) predstavljaju ukupnu mjeru pouzdanosti procjena jaza napravljenih u stvarnom vremenu. Ako su revizije konačnih procjena u odnosu na procjene u stvarnom vremenu male, procjene u stvarnom vremenu su pouzdane i obrnuto. Definiranjem i korištenjem ova tri pristupa se omogućava da se revizije u procjenama jaza dekomponiraju na dva izvora revizija. Revizije procjena u kvazi-stvarnom vremenu u usporedbi s procjenama u stvarnom vremenu predstavljaju revizije koje se mogu pripisati revizijama službeno objavljenih podataka. Revizije konačnih procjena u usporedbi s procjenama u kvazi-stvarnom vremenu predstavljaju revizije koje se mogu pripisati dodavanju novih podataka u uzorak jer procjene u kvazi-stvarnom vremenu koriste konačne podatke do razdoblja t (razdoblje t je također uključeno), dok konačne procjene koriste konačne podatke koji uključuju i sva dostupna naknadna razdoblja nakon razdoblja t (Orphanides i van Norden, 2002.).

Orphanides i van Norden (2002.) donose tri zaključka. Prvo, pouzdanost procjena jaza dohotka u stvarnom vremenu je relativno niska zbog toga što su revizije, odnosno razlike između konačnih procjena i procjena u stvarnom vremenu relativno velike. Drugo, veći dio ovih razlika (revizija) ne proizlazi iz naknadnih revizija u objavljenim statističkim podacima (razlika između procjena u kvazi-stvarnom vremenu i procjena u stvarnom vremenu) nego iz dodavanja novih podataka u uzorak (razlika između konačnih procjena i procjena u kvazi-stvarnom vremenu). Treće, multivarijatne metode procjene jaza nisu zabilježile manje revizije od univarijatnih metoda. Stoga autori upozoravaju na probleme povezane s korištenjem procjena jaza u stvarnom vremenu pri vođenju ekonomske politike zbog toga što su te

⁵⁶ Autori definiraju i pojam konačne procjene i pojam konačni podaci.

procjene nesigurne, odnosno može se očekivati njihova značajna revizija u budućnosti. Samim time se i ekonomska politika koja se provodi na temelju procjena u stvarnom vremenu može ispostaviti pogrešnom ili barem suboptimalnom.

Koristeći širi skup metoda i novije metode korištene u literaturi u usporedbi s Orphanidesom i van Nordenom, Barbarino et al. (2020.) procjenjuju američki jaz dohotka i dolaze do sličnih zaključaka. Autori dekomponiraju ukupne revizije u procjenama jaza (razlika između konačnih procjena i procjena u stvarnom vremenu) na tri izvora – utjecaj koji proizlazi iz dodavanja novih podataka u uzorak, utjecaj koji proizlazi iz nestabilnosti procijenjenih parametara u metodama koje koriste i utjecaj revizija podataka. Autori zaključuju da se procjene jaza dohotka u stvarnom vremenu dobivene različitim metodama mogu međusobno značajno razlikovati (velika modelska neizvjesnost), a revizije između procjena jaza u stvarnom vremenu i konačnih procjena za svaku metodu mogu biti velike. Uz to, većina revizija između procjena jaza u stvarnom vremenu i konačnih procjena jaza se kod svih 12 metoda koje koriste može pripisati dodavanju novih podataka u uzorak, stoga bi metode koje manje pate od tog problema mogle biti korisne nositeljima ekonomske politike. Autori također zaključuju da ne postoji jedna metoda procjene jaza koja je prema svim kriterijima superiorna nad ostalima.

Analizirajući pouzdanost procjena jaza dohotka za eurozonu, ECB (2005.) se prvo poziva na druge slične studije za SAD, Ujedinjeno Kraljevstvo i Kanadu koje pokazuju da je pouzdanost procjena jaza u stvarnom vremenu, kako navode, „jako niska“. Komentiraju i revizije u procjenama jaza dohotka za eurozonu koje su objavljivali Europska komisija, OECD i MMF od 1999. do 2004. i kažu da su te revizije značajne. Veličina tih revizija je često bila jednaka po magnitudi kao i početna procjena jaza dohotka u stvarnom vremenu, a ponekad još i veća. Uz magnitudu revizija naglašavaju i problem promjene predznaka jaza dohotka u finalnoj procjeni u odnosu na procjenu u stvarnom vremenu.

Kasnija ECB-ova istraživanja koja su se bavila revizijama procjena jaza dohotka za eurozonu dolaze do sličnih zaključaka. Guérin, Maurin i Mohr (2015.) analiziraju procjene jaza dohotka dobivene pomoću devet različitih metoda za eurozonu u razdoblju od prvog tromjesečja 1970. do četvrtog tromjesečja 2010. i zaključuju da su procjene jaza u stvarnom vremenu povezane s visokim stupnjem neizvjesnosti i velikim naknadnim revizijama koje proizlaze iz dodavanja novih podataka u uzorak, isto kako je to zaključio rad Orphanidesa i van Nordena iz 2002. Morley et al. (2023.) na razdoblju od 2014. do 2021. također pokazuju da su revizije procjena jaza dohotka za eurozonu povezane s dodavanjem novih podataka u uzorak značajne.

Problem relativno velikih revizija procjena jaza dohotka koji proizlazi iz dodavanja novih podataka u uzorak prisutan je i kod procjena za ostale zemlje. Istraživanje Barkeme, Gudmundssona i Mrkaica (2020.) obuhvaća čak 197 zemalja u razdoblju od 1995. do 2018. i zaključuje da su revizije procjena jaza povezane s dodavanjem novih podataka u uzorak značajne veličine i česte. Turner et al. (2016.) analiziraju zemlje iz skupine G7 i zaključuju da je problem dodavanja novih podataka u uzorak uzrokovao posebno velike revizije u procjenama jaza u razdoblju prije globalne financijske krize, odnosno oko točke preokreta iz jedne faze poslovnog ciklusa u drugu (u ovom slučaju iz ekspanzije u recesiju). Grigoli et al. (2015.) dolaze do sličnog zaključka analizirajući pet zemalja Latinske Amerike u razdoblju od 1990. do 2014., naglašavajući pritom da su zabilježene revizije značajne (posebno u razdobljima recesija), perzistentne i u velikoj mjeri nepredvidljive u trenutku kada se radi procjena jaza u stvarnom vremenu. Tosetto (2008.) dobiva slične rezultate na uzorku zemalja članica OECD-a, a Murray (2014.) na podacima za Ujedinjeno Kraljevstvo.

Iz navedenoga je jasno da je problem dodavanja novih podataka u uzorak značajan uzrok neizvjesnosti vezane uz procjene jaza dohotka u stvarnom vremenu, što uzrokuje naknadne revizije tih procjena. Ovom problemu dodatno pridonosi problem prognoziranja budućeg kretanja ekonomskih varijabli ako je riječ o prognozi jaza za neko buduće razdoblje⁵⁷ zbog toga što svi podaci potrebni za procjenu jaza nisu dostupni. Primjerice, ako se u razdoblju t radi prognoza jaza dohotka za razdoblje $t+1$, ta će prognoza jaza povrh svih prethodno nabrojanih izvora neizvjesnosti još patiti i od neizvjesnosti koju za sobom povlače prognoze ekonomskih varijabli za to buduće razdoblje, a koje su potrebne da se napravi ta prognoza jaza (ECB, 2005., Denis et al., 2006.). Ovo dodatno komplicira vođenje ekonomske politike u stvarnom vremenu jer se odluke o monetarnoj i fiskalnoj politici dijelom donose na temelju projiciranih budućih kretanja u gospodarstvu, za koje postoje samo prognoze jaza dohotka temeljene na prognozama ekonomskih varijabli za to buduće razdoblje.

Ovi problemi obilježavat će i sve procjene jaza dohotka i potencijalnog BDP-a u budućnosti. Metodološki priručnik Europske komisije za procjenu potencijalnog BDP-a (Havik et al., 2014.) tako eksplicitno navodi da unatoč tome što se ulaže maksimalan trud da bi se dobile pouzdane procjene jaza dohotka u stvarnom vremenu, nositelji ekonomske politike moraju biti svjesni da nikada neće postojati metoda procjene koja neće biti obilježena problemom

⁵⁷ Radovi koji su do sada komentirani fokusirali su se na procjene jaza za prethodno razdoblje, odnosno do vremenskog razdoblja t . Za cijelo to razdoblje su bili dostupni svi statistički podaci potrebni za procjenu jaza. Kod prognoziranja jaza je pak riječ o tome da statistički podaci za buduće razdoblje za koje se prognozira jaz nisu dostupni pa se oni prvo moraju prognozirati.

naknadnih revizija. Neizvjesnost je sastavno obilježje vođenja ekonomske politike, a revizije procjena jaza i potencijalnog BDP-a radi neizvjesnosti povezanih s dodavanjem novih podataka u uzorak i prognoziranjem budućih ekonomskih varijabli neminovno će ostati činjenica s kojom se nositelji ekonomske politike kontinuirano moraju suočavati.

Po pitanju ublažavanja neizvjesnosti povezane s dodavanjem novih podataka u uzorak, u literaturi postoji niz prijedloga kako umanjiti ovaj problem. Na primjer, Garratt et al. (2008.) predlažu da se pri procjeni jaza za razdoblje t u stvarnom vremenu niz podataka koji završava s podatkom za razdoblje t proširi prognozama varijabli potrebnih za procjenu potencijalnog BDP-a. Odnosno, zbog toga što neizvjesnost povezana s dodavanjem novih podataka u uzorak proizlazi iz manjka informacija o budućem kretanju ekonomskih varijabli, ovaj se problem potencijalno može ublažiti tako da se procjena napravi koristeći prognoze kretanja tih ekonomskih varijabli za buduća razdoblja. Trimbur (2009.) u svom članku naslovljenom „Poboljšavanje procjena jaza dohotka u stvarnom vremenu“ zagovara korištenje varijabli koje su jako prociklične, to jest čije kretanje dobro prati kretanje cikličke komponente BDP-a. Kao jednu takvu varijablu predlaže stopu iskorištenosti kapaciteta, a ideja je da se iz kretanja jako procikličnih varijabli dobiju preciznije informacije o trenutnom stanju poslovnog ciklusa. Havik et al. (2014.) zaključuju da će uz modelsku procjenu jaza uvijek biti potrebno i ekspertno mišljenje da bi se dobila potpunija slika o cikličkom položaju nekog gospodarstva.

2.3.2. Modelska neizvjesnost i njezin utjecaj na procjene jaza dohotka

Modelska neizvjesnost prethodno je definirana u kontekstu skupa procjena jaza dohotka dobivenih različitim metodama procjene za isto razdoblje i istu geografsku jedinicu. Svaka od metoda prikazanih u potpoglavlju 2.2. ima svoje prednosti i nedostatke i ne može se sa sigurnošću tvrditi da je jedna od tih metoda točnija u odnosu na druge i da upravo nju uvijek treba koristiti. Radovi koji koriste samo jednu metodu procjene jaza uvijek su podložni kritici temeljenoj na nedostacima te metode i tome da se ignoriraju rezultati koji se mogu dobiti pomoću svih drugih metoda, to jest da se ignorira problem modelske neizvjesnosti. Zato u literaturi postoje radovi koji umjesto procjena jaza dobivenih samo jednom metodom koriste procjene dobivene većim brojem metoda. Te se procjene često uprosječuju, odnosno računa se prosječni⁵⁸ jaz dohotka dobiven pomoću više različitih metoda, što se u literaturi zove

⁵⁸ U pitanju može biti običan, neponderirani prosjek, ponderirani prosjek ili medijan jazova dobivenih različitim metodama.

uprosječivanje modela (engl. *model averaging*). Tako dobiveni jaz dohotka se stoga zove modelski uprosječeni jaz dohotka (engl. *model-averaged output gap*, MAOG). Uz to što se ovim pristupom nastoji adresirati problem modelske neizvjesnosti, literatura koja koristi ovaj pristup pokazuje da MAOG također može imati i neka druga poželjna svojstva.

Morley i Piger (2012.) istražuju poslovne cikluse u SAD-u i ističu da se procjene cikličke komponente BDP-a (jaza dohotka) dobivene pomoću različitih linearnih i nelinearnih modela međusobno znatno razlikuju. Glavna razlika proizlazi iz toga što linearni modeli pretpostavljaju da su fluktuacije BDP-a oko njegove trend vrijednosti simetrične kroz cijelo vrijeme trajanja ciklusa, dok nelinearni modeli pretpostavljaju promjenu režima (engl. *regime-switching*), odnosno asimetričnosti u kretanju cikličke komponente u ekspanzijama u odnosu na recesije. Recesije se u nelinearnim modelima koje koriste razlikuju od ekspanzija po tome što su to razdoblja relativno velikog pada (i negativnih vrijednosti) cikličke komponente, dok je u ekspanzijama ciklička komponenta u apsolutnom iznosu obično manja nego u recesijama. Autori pomoću Akaike i Schwartz informacijskih kriterija uspoređuju kvalitetu različitih linearnih i nelinearnih modela koje koriste, ali navode da nije moguće jednoznačno i neupitno odabrati jedan model kao najbolji za procjenu jaza dohotka za SAD. Drugim riječima, postoji modelska neizvjesnost vezana uz to koji je model najviše prikladan za procjenu jaza, a, kako navode, postojanje te modelske neizvjesnosti je bitno zbog toga što različiti modeli koje koriste daju procjene cikličke komponente koje se međusobno u velikoj mjeri razlikuju.

Morley i Piger (2012.) stoga predlažu da se umjesto jedne metode procjene jaza koristi modelski uprosječeni jaz dohotka. Kako bi konstruirali modelski uprosječeni jaz računaju ponderirani prosjek različitih jazova, a za određivanje pondera koriste Bayesijanski pristup kojim pondere za svaku metodu procjene određuju na temelju rezultata Schwartzovog informacijskog kriterija. Modelski uprosječeni jaz dohotka koji na taj način dobivaju ima poželjno svojstvo visoke korelacije s drugim mjerama količine resursa u ekonomiji koja nije maksimalno iskorištena⁵⁹ (engl. *economic slack*) kao što su stopa nezaposlenosti (negativna korelacija) i stopa iskorištenosti kapaciteta (pozitivna korelacija). To je svojstvo poželjno jer kretanje ovih dviju varijabli uobičajeno prati ciklička kretanja u ekonomiji, a visoka korelacija

⁵⁹ Ovo je hrvatski prijevod engleskog izraza „*economic slack*“ korišten u radu od Grgurić, Nadoveze i Pavić (2021.). Nastavno na povijesni razvoj koncepta potencijalnog BDP-a i jaza dohotka, cilj ekonomske politike nije da svi resursi u ekonomiji uvijek budu maksimalno iskorišteni jer bi takva politika bila proinflatorna.

upućuje na zaključak da i kretanje modelski uprosječenog jaza dohotka kojeg autori računaju prati ta ciklička kretanja.

Drugim riječima, Morley i Piger (2012.) u svom radu problem modelske neizvjesnosti adresiraju na način da uprosječuju jazove dobivene različitim metodama procjene, a pojedinačnim se jazovima daju različiti ponderi ovisno o rezultatima Schwartzovog informacijskog kriterija. U kontekstu ovog istraživanja je bitno napomenuti da Morley i Piger ne mjere niti analiziraju modelsku neizvjesnost u različitim fazama poslovnog ciklusa, odnosno u različitim tromjesečjima u njihovom uzorku. Temeljni je cilj njihovog rada konstruirati modelski uprosječeni jaz i analizirati njegova svojstva u cijelom promatranom razdoblju, a ne pratiti kretanje i promjene modelske neizvjesnosti kroz vrijeme ovisno o fazama poslovnog ciklusa.

Morleyev (2014.) rad se nadovezuje na rad Morleya i Piger (2012.), a Morley u svom istraživanju analizu proširuje s SAD-a na SAD i skup od 12 azijskih i pacifičkih zemalja. Slično kao u radu Morley i Piger, i na ovom širem skupu zemalja Morley argumentira da postoji značajna modelska neizvjesnost vezana uz to koja je metoda procjene jaza prikladna zbog toga što svaka od različitih metoda koje koristi ima svoje prednosti i nedostatke. Morley (2014.) stoga također računa modelski uprosječeni jaz dohotka temeljen na skupu različitih linearnih i nelinearnih univarijatnih metoda koje koristi, a njegovo se istraživanje razlikuje od rada Morleya i Piger (2012.) radi toga što on MAOG računa kao neponderirani prosjek različitih jazova. Sukladno njegovim rezultatima i slično kao u radu Morleya i Piger (2012.), u većini je zemalja u njegovom uzorku modelski uprosječeni jaz dohotka negativno koreliran sa stopom nezaposlenosti i pozitivno koreliran sa stopom iskorištenosti kapaciteta, što su poželjna svojstva. Uz to, MAOG ima negativnu korelaciju s budućom (4 tromjesečja unaprijed) stopom rasta BDP-a, ali se jačina te negativne veze razlikuje među zemljama.

I kod ovog se rada može uočiti da autor ne kvantificira niti analizira kretanje modelske neizvjesnosti kroz vrijeme i ovisno o različitim fazama poslovnog ciklusa, odnosno da to nije fokus rada. Modelski uprosječeni jaz dohotka se računa kao aritmetička sredina jazova dobivenih različitim metodama, ali se u radu ne analizira kretanje, odnosno visina pripadajuće standardne devijacije (modelske neizvjesnosti) povezane s tim prosjekom. To znači da kod dva do sada prikazana rada na temu modelske neizvjesnosti postoji istraživački jaz i prostor da se istraži kretanje modelske neizvjesnosti kroz vrijeme i ovisno o različitim fazama poslovnog ciklusa.

Vežano uz problem revizija povezanih s dodavanjem novih podataka u uzorak, Guérin, Maurin i Mohr (2015.) računaju prosječan⁶⁰ jaz dohotka dobiven pomoću devet metoda procjene u sklopu analize jaza dohotka u eurozoni u razdoblju od prvog tromjesečja 1970. do četvrtog tromjesečja 2010. Rezultati njihovog istraživanja pokazuju da je modelski uprosječni jaz dohotka izračunat u stvarnom vremenu manje podložan revizijama povezanim s dodavanjem novih podataka u uzorak u odnosu na procjene jaza dobivene pomoću Hodrick-Prescott i Baxter-King filtera. Ipak, ovo ne znači da MAOG bilježi manje revizije i od svih drugih metoda koje koriste zbog toga što je riječ o prosječnom jazu, a manje revizije MAOG-a u odnosu na Hodrick-Prescott i Baxter-King filtere posljedica su uprosječivanja jazova dobivenih pomoću te dvije metode s jazovima dobivenim pomoću drugih metoda koje manje pate od problema naknadnih revizija.

Kod ovog je rada zanimljivo što se jednom od metoda uprosječivanja koju autori koriste, ponderiranim uprosječivanjem u sklopu kojega se veći ponderi dodjeljuju metodama kojima se dobivaju procjene jaza koje su manje volatilne (imaju manju varijancu), nastoji voditi računa o tome da značaj (ponder) svakog od korištenih jazova nije nužno konstantan kroz cijelo promatrano razdoblje zbog toga što se ponderi mijenjaju kroz vrijeme ovisno o pripadajućoj volatilnosti jazova procijenjenih različitim metodama koje koriste. Konkretno, autori korištenjem takvog načina uprosječivanja pretpostavljaju da su volatilnije metode manje pouzdane i stoga im daju manji ponder u izračunu modelski uprosječenog jaza. U kontekstu prve hipoteze ove disertacije vezane uz kretanje modelske neizvjesnosti kroz vrijeme, bitno je napomenuti da ovdje nije riječ o varijanci, odnosno standardnoj devijaciji izračunatoj na temelju više procjena jaza dobivenih različitim metodama (mjera modelske neizvjesnosti), nego o varijanci, to jest volatilnosti jazova procijenjenih svakom pojedinačnom metodom zasebno. Stoga se i u kontekstu ovog rada može zaključiti da pitanje mjerenja i kretanja modelske neizvjesnosti u različitim fazama poslovnog ciklusa u literaturi nije adresirano.

Sličan zaključak vrijedi i za druge radove u literaturi koji koriste modelski uprosječni jaz dohotka. Neki od ovih radova se fokusiraju na proučavanje svojstava modelski uprosječenog jaza i usporedbu modelski uprosječenog jaza s pojedinačnim, neuprosječenim metodama procjene jaza s ciljem da se utvrdi jesu li svojstva MAOG-a bolja u odnosu na svojstva

⁶⁰ Autori koriste tri različite mjere modelski uprosječenog jaza, aritmetičku sredinu, medijan i ponderirani prosjek u sklopu kojega se veći ponderi daju metodama pomoću kojih se dobivaju procjene jaza koje su manje volatilne, odnosno imaju manju varijancu.

pojedinačnih metoda. Neki radovi se ne bave svojstvima MAOG-a nego koriste MAOG kako bi analizirali karakteristike poslovnih ciklusa u odabranim zemljama, a neki rade i jedno i drugo.

Na primjer, rezultati Morleya i Panovske (2020.) za svih deset razvijenih industrijskih zemalja u njihovom uzorku pokazuju da modelski uprosječeni jaz dohotka (koriste neponderirani prosjek) ima dva poželjna svojstva. Prvo, isto kao i u radu od Morleya i Piger, MAOG je pozitivno koreliran s alternativnom mjerom količine resursa u ekonomiji koja nije maksimalno iskorištena, stopom iskorištenosti kapaciteta, i negativno koreliran sa stopom nezaposlenosti. Drugo, MAOG je negativno koreliran s budućim stopama rasta BDP-a, što odgovara teorijskim implikacijama koncepta jaza dohotka i poslovnih ciklusa. Primjerice, kada je jaz dohotka pozitivan i stvarni BDP se nalazi iznad potencijalnog, buduće stope rasta bi trebale biti ispod svog prosjeka (negativna korelacija s jazom) jer će se jaz dohotka u budućnosti zatvoriti kako se stvarni BDP vraća na svoju potencijalnu razinu. Negativna korelacija između MAOG-a i budućih stopa rasta u njihovom uzorku zemalja potvrđuje da se ovo i događa. Uz to, njihov modelski uprosječeni jaz dohotka izračunat za SAD⁶¹ je relativno pouzdan u stvarnom vremenu zbog toga što su naknadne revizije povezane s dodavanjem novih podataka u uzorak relativno male. Morley i Panovska (2020.) također istražuju i karakteristike poslovnih ciklusa i dolaze do rezultata da su u svih deset industrijskih zemalja koje proučavaju recesije obilježene znatno većom apsolutnom vrijednošću negativnog jaza u odnosu na apsolutnu vrijednost pozitivnog jaza koja se bilježi u ekspanzijama. Drugim riječima, poslovni ciklusi u tim zemljama nisu simetrični jer su magnitude jazova u recesijama veće od magnituda jazova u ekspanzijama. Ovaj zaključak je sličan zaključku koji Morley i Piger (2012.) donose za SAD.

Hagelund, Hansen i Robstad (2018.) istražuju prognostička svojstva modelski uprosječenog jaza dohotka (koriste neponderirani prosjek) i dolaze do rezultata da MAOG ima bolja prognostička svojstva u odnosu na pojedinačne modele na temelju kojih računaju taj prosjek kada je u pitanju prognoziranje budućeg kretanja BDP-a, stope nezaposlenosti i stope inflacije. Modelsko uprosječivanje kao način adresiranja modelske neizvjesnosti može se pronaći i u drugim radovima u literaturi kao što su Arčabić, Panovska i Tica (2022.), koji istražuju usklađenost poslovnih ciklusa među članicama Europske unije, te Garratt et al.

⁶¹ To je jedina zemlja u njihovom uzorku od 10 zemalja za koju provode ovakvu vrstu analize.

(2008.), koji istražuju kretanje jaza dohotka u Ujedinjenom Kraljevstvu i vode računa o problemu modelske neizvjesnosti pomoću modelskog uprosječivanja.

Ponovno je bitno napomenuti da se u niti jednom od ovih radova ne istražuje kretanje modelske neizvjesnosti koja je povezana s MAOG-om (njegova standardna devijacija) kroz vrijeme, nego se u njima analiziraju svojstva modelski uprosječenog jaza, kao i koristi modelski uprosječeni jaz za analizu poslovnih ciklusa. To ostavlja prostor da se literaturi o modelskoj neizvjesnosti povezanoj s jazom dohotka doprinese istraživanjem kretanja modelske neizvjesnosti u različitim fazama poslovnog ciklusa, što će se nastojati postići testiranjem prve hipoteze u ovoj disertaciji.

Također, modelsko uprosječivanje nije jedini pristup kojim se u literaturi nastoji adresirati problem modelske neizvjesnosti. Onatski i Williams (2002.) istražuju provođenje monetarne politike u uvjetima modelske neizvjesnosti i predlažu da se modelska neizvjesnost eksplicitno modelira kako bi se ona mogla izmjeriti i da se potom te informacije iskoriste za traženje optimalnog načina provođenja monetarne politike u uvjetima modelske neizvjesnosti⁶². S druge strane, bitno je naglasiti da se ovaj rad ne fokusira isključivo na modelsku neizvjesnost povezanu s procjenama jaza dohotka kako je to bio slučaj kod prethodno navedenih radova u ovom potpoglavlju, već se bavi modelskom neizvjesnosti kod modela vezanih uz provođenje monetarne politike, a koji u sebi sadrže varijablu jaz dohotka (primjerice, Taylorovo pravilo). Drugi radovi koji istražuju provođenje monetarne politike u uvjetima modelske neizvjesnosti uključuju Levin, Wieland i Williams (1999.), Onatski i Stock (2000.) i Giannoni (2002.).

⁶² Autori modelsku neizvjesnost definiraju nešto drugačije od prethodno navedenih radova i pod modelskom neizvjesnošću smatraju neizvjesnost povezanu s procjenama parametara u modelu i neizvjesnost povezanu s nepoznavanjem točne specifikacije modela.

3. FISKALNI MULTIPLIKATORI I UTJECAJ FISKALNE POLITIKE NA GOSPODARSTVO

Ovo se poglavlje sastoji od tri dijela. U potpoglavlju 3.1. daje se pregled aktualne teorijske literature koja se bavi kratkoročnim utjecajem fiskalne politike na domaću gospodarsku aktivnost, odnosno bruto domaći proizvod. Nastavno na utjecaj fiskalne politike, odnosno državne potrošnje i poreza na BDP, u potpoglavlju 3.2. se definiraju različite vrste fiskalnih multiplikatora. Potom se u potpoglavlju 3.3. prikazuju različiti pristupi procjeni utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo koji se koriste u međunarodnoj i domaćoj empirijskoj literaturi.

3.1. Pregled aktualne teorijske literature vezane uz kratkoročan utjecaj fiskalne politike na bruto domaći proizvod

U ovom se potpoglavlju izlaže ekonomska teorija vezana uz to kako fiskalna politika, odnosno promjene u državnoj potrošnji i porezima, utječe na bruto domaći proizvod u kratkom roku. Potpoglavlje se fokusira na analizu utjecaja u kratkom roku zbog toga što su sve hipoteze doktorata koje su vezane uz fiskalnu politiku (druga, treća, četvrta i peta hipoteza) vezane uz utjecaj fiskalne politike na gospodarstvo u kratkom roku. Kada se govori o kratkoročnom utjecaju fiskalne politike na gospodarstvo, uobičajeni pristup u makroekonomskim udžbenicima je da se prvo prikaže teorijski utjecaj državne potrošnje i poreza na BDP u zatvorenoj ekonomiji i bez uzimanja u obzir potencijalnog utjecaja fiskalne politike na očekivanja. Neki udžbenici ovu analizu potom proširuju prikazom utjecaja fiskalne politike na BDP u otvorenoj ekonomiji, kao i time kako provođenje fiskalne politike može utjecati na ponašanje ekonomskih agenata putem kanala očekivanja. Temeljni su zaključci modernih makroekonomskih udžbenika da fiskalna ekspanzija, to jest povećanje državne potrošnje ili smanjenje poreznog opterećenja, kratkoročno dovodi do porasta proizvodnje i u zatvorenoj i u otvorenoj ekonomiji u modelu bez očekivanja. S druge strane, svojevrsna se Pandorina kutija otvara ako se analiza proširi s očekivanjima ekonomskih agenata vezanim uz buduća kretanja ekonomskih varijabli jer je u modelu s očekivanjima moguće zaključiti da, primjerice, veća državna potrošnja neće uvijek dovesti do povećanja BDP-a u kratkom roku. U nastavku se stoga prvo izlaže ekonomska teorija vezana uz kratkoročni utjecaj fiskalne politike na BDP u zatvorenoj i otvorenoj ekonomiji bez uzimanja u obzir kanala očekivanja, a

potom se analiza proširuje kanalom očekivanja te se uspoređuju osnovni zaključci u modelima sa i bez ovog kanala.

Kada se koristi pojam državna potrošnja, potrebno je naglasiti da on predstavlja samo državnu potrošnju na dobra i usluge, odnosno da nije riječ o svim državnim⁶³ rashodima. Ukupni državni rashodi sadrže stavke kao što su transferi (primjerice, mirovine). Kada se analizira utjecaj državne potrošnje na BDP (proizvodnju), uzimaju se u obzir samo one stavke državnih rashoda koje utječu na proizvodnju dobara i usluga. Transferi kao što su mirovine ne predstavljaju kupovinu niti dobara niti usluga i zato ne utječu na BDP izravno, stoga se kod analize utjecaja državne potrošnje na BDP govori o državnoj potrošnji na dobra i usluge, što se ponekad skraćeno zove državna potrošnja. Državna potrošnja tako uključuje kupovinu osobnih računala koje koriste javni službenici, kupovinu medicinske opreme koju koriste javne bolnice, kao i plaće sudaca i učitelja u javnim osnovnim školama (Samuelson i Nordhaus, 2009.).

Prema Samuelsonu i Nordhausu (2009.) se utjecaj državne potrošnje na BDP može prikazati pomoću modela agregatne ponude i agregatne potražnje, AS-AD modela. Agregatna potražnja (AD) se u zatvorenoj ekonomiji definira kao:

$$AD \equiv C + I + G \quad (50)$$

gdje C predstavlja osobnu potrošnju, I predstavlja investicije, a G predstavlja državnu potrošnju. Povećanje državne potrošnje će *ceteris paribus* dovesti do povećanja agregatne potražnje. Veća agregatna potražnja za proizvodima i uslugama dovodi do povećanja proizvodnje proizvoda i usluga, odnosno do rasta BDP-a. Na AS-AD modelu dolazi do pomaka AD krivulje udesno i posljedičnog porasta proizvodnje.

Umjesto povećanjem državne potrošnje, fiskalna se ekspanzija mogla provesti i smanjenjem poreznog opterećenja. Kako je osobna potrošnja funkcija poreza, smanjenje poreznog opterećenja dovodi do porasta osobne potrošnje. Na primjer, smanjenje poreza na dohodak, ponovno *ceteris paribus*, povećava neto plaće radnika, što uz pretpostavku o pozitivnoj graničnoj sklonosti potrošnji dovodi do toga da oni više troše na dobra i usluge. Povećanje osobne potrošnje do kojeg dolazi radi smanjenja poreznog opterećenja tako povećava BDP, a u kontekstu AS-AD modela je ponovno riječ o pomaku krivulje agregatne potražnje udesno. Samuelson i Nordhaus (2009.) navode da se poreznom politikom može utjecati i na povećanje

⁶³ Riječ državni označava državu na svim razinama vlasti. Primjerice, MMF (2014.) opću državu dijeli na središnju državu, regionalnu državu i lokalnu državu.

investicija te preko povećanja investicija na povećanje BDP-a. Porezne olakšice za investicijske projekte mogu potaknuti poduzeća da više investiraju zbog toga što im to investiranje omogućava plaćanje manjih poreza. Smanjenje poreznog opterećenja stoga može dovesti do porasta investicija i rasta proizvodnje. Kao treći način provođenja fiskalne ekspanzije Krugman i Wells (2015.) navode povećanje državnih transfera. Primjerice, u recesiji se povećanjem duga opće države mogu financirati socijalni transferi stanovništvu, što *ceteris paribus* povećava osobnu potrošnju, odnosno agregatnu potražnju i posljedično proizvodnju⁶⁴.

Krugman i Wells (2015.) kratkoročni utjecaj ekspanzive fiskalne politike na BDP promatraju na vrlo sličan način kao i Samuelson i Nordhaus, u okviru AS-AD modela. Naravno, fiskalna kontrakcija, to jest smanjenje državne potrošnje ili povećanje poreznog opterećenja, dovodi do suprotnih utjecaja. Smanjenje državne potrošnje na dobra i usluge u zatvorenom gospodarstvu smanjuje BDP, kao i povećanje poreznog opterećenja preko smanjenja osobne potrošnje ili investicija.

Idući korak u teorijskoj analizi utjecaja fiskalne politike na BDP u zatvorenom gospodarstvu je uzeti u obzir sekundarne utjecaje koje promjena u BDP-u ima na druge makroekonomske varijable, to jest osobnu potrošnju i investicije. Udžbenici kao što su Samuelson i Nordhaus (2009.) i Blanchard (2021.) ove promjene analiziraju pomoću modela koji se popularno zove „Keynesov križ“. Kako je prethodno ilustrirano, povećanje državne potrošnje *ceteris paribus* povećava BDP. No, povećanje BDP-a ima sekundarne utjecaje na osobnu potrošnju i investicije. Zbog jednakosti između proizvodnje i dohotka⁶⁵ na nacionalnoj razini, svako povećanje proizvodnje ujedno znači i povećanje dohotka. A ako dođe do povećanja dohotka, ujedno dolazi i do povećanja raspoloživog dohotka (dohotka koji preostaje potrošačima nakon što su platiti sve poreze povezane s dohocima koje ostvaruju i primili novčane transfere od države). Kako je osobna potrošnja funkcija raspoloživog dohotka, veći raspoloživi dohodak znači i povećanje osobne potrošnje, što dodatno povećava BDP.

Na primjer, ako u zatvorenom gospodarstvu država poveća svoju potrošnju na dobra i usluge tako što financira izgradnju novih vrtića, to povećava BDP. Veća proizvodnja ujedno znači i veći dohodak jer novac potrošen na izgradnju vrtića predstavlja prihod poduzeća koja grade te

⁶⁴ U nastavku potpoglavlja se ovaj treći način provođenja fiskalne politike neće detaljnije analizirati zbog toga što on nije u glavnom fokusu istraživačkih hipoteza.

⁶⁵ Riječ je o različitim pristupima izračunu BDP-a. Proizvodni i dohodovni pristup daju isti rezultat, a posljedično svako povećanje proizvodnje znači i ekvivalentan porast dohotka (Mankiw, 2015.).

vrtiće. Ta su poduzeća možda morala zaposliti nove, prethodno nezaposlene radnike kako bi realizirala te projekte, a povećanje prihoda može se pozitivno odraziti i na plaće postojećih radnika te profite vlasnika tih poduzeća. Stoga dohodak radnika i vlasnika poduzeća raste, što povećava i njihov raspoloživi dohodak jer im država putem poreza ne uzima sav porast dohotka, odnosno granična porezna stopa je manja od jedan. Veći raspoloživi dohodak dovodi do porasta osobne potrošnje na dobra i usluge, što dodatno povećava BDP. Zbog tog dodatnog povećanja BDP-a ponovno raste dohodak nekih ekonomskih agenata, što dovodi do dodatnog povećanja osobne potrošnje i novog dodatnog povećanja BDP-a. Ovaj proces nije neograničen i u jednom trenutku se zaustavlja⁶⁶, a posljedica je da je kumulativno povećanje BDP-a veće od inicijalnog povećanja BDP-a izazvanog porastom državne potrošnje. Povećanje državne potrošnje sukladno teoriji ima utjecaj na BDP veći od jedan za jedan. Kaže se da povećanje državne potrošnje ima multiplikativan utjecaj na BDP, a multiplikator se definira kao omjer kumulativnog povećanja BDP-a i inicijalne promjene u državnoj potrošnji (Samuelson i Nordhaus, 2009.).

Smanjenje državne potrošnje ima multiplikativan utjecaj na BDP u suprotnom smjeru, dok promjene u poreznom opterećenju također multiplikativno djeluju na BDP. Primjerice, smanjenje poreza na dohodak povećava raspoloživi dohodak radnika i njihovu osobnu potrošnju, a povećanje osobne potrošnje povećava BDP. Identično kao i kod povećanja državne potrošnje, povećanje BDP-a znači porast dohotka drugih ekonomskih agenata, što se prelijeva u dodatan porast osobne potrošnje i novo povećanje BDP-a. Treba istaknuti da je prema ekonomskoj teoriji kratkoročni utjecaj smanjenja poreza na BDP manji od kratkoročnog utjecaja povećanja državne potrošnje zbog toga što se sav inicijalni porast državne potrošnje pretvara u rast BDP-a, dok se kod smanjenja poreznog opterećenja dio tog rasterećenja šteti ovisno o graničnoj sklonosti štednji (Blanchard, 2021.).

Blanchard (2021.) ide korak dalje pretpostavljajući da investicije također ovise o proizvodnji, odnosno dohotku. Svako povećanje BDP-a tako ne dovodi samo do povećanja osobne potrošnje već i do povećanja investicija. Ova se pretpostavka argumentira načinom na koji poduzeća donose odluke o investiranju. Porast agregatne potražnje dovodi do rasta proizvodnje dobara i usluga, što znači da poduzeća prodaju više dobara i usluga. suočen s porastom prodaje (i proizvodnje), dio poduzeća će odlučiti povećati svoje proizvodne kapacitete kupovinom novih strojeva i opreme ili izgradnjom novih proizvodnih postrojenja.

⁶⁶ U teoriji je riječ o limesu, odnosno o beskonačnom procesu sukcesivnih povećanja BDP-a, dohotka i osobne potrošnje, ali iznosi tih povećanja u jednom trenutku postaju zanemarivi.

Drugim riječima, povećanje proizvodnje (prodaje) rezultira i većim investicijama od strane poduzeća koja žele povećati svoje buduće proizvodne kapacitete kako bi mogla zadovoljiti povećanu potražnju za svojim proizvodima i uslugama⁶⁷. Multiplikativni učinak ekspanzive fiskalne politike u ovom scenariju djeluje kroz dva kanala radi toga što povećanje državne potrošnje ili smanjenje poreza inicijalno povećava BDP, a to inicijalno povećanje BDP-a dovodi do povećanja i osobne potrošnje i investicija, što dodatno povećava BDP. Restriktivna fiskalna politika (smanjenje državne potrošnje ili povećanje poreza) ima suprotno djelovanje.

Ova inačica modela Keynesovog križa se može zapisati i analitički. Auclert, Rognlie i Straub (2018.) ovaj model nazivaju statičkim Keynesovim križom jer je riječ o modelu komparativne statike, a model koji izvide u svom radu je ovdje modificiran kako bi uključivao funkciju investicija koja također ovisi o proizvodnji:

$$Z \equiv C + I + G \quad (51)$$

$$C = c_0 + c_1 Y_D \quad (52)$$

$$Y_D \equiv Y - T \quad (53)$$

$$T = \bar{T} \quad (54)$$

$$I = b_0 + b_1 Y \quad (55)$$

$$G = \bar{G} \quad (56)$$

$$Z = Y \quad (57)$$

Pri čemu Z označava agregatnu potražnju za dobrima i uslugama, C je osobna potrošnja, I su investicije, G je državna potrošnja, c_0 je autonomna potrošnja, c_1 je granična sklonost potrošnji, a Y_D raspoloživi dohodak. Raspoloživi se dohodak definira kao razlika između dohotka (Y) i poreza, odnosno poreza umanjenih za transfere (T). Parametar b_0 predstavlja autonomne investicije, a parametar b_1 graničnu sklonost investicijama. U ravnoteži je potražnja (Z) jednaka proizvodnji (Y), to jest proizvodnju dobara i usluga u kratkom roku diktira potražnja za tim dobrima i uslugama. Y označava i proizvodnju i dohodak u skladu s jednakošću proizvodnje i dohotka na makroekonomskoj razini. U ovom su modelu i državna potrošnja i porezi egzogene varijable, a kasnije će se prikazati model u kojem su porezi endogena varijabla. Izračunom ravnotežne razine proizvodnje (dohotka) omogućuje se izvod fiskalnih multiplikatora, odnosno multiplikatora državne potrošnje i poreza:

⁶⁷ Pretpostavlja se da poduzeća na temelju sadašnjeg porasta prodaje i proizvodnje očekuju dobru situaciju i u budućnosti.

$$Z = Y \quad (58)$$

$$Y = C + I + G = c_0 + c_1 Y_D + b_0 + b_1 Y + \bar{G} \quad (59)$$

$$Y = c_0 + c_1(Y - \bar{T}) + b_0 + b_1 Y + \bar{G} \quad (60)$$

$$Y = c_0 + c_1 Y - c_1 \bar{T} + b_0 + b_1 Y + \bar{G} \quad (61)$$

$$Y - c_1 Y - b_1 Y = c_0 - c_1 \bar{T} + b_0 + \bar{G} \quad (62)$$

$$Y = \frac{c_0 - c_1 \bar{T} + b_0 + \bar{G}}{1 - c_1 - b_1} \quad (63)$$

Multiplikator državne potrošnje može se izračunati tako da se ravnotežna proizvodnja parcijalno derivira po varijabli G:

$$\frac{\partial Y}{\partial G} = \frac{1}{1 - c_1 - b_1} \quad (64)$$

Multiplikator poreza može se izračunati tako da se ravnotežna proizvodnja parcijalno derivira po varijabli T:

$$\frac{\partial Y}{\partial T} = \frac{-c_1}{1 - c_1 - b_1} \quad (65)$$

Iz ove dvije parcijalne derivacije proizlazi i poznati rezultat u modelu Keynesovog križa prema kojem istovremeno povećanje i državne potrošnje i poreza za 1 jedinicu dovodi do povećanja proizvodnje, odnosno nije neutralno po BDP:

$$\frac{\partial Y}{\partial G} + \frac{\partial Y}{\partial T} = \frac{1 - c_1}{1 - c_1 - b_1} \quad (66)$$

Pri čemu je $\frac{1-c_1}{1-c_1-b_1} > 0$ u skladu s pretpostavkama da je $0 < c_1 < 1$ i $0 < b_1 < 1$, kao i da je $(c_1 + b_1) < 1$.

Nakon uzimanja u obzir multiplikativnog utjecaja fiskalne politike na BDP, sljedeći korak u teorijskoj analizi je analiza interakcije između realnog sektora (proizvodnje proizvoda i usluga, na primjer tržišta dobara i usluga prikazanog pomoću spomenutog modela Keynesovog križa) i financijskog sektora. Dugi niz godina je dominantno teorijsko stajalište po pitanju utjecaja fiskalne ekspanzije na financijski sektor bilo da fiskalna ekspanzija rezultira porastom kamatnih stopa i efektom istiskivanja. Mankiw (2015.) tako ilustrira slučaj u kojem Vlada povećava državnu potrošnju kupnjom novih zrakoplova. Kako je prethodno objašnjeno, ovo povećanje državne potrošnje dovodi do multiplikativnog povećanja BDP-a. No, u ovom je slučaju bitno i što se događa na financijskom tržištu, koje se prikazuje pomoću

modela tržišta novca. U modelu tržišta novca je cijena novca, kamatna stopa, određena u sjecištu krivulje potražnje za novcem i krivulje ponude novca. Povećanje potražnje za novcem dovodi do porasta cijene novca, kamatne stope, identično kako povećanje potražnje za bilo kojim dobrom ili uslugom povećava cijenu tog dobra ili usluge u osnovnom mikroekonomskom modelu ponude i potražnje. Potražnja za novcem u ovom modelu ovisi o dohotku. Porast dohotka dovodi do toga da ljudi žele obavljati više ekonomskih transakcija (žele kupovati više dobara i usluga) jer si to zahvaljujući porastu dohotka mogu priuštiti, a te kupovine im povećavaju korisnost sukladno teoriji ponašanja potrošača. Da bi obavljali više transakcija potrebno im je više novca, stoga oni potražuju više novca, to jest potražnja za novcem raste.

Blanchard (2021.) model tržišta novca izlaže uz bitnu pretpostavku da je sav novac gotovina, odnosno da ne postoji depozitni novac u poslovnim bankama. U tom slučaju povećanje potražnje za novcem znači povećanje potražnje za gotovinom, a ponudu novca (koliko ima gotovine u optjecaju) kontrolira središnja banka. Ako središnja banka ne reagira i ostavi ponudu novca nepromijenjenom, veća potražnja za novcem dovodi do porasta kamatnih stopa. Stoga povećanje državne potrošnje dovodi do porasta BDP-a, a porast BDP-a (dohotka) povećava potražnju za novcem i posljedično kamatnu stopu.

Mankiw (2015.) posljedice ovog povećanja kamatnih stopa naziva efektom istiskivanja. Naime, investicije su uz to što su funkcija prodaje (proizvodnje) i funkcija kamatne stope. Primjerice, značajan dio investicijskih projekata poduzeća se financira kreditima, posuđenim novcem, a kamatna stopa određuje cijenu tog posuđenog novca. Stoga porast kamatne stope smanjuje investicije, što smanjuje BDP. Nastavno na primjer vezan uz kupovinu novih zrakoplova, povećanje državne potrošnje dovodi do porasta BDP-a. Porast BDP-a znači i porast dohotka, što dovodi do povećanja potražnje za novcem jer ljudi radi većih dohodaka potražuju više novca kako bi mogli realizirati kupnju veće vrijednosti dobara i usluga. Porast potražnje za novcem dovodi do rasta kamatnih stopa, a veće kamatne stope negativno djeluju na investicije, što pak smanjuje BDP. Ovaj se utjecaj naziva efekt istiskivanja jer veća državna potrošnja posljedično istiskuje, odnosno smanjuje investicije. Ipak, pozitivan utjecaj porasta državne potrošnje na BDP je jači od negativnog utjecaja pada investicija. Da bi uopće došlo do rasta kamatnih stopa i pada investicija potreban je porast BDP-a, stoga je kumulativan utjecaj na BDP pozitivan, ali manji nego u ranijem slučaju kada se nije spominjala veza s financijskim tržištem.

Viđenje da fiskalna ekspanzija dovodi do rasta kamatnih stopa i posljedično do istiskivanja investicija u privatnom sektoru zastupljeno je i u ranijim izdanjima Blanchardovog udžbenika „Makroekonomija“ (Blanchard i Johnson, 2012.). No, osmo izdanje ovog udžbenika (Blanchard, 2021.) prikazuje kratkoročni utjecaj fiskalne ekspanzije na BDP bez efekta istiskivanja. Konkretno, iako u modelu tržišta novca povećanje potražnje za novcem povećava kamatne stope, zbog načina na koji središnje banke kao što su Fed ili ECB provode monetarnu politiku (ciljanje kamatne stope) se pretpostavlja da središnja banka neće dozvoliti da dođe do porasta kamatnih stopa. Stoga će u modelu tržišta novca kada dođe do porasta potražnje za novcem radi rasta državne potrošnje središnja banka povećati ponudu novca na način da kamatna stopa ostane nepromijenjena. U kontekstu IS-LM modela slučaj s porastom kamatne stope i efektom istiskivanja odgovara pozitivnom nagibu LM krivulje, dok slučaj s reakcijom središnje banke i nepromijenjenom kamatnom stopom nakon povećanja državne potrošnje odgovara horizontalnoj LM krivulji. Isto tako, kod slučaja s pozitivnim nagibom LM krivulje se nepromijenjena kamatna stopa nakon fiskalne ekspanzije može postići tako da središnja banka istovremeno provede monetarnu ekspanziju u prikladnom obujmu, što uzrokuje pomak LM krivulje prema dolje i čime se kamatna stopa spušta na početnu razinu.

Svi ranije prikazani teorijski slučajevi kao posljedicu fiskalne ekspanzije imaju porast BDP-a. Ovaj zaključak također vrijedi i u modelima otvorenog gospodarstva, jedino je kumulativan utjecaj porasta državne potrošnje na BDP manji u odnosu na zatvoreno gospodarstvo. Jedan od načina na koji se može doći do ovog zaključka je promatranjem kružnog toka gospodarstva u kojemu uvoz predstavlja odljev sredstava iz domaćeg gospodarstva (Gärtner, 2006.). Kod porasta državne potrošnje u otvorenom gospodarstvu dio povećane državne potrošnje može biti namijenjen kupovini inozemnih dobara i usluga, stoga je utjecaj na BDP manji nego u zatvorenom gospodarstvu gdje se sav porast državne potrošnje troši isključivo na domaća dobra i usluge. Uz to, daljnje multiplikativno djelovanje je također umanjeno jer i osobna potrošnja i investicije imaju uvoznju komponentu, odnosno dio povećanja osobne potrošnje i investicija uzrokovanog porastom dohotka (BDP-a) se troši na uvozna dobra i usluge.

Nastavno na prethodni analitički prikaz modela Keynesovog križa u zatvorenom gospodarstvu, isti se model može prikazati i u slučaju kada uvoz ovisi o dohotku, odnosno proizvodnji. U ovoj se inačici modela pretpostavlja (ali ovo nije nužno) i da su porezi endogena varijabla, odnosno da ovise u gospodarskoj aktivnosti (Palley, 2009.):

$$Z \equiv C + I + G + X - IM \quad (67)$$

$$C = c_0 + c_1 Y_D \quad (68)$$

$$Y_D \equiv Y - T \quad (69)$$

$$T = t_0 + t_1 Y \quad (70)$$

$$I = b_0 + b_1 Y \quad (71)$$

$$G = \bar{G} \quad (72)$$

$$IM = im_0 + im_1 Y \quad (73)$$

$$X = \bar{X} \quad (74)$$

$$Z = Y \quad (75)$$

U odnosu na prikazani model Keynesovog križa za zatvorenu ekonomiju, dodatne varijable u ovom modelu koje su sastavnice agregatne potražnje su izvoz (X) i uvoz (IM). Kako su porezi sada endogena varijabla, oni ovise o autonomnim porezima t_0 i graničnoj stopi poreza na dohodak t_1 . Na sličan način uvoz ovisi o autonomnoj razini uvoza im_0 i graničnoj sklonosti uvozu im_1 , dok je izvoz u ovom modelu egzogen. Ravnotežni dohodak je stoga jednak:

$$Y = \frac{c_0 - c_1 t_0 + b_0 + \bar{G} + \bar{X} - im_0}{1 - c_1 + c_1 t_1 - b_1 + im_1} \quad (76)$$

Multiplikator državne potrošnje je jednak:

$$\frac{\partial Y}{\partial G} = \frac{1}{1 - c_1 + c_1 t_1 - b_1 + im_1} \quad (77)$$

Multiplikator poreza ovisi o tome mijenjaju li se porezi promjenom parametra t_0 ili parametra t_1 . Ako govorimo o povećanju poreza putem povećanja autonomnih poreza za jednu jedinicu, slično kao u modelu zatvorene ekonomije multiplikator poreza iznositi će:

$$\frac{\partial Y}{\partial t_0} = \frac{-c_1}{1 - c_1 + c_1 t_1 - b_1 + im_1} \quad (78)$$

Glavna razlika između ovog modela i modela zatvorene ekonomije u kojem su porezi egzogena varijabla je u tome što su u ovoj inačici modela multiplikatori državne potrošnje i poreza manji u odnosu na zatvorenu ekonomiju za koju se pretpostavilo da su porezi egzogeni. Niži multiplikatori proizlaze iz pozitivnih vrijednosti granične stope poreza na dohodak ($0 < t_1 < 1$) i granične sklonosti uvozu ($0 < im_1 < 1$). U skladu s time, svaki porast

dohotka ujedno znači i porast poreza koji se plaćaju državi, što smanjuje multiplikaciju jer se taj novac ne troši (ovdje se ignorira to da država taj novac može potrošiti). Na sličan način granična sklonost uvozu smanjuje multiplikator jer se novac potrošen na uvozna (inozemna) dobra ne troši na domaće proizvode i usluge, odnosno ne povećava domaći BDP. Dva prikazana modela Keynesovog križa za zatvorenu i otvorenu ekonomiju nipošto ne predstavljaju jedine moguće analitičke oblike multiplikatora državne potrošnje i poreza, a promjene u obliku funkcije osobne potrošnje, investicija, državne potrošnje, poreza, uvoza i izvoza mogu utjecati i na analitički oblik i iznos multiplikatora. No, ono što je zajedničko svim tim analitičkim oblicima je da fiskalna ekspanzija u kratkom roku dovodi do porasta BDP-a.

Još jedna teorija prema kojoj fiskalna ekspanzija koja se provodi smanjenjem poreznog opterećenja dovodi do rasta BDP-a je Friedmanova (1957.) teorija permanentnog dohotka. Friedmanova teorija naglašava važnost budućeg očekivanog dohotka kao odrednice sadašnje osobne potrošnje zbog toga što potrošačima podizanje kredita omogućuje da danas troše svoj budući dohodak. Trošenje budućeg dohotka je jasno vidljivo, na primjer, kada je u pitanju kupovina osobnog automobila putem kredita (Tica, 2020.). Ireland (1995.) u svom radu prikazuje jedan od mogućih analitičkih zapisa teorije permanentnog dohotka, iz kojega se jasno vidi da sadašnja osobna potrošnja sukladno toj teoriji ovisi o sadašnjem dohotku, ali i o budućim očekivanim dohocima. Iz analitičkog se prikaza ove teorije može analizirati kako smanjenje poreznog opterećenja utječe na osobnu potrošnju (i posljedično na BDP) ovisno o tome je li porezno rasterećenje privremenog karaktera ili je ono percipirano kao trajno. Početna točka je problem optimizacije reprezentativnog kućanstva, za koje se pretpostavlja da živi vječno i ima očekivanu korisnost koja se može zapisati kao:

$$E \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t u(c_t) \quad (79)$$

Gdje E predstavlja operator očekivanja, $u(c_t)$ mjeri korisnost koja proizlazi iz iznosa potrošnje c_t u razdoblju t , a β predstavlja diskontni faktor koji se nalazi između 0 i 1 i služi diskontiranju korisnosti koja proizlazi iz budućih iznosa potrošnje, za koje se pretpostavlja da kućanstvu vrijede manje što je ta potrošnja dalje u budućnosti. Kućanstvo na početku razdoblja t ima imovinu u vrijednosti A_t na koju dobiva konstantnu kamatnu stopu u iznosu r , stoga dohodak od kapitala u razdoblju t iznosi $y_{kt} = rA_t$. Kućanstvo također u razdoblju t prima i dohodak od rada y_{lt} . Na kraju razdoblja t kućanstvo dijeli svoj ukupni dohodak,

$y_t = y_{kt} + y_{lt}$, na potrošnju c_t i štednju s_t , $s_t = y_t - c_t$. Vrijednost imovine koja se prenosi u razdoblje $t+1$ je stoga jednaka (Ireland, 1995.):

$$A_{t+1} = A_t + s_t = (1+r)A_t + y_{lt} - c_t \quad (80)$$

Kućanstvo se može zaduživati na temelju svojeg budućeg očekivanog dohotka od rada po kamatnoj stopi r , a zbog toga što zaduživanje znači akumulaciju duga, imovina A_t može postati negativna. S druge strane, dugoročno je zaduživanje kućanstva ograničeno uvjetom da:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{A_t}{(1+r)^t} = 0 \quad (81)$$

Jednadžba 81 ograničava dugoročno zaduživanje kućanstva zbog toga što je jednadžba 80 diferencijska jednadžba za varijablu A_t . U skladu s time, jednadžba 81 predstavlja konačni uvjet (engl. *terminal condition*) jednadžbe 80, koja se može riješiti kako bi se dobio izraz:

$$A_t = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{c_{t+j} - y_{lt+j}}{(1+r)^{j+1}} \quad (82)$$

Iz ovog je izraza vidljivo da se sadašnji dug (negativna imovina A_t) mora otplatiti tako što će buduća potrošnja c_{t+j} biti manja od budućeg dohotka od rada y_{lt+j} . Reprezentativno kućanstvo odabire iznos sadašnje potrošnje c_t i vrijednosti imovine A_{t+1} za svaki $t = 0, 1, 2, \dots$ kako bi maksimiziralo funkciju korisnosti iz jednadžbe 79 uz ograničenja dana jednadžbama 80 i 81. Nakon što se ovaj problem maksimizacije uz ograničenja riješi, uz nekoliko se dodatnih pretpostavki (detalje vidjeti u Ireland, 1995.) dobije sljedeći izraz za osobnu potrošnju reprezentativnog kućanstva u razdoblju t :

$$c_t = rA_t + \frac{r}{1+r} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{E_t y_{lt+j}}{(1+r)^j} \quad (83)$$

Iz ove je funkcije osobne potrošnje vidljivo da sadašnja osobna potrošnja reprezentativnog kućanstva ovisi o sadašnjem dohotku od rada (y_{lt+0}), ali i o očekivanim dohocima od rada svih budućih razdoblja (y_{lt+j} , $j = 1, 2, \dots$).

Iz toga proizlazi i poznati rezultat vezan uz Friedmanovu teoriju permanentnog dohotka prema kojemu će svako porezno rasterećenje rada dovesti do porasta osobne potrošnje (zbog toga što povećava neto dohodak od rada, odnosno dohodak od rada nakon poreza), a samim time i BDP-a, ali jačina tog utjecaja ovisi o tome je li to rasterećenje privremeno ili trajno. Pozitivan utjecaj smanjenja poreza na osobnu potrošnju i BDP bit će manji ako je porezno

rasterećenje privremenog karaktera (primjerice, vrijedi samo u razdoblju t) zbog toga što se budući očekivani dohoci od rada, o kojima također ovisi sadašnja osobna potrošnja, ne mijenjaju. Ako je porezno rasterećenje pak percipirano kao trajno, pozitivan utjecaj na osobnu potrošnju bit će veći.

S druge strane, u ekonomskoj teoriji postoje i viđenja prema kojima fiskalna ekspanzija kratkoročno ne dovodi do porasta BDP-a. Vjerojatno najpoznatiji primjer ovog teorijskog rezultata je Rikardijanska ekvivalencija, koja je dobila ime po britanskom ekonomistu iz 19. stoljeća Davidu Ricardu. Da bi se došlo do ovog rezultata radi jednostavnosti se pretpostavlja da je proračun opće države inicijalno u ravnoteži⁶⁸, nakon čega Vlada odluči povećati državnu potrošnju i to povećanje potrošnje financirati zaduživanjem. Ricardo pretpostavlja slučaj u kojem su kućanstva svjesna budućih implikacija ove ekonomske politike, radi čega vjeruju da će se novac posuđen za financiranje porasta državne potrošnje u budućnosti vraćati povećanjem poreza koje plaćaju kućanstva. Stoga u tom slučaju kućanstva odmah odlučuju preventivno povećati svoju štednju kako bi u budućnosti mogla otplatiti nove poreze. Povećanje štednje se postiže na račun smanjenja osobne potrošnje, a pad u osobnoj potrošnji je po pretpostavci točno jednak iznosu povećanja u državnoj potrošnji. Agregatna potražnja stoga ostaje nepromijenjena, kao i BDP. Razlog zašto kućanstva odmah štede za otplatu budućih poreza leži u tome što će se posuđeni novac vratiti s kamatom, što znači da će budući porezi uključivati i iznos kamata. Zbog toga kućanstva odmah svoj novac investiraju (primjerice, štede u poslovnoj banci) kako bi u budućnosti imala dovoljno sredstava za plaćanje i glavnice i kamata sadržanih u novim porezima (Sumo, 2008.).

Do sličnog se zaključka uz iste pretpostavke može doći i ako se umjesto povećanja državne potrošnje pretpostavi da Vlada smanjuje porezno opterećenje kućanstvima, a manjak u proračunu koji posljedično nastaje financira zaduživanjem. Ako kućanstva smatraju da će u budućnosti doći do suprotne mjere, odnosno do povećanja poreznog opterećenja kako bi se otplatio taj dug, ona bi mogla odmah preventivno uštedjeti cijeli iznos poreznog rasterećenja umjesto da potroše jedan dio tog iznosa. U tom slučaju ne dolazi do povećanja osobne potrošnje kao posljedice manjeg poreznog opterećenja i zato ne dolazi do rasta BDP-a (Sumo, 2008.). Proširivanje funkcije osobne potrošnje s očekivanjima kućanstava vezanim uz budućnost, koja uključuju i buduću vrijednost njihovog poreznog opterećenja, dovodi do zaključka da fiskalna ekspanzija u kratkom roku ne mora dovesti do porasta BDP-a.

⁶⁸ Ova pretpostavka nije nužna, samo pojednostavljuje analizu.

Rikardijanska ekvivalencija jedno je od ključnih obilježja modela realnih poslovnih ciklusa (engl. *real business cycle*, RBC) u kojima povećanje državne potrošnje dovodi do pada, a ne rasta osobne potrošnje radi prethodno spomenutog multiplikativnog učinka. U RBC modelima se pretpostavlja da sadašnja osobna potrošnja ovisi o sadašnjoj vrijednosti budućih raspoloživih dohodaka. Kada državna potrošnje poraste, potrošači očekuju povećanje poreza u budućnosti, što smanjuje njihove buduće raspoložive dohotke i posljedično smanjuje njihovu sadašnju osobnu potrošnju (Galí, Lopez-Salido i Vallés, 2005.). Alesina i Perotti (1997.) na identičan način argumentiraju utjecaj smanjenja državne potrošnje za koji se pretpostavlja da nije privremen⁶⁹. Smanjenje državne potrošnje potrošačima smanjuje budući porezni teret jer se pretpostavlja da će u budućnosti doći do smanjenja poreza koje je omogućeno prethodnim smanjenjem državne potrošnje. Manji očekivani budući porezni teret znači i veće očekivane buduće raspoložive dohotke, što povećava sadašnju osobnu potrošnju zbog toga što ona po pretpostavci ovisi o sadašnjem, ali i o budućim raspoloživim dohocima.

Da ne smatraju svi ekonomisti kako smanjenje poreznog opterećenja neminovno povećava realni BDP u kratkom roku potvrđuje i rasprava o utjecaju smanjenja poreza provedenog 2001. i 2003. na američko gospodarstvo. Romer i Romer (2007.) navode da su neki ekonomisti smatrali da će to smanjenje poreza povećati BDP u kratkom roku, dok su drugi pak smatrali da će ono dovesti do porasta kamatnih stopa i pada povjerenja privatnog sektora, što će smanjiti BDP i u kratkom i u dugom roku. Gale, Orszag i Shapiro (2004.) u kontekstu ove rasprave tvrde da je nepobitna činjenica kako će netko trošak smanjenih poreza morati snositi danas ili u budućnosti, bilo u obliku povećanja poreza ili smanjenja državne potrošnje. Iz ovog je primjera vidljivo da su teorijski koncepti koji su prethodno prikazani, efekt istiskivanja privatnog sektora radi većih kamatnih stopa i Rikardijanska ekvivalencija, utjecali i na rasprave o praktičnom provođenju fiskalne politike.

Nadalje, postoje i drugi argumenti prema kojima fiskalna ekspanzija ne mora nužno dovesti do povećanja BDP-a u kratkom roku. Alesina i Perotti (1997.) daju primjer u kojem je putanja javnog duga neodrživa i nositelji fiskalne politike usprkos tome dodatno povećavaju proračunski deficit. Zbog toga što ostali ekonomski agenti (kućanstva i poduzeća) shvaćaju da je ovakva fiskalna politika neodrživa, u bliskoj budućnosti očekuju povećanje poreznog opterećenja kako bi se izbjegao bankrot, odnos prestanak otplaćivanja obveza vezanih uz

⁶⁹ U svim se navedenim slučajevima pretpostavlja da je promjena u državnoj potrošnji ili porezima trajnog karaktera. Privremene bi promjene imale manji utjecaj na prilagodbu od strane potrošača upravo zbog toga što su prolaznog karaktera.

javni dug. Očekivani veći budući porezni teret i neodrživa dinamika javnog duga negativno utječu na sadašnju potrošnju privatnog sektora, a taj pad potrošnje privatnog sektora može nadjačati ekspanzivni efekt većeg proračunskog deficita i dovesti do pada BDP-a u kratkom roku. Krugman i Wells (2015.) komentiraju slučaj u kojem se fiskalna ekspanzija financira zaduživanjem, a zbog toga što ta sredstva posuđuje država ona nisu dostupna za kreditiranje investicija u privatnom sektoru, odnosno riječ je o svojevrsnom efektu istiskivanja. Manji obujam investicija od onoga koji bi bio realiziran da država nije posudila ta sredstva znači da u konačnici u kratkom roku ne mora doći do porasta BDP-a nakon fiskalne ekspanzije. Autori smatraju da je ovaj scenarij moguć, ali da on neće nastupiti ako se gospodarstvo nalazi ispod razine pune zaposlenosti.

Blanchard (2021.) daje primjer u kojem smanjenje državne potrošnje ne mora nužno smanjiti BDP u kratkom roku, a ključnu ulogu ponovno igra kanal očekivanja, kojim se povezuje utjecaj fiskalne politike u kratkom roku s njenim utjecajem u srednjem roku. Pretpostavlja se da inicijalno dolazi do smanjenja državne potrošnje, koje se provodi s ciljem smanjenja proračunskog deficita. Smanjenje državne potrošnje u kratkom roku dovodi do smanjenja BDP-a⁷⁰. Međutim, u skladu s analizom srednjeg roka koja se u Blanchardovom udžbeniku provodi pomoću IS-LM-PC modela⁷¹, na pad BDP-a u kratkom roku će središnja banka reagirati monetarnom ekspanzijom s ciljem da vrati BDP natrag na njegovu potencijalnu razinu, to jest da izvuče gospodarstvo iz recesije uzrokovane fiskalnom kontrakcijom⁷². Stoga u srednjem roku negativan utjecaj smanjenja državne potrošnje na BDP nestaje jer smanjenje kamatnih stopa do kojega dolazi radi monetarne ekspanzije povećava investicije, što dalje multiplikativno povećava BDP⁷³. Ono što je ključno je da se u ovom slučaju struktura gospodarstva u srednjem roku razlikuje od strukture u kratkom roku. Razina BDP-a u srednjem roku ostaje nepromijenjena⁷⁴ u odnosu na kratki rok, ali je udio državne potrošnje u BDP-u manji, a udio investicija veći nego prije smanjenja državne potrošnje. Ovo je važno jer se u dugom roku povećanje investicija prelijeva u povećanje fizičkog kapitala, što je jedan od glavnih čimbenika ekonomskog rasta prema Solowljevom modelu rasta.

⁷⁰ U ovom se primjeru ignorira moguće postojanje Rikardijanske ekvivalencije.

⁷¹ Ranija izdanja Blanchardovog udžbenika su analizu srednjeg roka temeljila na jednoj od inačica AS-AD modela u kojem se BDP u srednjem roku vraća na svoju potencijalnu razinu, dok u kratkom roku može odstupati od nje (Blanchard i Johnson, 2012.).

⁷² Pretpostavlja se da je stvarni BDP prije smanjenja državne potrošnje bio na svojoj potencijalnoj razini.

⁷³ To ne bi bio slučaj da je u pitanju mala otvorena ekonomija s visokom tečajnom izloženošću.

⁷⁴ Riječ je o modelu komparativne statike, stoga se pretpostavlja da je stopa rasta potencijalnog BDP-a jednaka nuli.

Ako se pretpostavi da kućanstva i poduzeća imaju racionalna očekivanja, ona će očekivati rast BDP-a u budućnosti i zbog nižih budućih kamatnih stopa kao posljedice odgovora središnje banke i zbog dugoročnog pozitivnog utjecaja većeg udjela investicija u BDP-u na ekonomski rast. Sukladno tome, kućanstva i poduzeća bi na smanjenje državne potrošnje, koje ima negativan kratkoročan utjecaj na BDP, kratkoročno mogla odgovoriti povećanjem osobne potrošnje i investicija, što ima pozitivan utjecaj na BDP. Povrh toga, poduzeća po pretpostavci imaju racionalna očekivanja i zato očekuju i niže buduće kamatne stope sukladno očekivanoj reakciji središnje banke. To dodatno povećava današnje investicije jer su u ovom modelu investicije funkcija sadašnje, ali i budućih očekivanih kamatnih stopa (primjerice, krediti s varijabilnom kamatnom stopom su pod utjecajem buduće monetarne politike). Zbog ovih pozitivnih kratkoročnih utjecaja na BDP koji proizlaze iz reakcije potrošača i poduzeća na smanjenje državne potrošnje, kratkoročna posljedica smanjenja državne potrošnje ne mora biti pad BDP-a, a ovisno o kumulativnom djelovanju svih ovih utjecaja BDP kratkoročno može i porasti (Blanchard, 2021.).

Dakako, postoje i kritike navedenih teorijskih koncepata prema kojima fiskalna ekspanzija kratkoročno ne povećava BDP. Na primjer, Krugman i Wells (2015.) smatraju upitnim vrijedi li Rikardijanska ekvivalencija u stvarnosti i propitkuju to koliko potrošači stvarno vode računa o svojem budućem poreznom opterećenju kada donose odluke o sadašnjoj osobnoj potrošnji. Čak i ako potrošači nakon smanjenja poreza počnu očekivati rast poreza u budućnosti kako bi se otplatilo zaduživanje kojim se financira ovo porezno rasterećenje, većina ljudi će danas potrošiti barem dio novca dobivenog od poreznog rasterećenja, stoga je kratkoročni utjecaj smanjenja poreza na BDP po njima ipak pozitivan. Sørensen i Whitta-Jacobsen (2010.) navode dva argumenta zašto Rikardijanska ekvivalencija ne vrijedi. Prvo, fiskalna politika može imati redistribucijski utjecaj. Primjerice, smanjenje stope poreza na dodanu vrijednost danas, čiji se fiskalni učinak u budućnosti poništava povećanjem poreza na kamatu na štednju, može rezultirati povećanjem osobne potrošnje danas. Razlog leži u tome što je granična sklonost potrošnji nižih dohodovnih skupina, koje troše sav ili gotovo sav dohodak, veća u odnosu na skupine s većim dohotkom (one koje će u budućnosti snositi najveći dio poreznog tereta kroz povećanje poreza na kamatu na štednju). Stoga navedena redistribucija može povećati potrošnju u sadašnjosti unatoč tome što je sadašnja vrijednost svih poreza (tekućih i budućih) na razini cjelokupnog gospodarstva ostala nepromijenjena. Drugo, teorija realnih poslovnih ciklusa pretpostavlja da će današnje smanjenje poreza na

dohodak koje se financira zaduživanjem povećati ponudu rada u sadašnjosti, što će povećati današnju ekonomsku aktivnost, odnosno neće biti neutralno po ekonomsku aktivnost.

Još jedna kritika Rikardijanske ekvivalencije proizlazi iz modela preklapajućih generacija (engl. *overlapping generations model*), čiji temeljni zaključci impliciraju da, na primjer, porezno rasterećenje financirano zaduživanjem države nije neutralno po BDP. Ako Rikardijanska ekvivalencija vrijedi, današnje će porezno rasterećenje koje se financira zaduživanjem biti neutralno po BDP jer će potrošači sav iznos dobiven poreznim rasterećenjem uštedjeti zbog toga što anticipiraju buduće povećanje poreza potrebno da se taj dug otplati. S druge strane, u modelu preklapajućih generacija ovaj utjecaj na BDP nije jednak nuli. Model kreće od pretpostavke da, umjesto jednog reprezentativnog kućanstva ili pojedinca, u gospodarstvu postoje dvije generacije pojedinaca, mladi i stari, koji žive ukupno dva razdoblja, a nova generacija se rađa u svakom razdoblju. Pojedinac rođen u razdoblju t ima sljedeću funkciju korisnosti (Obstfeld i Rogoff, 1996.):

$$U(c_t^M, c_{t+1}^S) = \log(c_t^M) + \beta \log(c_{t+1}^S) \quad (84)$$

Varijabla c_t^M predstavlja potrošnju osobe rođene u razdoblju t u mladosti, a varijabla c_{t+1}^S potrošnju osobe rođene u razdoblju t u starosti, odnosno u razdoblju $t+1$ u skladu s time što pojedinci žive dva razdoblja. Parametar β je subjektivni parametar preferencije koji mjeri koliko potrošnja te osobe u starosti utječe na korisnost u usporedbi s potrošnjom danas (u mladosti). Obstfeld i Rogoff (1996.) ističu da je model koji prikazuju relativno jednostavan i da postoje puno složeniji modeli preklapajućih generacija, ali da su osnovni zaključci ove jednostavne inačice modela jednaki i u njegovim složenijim varijantama. Nadalje, τ_t^M predstavlja neto poreze (poreze umanjene za transfere) koje pojedinac koji je mlad plaća u razdoblju t , a τ_{t+1}^S su neto porezi koje će taj pojedinac platiti kada bude star. Drugim riječima, neto porezi koje pojedinac plaća dok je mlad i dok je star se mogu razlikovati. Ako se pretpostavi da je vrijednost imovine pojedinca jednaka nuli (ova pretpostavka nije nužna za daljnju analizu), budžetsko ograničenje pojedinca dano je pomoću:

$$c_t^M + \frac{c_{t+1}^S}{1+r} = y_t^M - \tau_t^M + \frac{y_{t+1}^S - \tau_{t+1}^S}{1+r} \quad (85)$$

Gdje je r kamatna stopa za koju se pretpostavlja da je fiksna, y_t^M dohodak prije poreza koji pojedinac uprihođuje dok je mlad, a y_{t+1}^S dohodak prije poreza koji će pojedinac uprihođivati kada bude star. Rješavanjem problema maksimizacije funkcije korisnosti iz jednadžbe 84 uz

ovo budžetsko ograničenje dobije se intertemporalna Eulerova jednadžba (Obstfeld i Rogoff, 1996.):

$$c_{t+1}^S = (1+r)\beta c_t^M \quad (86)$$

Kombinacija ove Eulerove jednadžbe i budžetskog ograničenja daje potrošnju pojedinca u razdoblju dok je mlad i dok je star:

$$c_t^M = \left(\frac{1}{1+\beta}\right) \left(y_t^M - \tau_t^M + \frac{y_{t+1}^S - \tau_{t+1}^S}{1+r}\right) \quad (87)$$

$$c_{t+1}^S = (1+r) \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right) \left(y_t^M - \tau_t^M + \frac{y_{t+1}^S - \tau_{t+1}^S}{1+r}\right) \quad (88)$$

Pretpostavlja se da u svakom razdoblju istovremeno žive dvije vrste pojedinaca, mlada i stara generacija. Agregatna potrošnja u razdoblju t je stoga jednaka zbroju potrošnje mlade i potrošnje stare generacije:

$$C_t = c_t^M + c_t^S \quad (89)$$

Kako je prethodno napomenuto, u ovom se modelu preklapajućih generacija može postaviti pitanje utjecaja jednokratnog poreznog rasterećenja koje se financira zaduživanjem države na agregatnu (osobnu) potrošnju. Pretpostavimo da u razdoblju $t = 0$ država smanji poreze koje plaćaju mlada i stara generacija za iznos $\frac{d}{2}$ po generaciji. U tom su slučaju porezi koje plaća mlada generacija u razdoblju $t = 0$ niži i iznose $\tau_0^M - \frac{d}{2}$, a analogno tome porezi koje plaća stara generacija u razdoblju $t = 0$ se također smanjuju i iznose $\tau_0^S - \frac{d}{2}$. Nadalje, pretpostavlja se da se povećani budući porezni teret radi kamate koja se u budućnosti plaća na ukupan iznos duga, rd , ravnomjerno raspodjeljuje između mladih i starih generacija. Odnosno, za svaki $t \geq 1$ porez koji plaćaju mlade i stare generacije raste na $\tau_t^M + \frac{rd}{2}$, odnosno $\tau_t^S + \frac{rd}{2}$ kako bi se financirao trošak tih kamata. U razdoblju $t = 0$ stara generacija, kojoj je to posljednje razdoblje u kojem živi, troši cijeli iznos poreznog rasterećenja (Obstfeld i Rogoff, 1996.):

$$c_0^S = c_0^S + \frac{d}{2} \quad (90)$$

S druge strane, mlada generacija ne troši cijeli iznos poreznog rasterećenja iz dva razloga. Prvo, cilj im je dio tog novca potrošiti u starosti jer na taj način maksimiziraju korisnost sukladno jednadžbi 84, i drugo, mlada generacija prema ovom modelu vodi računa o tome da će u starosti (u idućem razdoblju, razdoblju $t = 1$) morati plaćati veće poreze (iznos $\frac{rd}{2}$), stoga

jedan dio poreznog rasterećenja štedi. U skladu s jednadžbom 87, potrošnja mlade generacije u razdoblju $t = 0$ iznosi:

$$c_0^{M'} = c_0^M + \frac{1}{1 + \beta} \left(1 - \frac{r}{1 + r}\right) \frac{d}{2} = c_0^M + \frac{1}{1 + \beta} \left(\frac{1}{1 + r}\right) \frac{d}{2} \quad (91)$$

Na temelju jednadžbi 90 i 91 može se izračunati kolika je promjena agregatne potrošnje u razdoblju $t = 0$ koju uzrokuje ovo porezno rasterećenje mlade i stare generacije:

$$c_0^{S'} + c_0^{M'} - (c_0^S + c_0^M) = \left[1 + \frac{1}{(1 + \beta)(1 + r)}\right] \frac{d}{2} \quad (92)$$

Ovaj je iznos promjene agregatne potrošnje manji od iznosa ukupnog poreznog rasterećenja d (zbog toga što mlada generacija ne troši cijeli iznos poreznog rasterećenja), ali je, što je ključna razlika u odnosu na modele koji pretpostavljaju da vrijedi Rikardijanska ekvivalencija, promjena agregatne potrošnje u razdoblju $t = 0$ pozitivna (Obstfeld i Rogoff, 1996.). Stoga u modelima u kojima se pretpostavlja da Rikardijanska ekvivalencija vrijedi, porezno rasterećenje, odnosno fiskalna ekspanzija općenito, nema utjecaja na BDP, dok u modelima u kojima se pretpostavlja da ona ne vrijedi, kao što su modeli preklapajućih generacija, fiskalna ekspanzija ima utjecaja na BDP.

Iz svega se navedenog može zaključiti kako u teorijskoj literaturi ne postoji strogi konsenzus oko toga da fiskalna ekspanzija nužno povećava, a fiskalna kontrakcija nužno smanjuje realni BDP u kratkom roku. Ipak, treba napomenuti kako većina ekonomista smatra da fiskalna ekspanzija kratkoročno povećava, a fiskalna kontrakcija kratkoročno smanjuje BDP. Romer (2018.) u svom udžbeniku „Napredna makroekonomija“ kaže da je općeniti konsenzus među ekonomistima kako fiskalna politika kratkoročno ima utjecaj koji je očekivan. Smanjenje poreza i povećanje državne potrošnje povećavaju BDP u kratkom roku, a povrh toga su magnitude ovih utjecaja značajne. Mišljenje koje su ranije⁷⁵ iznijeli Galí, Lopez-Salido i Vallés (2005.) se nešto razlikuje od Romerovog i oni tvrde da po pitanju utjecaja državne potrošnje na agregatnu gospodarsku aktivnost (BDP) nema raširenog konsenzusa ni u teorijskoj ni u empirijskoj literaturi, ali potom priznaju da većina makroekonomskih modela predviđa da će porast državne potrošnje povećati BDP u kratkom roku. Ovo je u skladu s time što se u makroekonomskim udžbenicima fiskalna politika prvo prezentira u okviru teorija prema kojima fiskalna ekspanzija povećava, a fiskalna kontrakcija smanjuje BDP u kratkom

⁷⁵ Riječ ranije se odnosi na to da je njihov rad objavljen 2005., a Romerov udžbenik 2018.

roku, a neki udžbenici (primjerice, Mankiw, 2015.) niti ne spominju mogućnost da fiskalna politika kratkoročno može imati drugačiji učinak.

3.2. Koncept fiskalnih multiplikatora

U prethodnom se potpoglavlju govorilo o kratkoročnom utjecaju promjena u državnoj potrošnji i porezima na proizvodnju, kao i o multiplikativnom utjecaju tih promjena. Kako bi se ovi utjecaji preciznije definirali i potom empirijskim metodama kvantificirali, u literaturi se definiraju fiskalni multiplikatori koji mjere kratkoročni utjecaj diskrecijskih promjena u fiskalnoj politici (državnoj potrošnji i porezima) na BDP. Uobičajen način definiranja fiskalnih multiplikatora je pomoću omjera veličine promjene u BDP-u i veličine diskrecijske promjene u državnoj potrošnji ili porezima koja je dovela do promjene u BDP-u (Batini et al., 2014.). Riječ diskrecijski znači da su državna potrošnja ili porezi ciljano promijenjeni od strane nositelja fiskalne politike, odnosno da nije riječ o, primjerice, endogenom porastu prihoda od poreza koji je posljedica rasta nominalnog BDP-a u fazi ekspanzije. Kada se govori o utjecaju diskrecijskih promjena, u empirijskoj je literaturi važno da te diskrecijske promjene nisu posljedica cikličkih kretanja u BDP-u (na primjer, da nije riječ o reakciji nositelja fiskalne vlasti na ulazak gospodarstva u recesiju), odnosno da su u pitanju egzogene promjene u fiskalnoj politici, o čemu će biti više riječi u potpoglavlju 4.3. kada će se detaljno objasniti narativni pristup identifikaciji egzogenih promjena u fiskalnoj politici (Attinasi i Klemm, 2016.).

U literaturi se uobičajeno definiraju dvije vrste fiskalnih multiplikatora, početni multiplikator (engl. *impact multiplier*) i multiplikator za određeno razdoblje i . Početni multiplikator i multiplikator za razdoblje i se za državnu potrošnju definiraju kao (Batini et al., 2014.):

$$\text{Početni multiplikator} \equiv \frac{\Delta Y_t}{\Delta G_t} \quad (93)$$

$$\text{Multiplikator za razdoblje } i \equiv \frac{\Delta Y_{t+i}}{\Delta G_t} \quad (94)$$

Gdje t može biti ili tromjesečje ili godina ovisno o frekvenciji korištenih podataka. Početni multiplikator mjeri utjecaj promjene u državnoj potrošnji na BDP u razdoblju t , istom razdoblju kada je državna potrošnja promijenjena. Primjerice, ako povećanje državne potrošnje za 100 milijuna eura u istom razdoblju dovede do povećanja BDP-a za 200 milijuna

eura, početni multiplikator iznosi 2. Interpretacija ove vrijednosti je da je povećanje državne potrošnje za 1 euro povećalo BDP za 2 eura u istom razdoblju u kojem je državna potrošnja povećana. Analogno tome, multiplikator za razdoblje i mjeri utjecaj promjene u državnoj potrošnji u razdoblju t na BDP u razdoblju $t+i$. Promjena u državnoj potrošnji u razdoblju t može utjecati na BDP u razdoblju $t+i$ zbog multiplikativnog utjecaja promjene u državnoj potrošnji na gospodarstvo koji se odvija kroz vrijeme. Nema razloga zašto bi se sva multiplikacija i cijela reakcija gospodarstva na ovu promjenu realizirali u razdoblju t , pogotovo kada je u pitanju tromjesečna frekvencija podataka. Kako su multiplikatori državne potrošnje definirani u terminima promjene u državnoj potrošnji, oni obuhvaćaju i slučajeve diskrecijskog povećanja i slučajeve diskrecijskog smanjenja državne potrošnje. Početni multiplikator i i multiplikator za razdoblje i za poreze definiraju se na ekvivalentan način, a varijablu G u gornjim jednadžbama mijenja varijabla T (Batini et al., 2014.). Ni multiplikatori državne potrošnje ni multiplikatori poreza ne pretpostavljaju smjer utjecaja tih varijabli na BDP, stoga ovi koncepti odgovaraju svim prethodno izloženim teorijama o utjecaju fiskalne politike na BDP.

Spilimbergo, Schindler i Symansky (2009.) definiraju i kumulativan multiplikator državne potrošnje (na ekvivalentan se način definira i kumulativan multiplikator poreza):

$$\text{Kumulativan multiplikator za razdoblje } i \equiv \frac{\sum_{j=0}^i \Delta Y_{t+j}}{\sum_{j=0}^i \Delta G_{t+j}} \quad (95)$$

Kumulativan multiplikator može biti koristan kada se, primjerice, program povećanja državne potrošnje provodi kroz više razdoblja jer se njegovom upotrebom vodi računa o tome da nije svo povećanje državne potrošnje realizirano u istom razdoblju, kao i da taj porast državne potrošnje utječe na BDP kroz više razdoblja (Narita, 2014.).

Spilimbergo, Schindler i Symansky (2009.) analiziraju o čemu ovisi veličina tri spomenuta fiskalna multiplikatora. Navode tri glavna uvjeta pod kojima će fiskalni multiplikatori biti veliki. Ako se govori o fiskalnoj ekspanziji, uvjeti su:

1. Multiplikatori će biti veliki ako je odljeva iz kružnog toka gospodarstva malo. To uključuje nisku graničnu sklonost štednji, što znači da potrošači troše velik dio porasta raspoloživog dohotka, i nisku graničnu sklonost uvozu. Niska granična sklonost uvozu znači da se mali postotak inicijalnog porasta potrošnje uzrokovanog fiskalnom ekspanzijom troši na uvozna dobra, kao i mali postotak naknadnih povećanja potrošnje privatnog sektora radi multiplikativnog učinka fiskalne ekspanzije. Uz to, multiplikatori će biti veći ako je efekt

Rikardijanske ekvivalencije malen ili nepostojeći (ovo je u skladu s niskom graničnom sklonosti štednji).

2. Multiplikatori će biti veliki ako se provodi monetarna politika koja pogoduje većim multiplikatorima. Vrijednosti multiplikatora bit će veće ako fiskalna ekspanzija ne dovede do porasta kamatnih stopa. U kontekstu prethodne teorijske analize, to znači da ne dolazi do efekta istiskivanja zbog toga što nositelji monetarne politike ne dozvoljavaju porast kamatnih stopa kao posljedicu fiskalne ekspanzije (horizontalna LM krivulja). U otvorenoj ekonomiji fiksni tečajni režim rezultira većim multiplikatorima od fleksibilnog⁷⁶.

3. Većim multiplikatorima pogoduje i održivost javnih financija. Na primjer, fiskalna ekspanzija financirana zaduživanjem u uvjetima upitne održivosti javnih financija može dovesti do porasta kamatnih stopa radi većeg rizika od neplaćanja (veća premija rizika) i posljedično imati negativan utjecaj na gospodarstvo. Do ovog negativnog utjecaja ne dolazi ako su javne financije održive.

Iduće potpoglavlje daje pregled empirijske literature vezane uz procjene fiskalnih multiplikatora. Bitno je naglasiti da je usprkos tome što se fiskalni multiplikatori mogu vrlo jasno definirati matematički njihova empirijska procjena zahtjevna i vrlo često nedovoljno pouzdana (Batini et al, 2014.). O ovom će problemu biti više riječi u nastavku rada, no temeljni je problem kod procjene fiskalnih multiplikatora kako izolirati izravne utjecaje fiskalne politike na BDP. I državna potrošnja i porezi utječu na BDP, ali BDP istovremeno utječe i na državnu potrošnju i poreze. Porezni prihodi ovise o poslovnom ciklusu, kao i neke komponente državne potrošnje kao što su naknade za nezaposlene. Povrh toga, jaz dohotka (trenutni ciklički položaj gospodarstva) utječe na nositelje fiskalne vlasti i njihove odluke o promjenama državne potrošnje i poreza. Primjerice, ako pozitivan jaz dohotka dovede do diskrecijskog smanjenja državne potrošnje ili povećanja poreza radi straha od pregrijavanja gospodarstva, to znači da kretanje BDP-a utječe na fiskalne varijable. Zbog ovih je dvosmjernih veza teško izolirati i izmjeriti utjecaj od fiskalnih varijabli prema BDP-u jer se međusobni utjecaji često događaju simultano i zato nije jasno koja varijabla je utjecala na koju i kojom jačinom. Istraživači pokušavaju riješiti ovaj problem identificiranjem i

⁷⁶ Ovo je poznati nalaz iz makroekonomske teorije. U fleksibilnom tečajnom režimu i uz dovoljno visok stupanj međunarodne mobilnosti kapitala fiskalna ekspanzija u kratkom roku dovodi do povećanja domaćih kamatnih stopa, što uzrokuje aprecijacijske pritiske. Pod pretpostavkom da vrijedi Marshall-Lernerov uvjet, aprecijacija smanjuje neto izvoz i posljedično BDP. Stoga je u fleksibilnom tečajnom režimu utjecaj fiskalne politike na BDP manji nego u fiksnom tečajnom režimu, u kojem ne dolazi do promjene domaćih kamatnih stopa i tečaja jer središnja banka na fiskalnu ekspanziju odgovara monetarnom ekspanzijom (Tica, 2020.).

korištenjem egzogenih fiskalnih šokova, to jest promjena u fiskalnoj politici koje nisu pod utjecajem BDP-a, kako bi se uklonio problem dvosmjerne veze. Međutim, ne postoji niti jedna metoda identifikacije egzogenih šokova oko koje u literaturi postoji konsenzus, a zbog svega navedenog u literaturi nema konsenzusa ni oko veličine fiskalnih multiplikatora (Batini et al, 2014.).

3.3. Empirijski pristupi procjeni utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo

U ovom će se potpoglavlju dati pregled međunarodne i domaće empirijske literature vezane uz procjene fiskalnih multiplikatora. Kao što će biti vidljivo iz pregleda literature, u međunarodnoj se empirijskoj literaturi koristi širi skup metoda procjene fiskalnih multiplikatora, dok se domaća literatura dominantno oslanja na primjenu neke inačice Blanchard-Perotti strukturnog VAR modela.

3.3.1. Pregled međunarodne empirijske literature vezane uz procjene fiskalnih multiplikatora

Empirijska literatura vezana uz procjene fiskalnih multiplikatora dominantno se oslanja na primjenu nekog od različitih oblika VAR modela, koji su postali glavni ekonometrijski alat za procjenu šokova u fiskalnoj politici i fiskalnih multiplikatora u prvom desetljeću 21. stoljeća (Caldara i Kamps, 2008.). Popularnost korištenja VAR modela u ove svrhe nastavila se i u narednim godinama, što će biti vidljivo iz pregleda međunarodne i domaće empirijske literature koja se bavi ovom temom. Perotti (2004.) i Caldara i Kamps (2008.) identificiraju četiri različita pristupa procjeni fiskalnih šokova (šokova u porezima i državnoj potrošnji) i njihovog utjecaja na gospodarstvo:

1. Pristup koji koriste Fatas i Mihov (2001.) i Favero (2002.), koji se oslanja na Simsov (1980.) pristup identifikaciji šokova putem rekurzivnog VAR modela (Cholesky dekompozicija)
2. Strukturni VAR model koji koriste Blanchard i Perotti (2002.), a dodatno ga proširuje Perotti u svojem radu iz 2004.

3. VAR model s restrikcijama predznaka (engl. *Sign Restriction VAR model*) koji je razvio Uhlig (2005.) za analizu utjecaja monetarne politike i koji su potom Mountford i Uhlig (2005.) upotrijebili za analizu utjecaja fiskalne politike na gospodarstvo

4. Pristup studije slučajeva koji koriste radovi kao što su Ramey i Shapiro (1998.), Edelberg, Eichenbaum i Fisher (1999.), Burnside, Eichenbaum i Fisher (2003.) i Perotti (2008.), koji se temelji na identifikaciji i procjeni utjecaja fiskalnih šokova narativnim pristupom na način da se u model uključi binarna varijabla koja poprima vrijednost 1 u onom razdoblju u kojem je došlo do egzogenog fiskalnog šoka. Primjer ovakvog egzogenog šoka je povećana američka državna potrošnja u kontekstu priprema za Korejski i Vijetnamski rat. Nadogradnjom ovog pristupa može se smatrati narativni pristup koji Romer i Romer (2010.) koriste za identifikaciju šokova u porezima, a radovi kao što su Hussain i Liu (2018.) za identifikaciju šokova u državnoj potrošnji. Razlika između ova dva pristupa leži u tome što prvi pristup nastoji identificirati razdoblja u kojima je došlo do egzogenog šoka u porezima ili državnoj potrošnji i ova razdoblja u model uključuje u obliku binarne varijable, dok drugi pristup nastoji kvantificirati egzogene šokove za svako tromjesečje i na taj način kreirati novu vremensku seriju koja se potom koristi za procjenu utjecaja tih šokova na BDP.

Prvi od ova četiri pristupa sastoji se od procjene utjecaja fiskalnih varijabli na BDP pomoću rekurzivnog VAR modela, to jest pristup se temelji na tome da se ograniče neki od međusobnih utjecaja među varijablama u modelu u razdoblju t kako bi se omogućila procjena preostalih utjecaja među varijablama. Fatas i Mihov (2001.) tako pretpostavljaju da kretanja varijabli kao što su BDP, BDP deflator i porezi nemaju utjecaja na državnu potrošnju u razdoblju t , ali da državna potrošnja može utjecati na ove varijable u razdoblju t . U kontekstu rekurzivnog VAR modela, ovo znači da je državna potrošnja na prvom mjestu u modelu, to jest da ona ima utjecaj na ostale varijable u modelu u razdoblju t , dok druge varijable u modelu kao što su spomenuti BDP, BDP deflator i porezi ne mogu utjecati na državnu potrošnju u razdoblju t , odnosno taj utjecaj se ograničava da iznosi nula.

Favero (2002.) pak pretpostavlja da državna potrošnja i porezi ne mogu utjecati na jaz dohotka (mjeru gospodarske aktivnosti) u razdoblju t , odnosno fiskalne varijable su zadnje prema poretku u modelu. Fiskalne varijable mogu utjecati na jaz dohotka tek u razdoblju $t+1$, dok jaz dohotka može utjecati na fiskalne varijable u razdoblju t . Ove razlike u pretpostavkama dobro ocrtavaju problematiku povezanu s različitim metodama procjene utjecaja fiskalne politike na proizvodnju. Točna specifikacija modela ovisi o početnim pretpostavkama, koje su često neprovjerljive. Tako Fatas i Mihov (2001.) komentiraju svoju

pretpostavku o poretku varijabli u modelu prema kojoj državna potrošnja dolazi prva a porezi dolaze nakon državne potrošnje, stoga porezi nemaju utjecaja na državnu potrošnju u razdoblju t . Ta pretpostavka znači da nositelji fiskalne politike prvo odlučuju o državnoj potrošnji, a tek nakon toga o poreznom opterećenju. Autori u radu argumentiraju zašto je ova pretpostavka plauzibilna, ali kažu da ju nažalost nije moguće provjeriti.

Drugi pristup temelji se na radu Blancharda i Perottija (2002.), koji je metodološki relativno sličan prvom pristupu jer je u oba slučaja riječ o strukturnom VAR modelu, samo je struktura koja se nameće modelu drugačija kod Blancharda i Perottija u odnosu na radove Fatasa i Mihova i Favera. Kako je pristup od Blancharda i Perottija temelj za testiranje druge, treće i četvrte hipoteze, metodologija u pozadini ovog pristupa će se temeljito objasniti u potpoglavlju 4.2.2. i radi toga se ovdje neće detaljno komentirati. Ukratko, ova se metoda temelji na procjeni strukturnog VAR modela koji uključuje tri varijable, poreze, državnu potrošnju i BDP, a cilj je dakako kvantificirati utjecaje egzogenih promjena u porezima i državnoj potrošnji na BDP. Identifikacija šokova u fiskalnim varijablama postiže se postavljanjem linearnih ograničenja na odnose među varijablama (to jest, na odnose među šokovima u varijablama) u modelu, čime se VAR modelu daje struktura koja je u skladu s ekonomskom teorijom.

Perottijev rad iz 2004. proširuje Blanchard-Perotti SVAR model, a model se procjenjuje korištenjem 5 varijabli umjesto 3 varijable. Uz državnu potrošnju, poreze i BDP, model uključuje i stopu inflacije mjerenu BDP deflatorom i desetogodišnju nominalnu kamatnu stopu. Ova proširenja omogućuju procjenu većeg broja međusobnih utjecaja između varijabli u modelu i adresiranje pitanja kao što su utjecaj državne potrošnje na inflaciju i interakcija između fiskalne i monetarne politike. U ranijoj verziji ovog rada iz 2002. Perotti argumentira zašto moguće restrikcije koje pruža rekurzivni VAR model (različiti načini poretka varijabli) ne predstavljaju dovoljno kredibilne načine modeliranja odnosa među varijablama u modelu, a potom predlaže novi način modeliranja ovih odnosa i posljedično identifikacije šokova u tim varijablama, odnosno predlaže vlastitu specifikaciju SVAR modela. U verziji ovog rada iz 2002. Perotti navodi i da se dotadašnja literatura koja se bavila empirijskim procjenama utjecaja fiskalne politike na BDP uglavnom fokusirala na gospodarstvo SAD-a, stoga on u svom radu uz SAD uključuje i Zapadnu Njemačku, Ujedinjeno Kraljevstvo, Kanadu i Australiju.

Zanimljivo je da se rezultati Perottijevog rada iz 2004. u nekim aspektima značajno razlikuju od rezultata rada Blancharda i Perottija (2002.). Oba rada dolaze do zaključka da je utjecaj

državne potrošnje na američki BDP u razdoblju t (početni multiplikator državne potrošnje) pozitivan i statistički značajan. No, prema rezultatima Perottijevog rada ovaj je utjecaj pozitivan i statistički značajan i u svim budućim tromjesečjima, dok je u radu Blancharda i Perottija ovaj utjecaj pozitivan, ali nije statistički značajan u svim narednim tromjesečjima. Do još većeg odstupanja u rezultatima dolazi kada je u pitanju utjecaj promjena u poreznom opterećenju na BDP. Blanchard i Perotti dobivaju rezultat da smanjenje poreznog opterećenja ima statistički značajan i pozitivan utjecaj na američki BDP u razdoblju t (početni multiplikator poreza), dok Perottijevi rezultati za SAD pokazuju da početni multiplikator poreza nije statistički značajno različit od nule, a utjecaj postaje statistički značajan i pozitivan tek nekoliko tromjesečja nakon smanjenja poreznog opterećenja.

Treći pristup identifikaciji šokova u porezima i državnoj potrošnji i procjeni njihovih utjecaja na BDP temelji se na VAR modelu s restrikcijama predznaka, a najutjecajniji rad u literaturi koji koristi ovu metodu je rad od Mountforda i Uhliga (2005.). VAR model s restrikcijama predznaka funkcionira na drugačijem principu od strukturnog VAR modela. Kod strukturnog VAR modela se odnosi između reziduala iz reduciranog oblika VAR modela i strukturnih (egzogenih) šokova u razdoblju t modeliraju pomoću linearnih restrikcija (vidjeti potpoglavlje 4.2.2.). Kod VAR modela s restrikcijama predznaka se s druge strane ograničavaju prednaci funkcija impulsnog odaziva koje proizlaze iz modela (Perotti, 2002.). Mountford i Uhlig (2005.) tako ograničavaju predznake funkcija impulsnog odaziva s ciljem identifikacije fiskalnih šokova.

Konkretno, autori šok u državnoj potrošnji identificiraju pomoću ograničenja da državna potrošnja raste barem godinu dana nakon šoka, čime se iz analize isključuju prolazni šokovi kod kojih, na primjer, državna potrošnja poraste u prvom tromjesečju, ali potom pada u idućim tromjesečjima. Šok u porezima se identificira na sličan način, pomoću ograničenja da nakon šoka u porezima prihodi od poreza rastu barem godinu dana zaredom. Također identificiraju i šokove u poslovnom ciklusu, pri čemu se šok u poslovnom ciklusu definira kao istovremeni rast BDP-a, osobne potrošnje, nerezidencijalnih investicija i prihoda od poreza. Ovakvom identifikacijom šokova u poslovnom ciklusu se postiže da se porast prihoda od poreza koji je posljedica faze ekspanzije ne kategorizira kao egzogeni šok u porezima, već kao endogeni porast prihoda od poreza koji je reakcija na ciklička kretanja u gospodarstvu. Drugim riječima, ako uz porast prihoda od poreza istovremeno dolazi i do rasta BDP-a, osobne potrošnje i nerezidencijalnih investicija, to se ne smatra šokom u porezima.

Bitno je naglasiti da se ovom pretpostavkom automatski eliminira rezultat u kojem bi povećanje poreznog opterećenja moglo dovesti do rasta BDP-a (nekejnezijski utjecaj) jer se svako takvo kretanje smatra šokom u poslovnom ciklusu, stoga i ovaj način identifikacije šokova ovisi o početnim pretpostavkama. Kao i mnogi drugi radovi u međunarodnoj literaturi, istraživanje Mountforda i Uhliga je usmjereno na gospodarstvo SAD-a, a prema njihovim rezultatima povećanje poreznog opterećenja ima statistički značajan i dugotrajan negativan utjecaj na BDP, dok povećanje državne potrošnje statistički značajno pozitivno utječe na BDP, ali je utjecaj relativno blag i privremen.

Kao četvrti pristup Perotti (2004.) i Caldara i Kamps (2008.) navode pristup studije slučajeva. Ramey i Shapiro (1998.) u svom radu identificiraju tri razdoblja povećanja državne potrošnje u SAD-u za koja se može uvjerljivo argumentirati da je riječ o egzogenim epizodama, a to su razdoblje porasta vojnih izdataka u kontekstu Korejskog rata, Vijetnamskog rata i porast vojnih izdataka nakon Sovjetske invazije na Afganistan. Ovi se šokovi redom pripisuju trećem tromjesečju 1950., prvom tromjesečju 1965. i prvom tromjesečju 1980., čime se dobivaju binarne varijable koje poprimaju vrijednost 1 u spomenutim tromjesečjima. Ramey i Shapiro potom te binarne varijable koriste kao nezavisne varijable u modelu višestruke linearne regresije kako bi ispitali utjecaj ovih epizoda povećane državne potrošnje na američki BDP. Edelberg, Eichenbaum i Fisher (1999.) koriste ove binarne varijable s istim ciljem, samo ih umjesto u modelu višestruke linearne regresije koriste kao egzogene varijable u VAR modelu. Burnside, Eichenbaum i Fisher (2003.) i Perotti (2008.) također te binarne varijable koriste unutar VAR modela i uz to dodatno metodološki unaprjeđuju ovaj pristup, a Perotti u svom radu uključuje i binarnu varijablu za četvrto tromjesečje 2001. u skladu s povećanjem državne potrošnje za vrijeme predsjednika Busha. Rezultati ovih radova upućuju na zaključak da su ove epizode povećanja državne potrošnje dovele do povećanja američkog BDP-a, ali neki od ovih radova dolaze i do djelomično drugačijih zaključaka. Na primjer, Perotti (2008.) dobiva rezultat da je povećanje državne potrošnje nakon Sovjetske invazije na Afganistan i za vrijeme predsjednika Busha dovelo do statistički značajnog pada američkog BDP-a.

Nadogradnjom narativnog pristupa koji koristi binarne varijable za modeliranje šokova u fiskalnoj politici može se smatrati metodologija korištena u radovima kao što su Romer i Romer (2010.) i Hussain i Liu (2018.). Narativni pristup koji koriste Romer i Romer je temelj za testiranje druge i pete hipoteze u ovom radu i bit će detaljno objašnjen u potpoglavlju 4.2.3., a ukratko, riječ je o pristupu u sklopu kojeg se analizom povijesnih izmjena u poreznom opterećenju nastoje identificirati one izmjene koje su bile egzogene, to jest

neovisne o kretanju BDP-a. Nakon što se takve izmjene identificiraju, procjena njihovog fiskalnog učinka (procjena veličine tih izmjena) se koristi kako bi se konstruirala vremenska serija s podacima o egzogenim promjenama u poreznom opterećenju. Ta se vremenska serija potom koristi kao nezavisna varijabla u modelu kojim se procjenjuje utjecaj tih izmjena na BDP.

Hussain i Liu (2018.) analiziraju promjene u državnoj potrošnji u razdoblju od 1949. do 2012. u Kanadi s ciljem identifikacije onih izmjena koje su bile egzogene. U usporedbi s radom Ramey i Shapira (1998.), njihov je skup egzogenih izmjena u državnoj potrošnji širi jer ne uključuje samo vojne izdatke. Slično kao i u radu od Romer i Romera (2010.), egzogeni šokovi u državnoj potrošnji su oni šokovi, odnosno promjene u državnoj potrošnji do kojih je došlo iz razloga koji nisu povezani s tekućim cikličkim događanjima u gospodarstvu. Primjer ovakvog šoka je povećanje državne potrošnje koje za cilj ima poboljšati zapošljivost radnika iz ranjivih skupina u društvu. Analizom povijesnih dokumenata vezanih uz kanadski proračun Hussain i Liu identificiraju one izmjene koje se mogu okarakterizirati kao egzogene i potom na temelju pripadajućih fiskalnih učinaka kreiraju vremensku seriju podataka s egzogenim izmjenama u državnoj potrošnji. Kao i u radu od Romer i Romera (2010.), ova se vremenska serija zatim koristi kao nezavisna varijabla u modelu kojim se procjenjuje utjecaj tih izmjena na BDP.

Ova četiri pristupa se u literaturi prvenstveno koriste za procjenu fiskalnih multiplikatora, ali i adresiranje drugih povezanih pitanja. Ovi su pristupi kroz godine postepeno nadograđivani kako bi mogli adresirati veći broj pitanja vezanih uz fiskalne multiplikatore. Primjerice, Auerbach i Gorodnichenko (2012.) koriste VAR model s promjenom režima (engl. *Regime-Switching VAR model*) kako bi diferencirali između različitih režima u kojima se gospodarstvo nalazi i na taj način uspoređivali multiplikatore državne potrošnje u različitim fazama poslovnog ciklusa. Njihovi rezultati upućuju na zaključak da su multiplikatori državne potrošnje u SAD-u veći u recesijama u odnosu na ostala razdoblja, odnosno da državna potrošnja ima znatno jači utjecaj na BDP u recesijama.

Baum, Poplawski-Ribeiro i Weber (2012.) koriste VAR model s pragom (engl. *Threshold VAR model*) kako bi analizirali gospodarstva SAD-a, Ujedinjenog Kraljevstva, Japana, Njemačke, Francuske i Kanade i dolaze do sličnog zaključka kao i Auerbach i Gorodnichenko. Prema njihovim rezultatima, multiplikatori i državne potrošnje i poreza su u

ovim zemljama u prosjeku bili veći u razdobljima kada je jaz dohotka bio negativan⁷⁷ u odnosu na razdoblja kada je jaz bio pozitivan. Procijenjene vrijednosti njihovih multiplikatora se uvelike razlikuju među zemljama. Istraživanje Kinde, Lengyela i Chahande (2022.) dolazi do sličnih nalaza i prema njihovim su rezultatima prosječni multiplikatori državne potrošnje u razvijenim zemljama bili veći za vrijeme pandemijske i recesijske 2020. u usporedbi s ranijim nepandemijskim razdobljem.

S druge strane, Ramey i Zubairy (2018.) također istražuju pitanje veličine multiplikatora u SAD-u u recesijskim i nerecesijskim razdobljima, ali koriste nešto drugačiju metodologiju od Auerbacha i Gorodnichenka⁷⁸. Njihovo istraživanje dolazi do drugačijih nalaza i prema njima nema razlike u veličini multiplikatora državne potrošnje za vrijeme i izvan recesija, odnosno multiplikatori državne potrošnje u američkom gospodarstvu nisu bili veći u recesijama. Raniji rad Owyanga, Ramey i Zubairy (2013.) također dolazi do sličnog nalaza da multiplikatori državne potrošnje u SAD-u nisu bili veći u razdoblju visoke nezaposlenosti u usporedbi s ostalim razdobljima. Njihovi rezultati za Kanadu upućuju na zaključak da su multiplikatori državne potrošnje bili veći u razdobljima visoke nezaposlenosti u odnosu na ostala razdoblja.

Komentirajući konfliktne rezultate u literaturi vezane uz razlike u veličini multiplikatora u recesijskim i nerecesijskim razdobljima, Reichling i Whalen (2015.) ističu istu stvar koju naglašavaju i Batini et al. (2014.). Razlike u korištenoj metodologiji procjene fiskalnih šokova i fiskalnih multiplikatora (VAR model ili narativni pristup) mogu rezultirati vrlo velikim razlikama u procijenjenim vrijednostima multiplikatora. Kako ne postoji jedna metoda identifikacije egzogenih šokova oko koje u literaturi postoji konsenzus, u literaturi nema konsenzusa niti oko veličine fiskalnih multiplikatora. Ovo dodatno potvrđuje raniji rad Reichlinga i Whalena (2012.) koji pokazuje da se procjene fiskalnih multiplikatora za SAD značajno razlikuju ovisno o metodi koja se koristi, kao i da se procjene multiplikatora značajno razlikuju među radovima koji koriste istu metodu.

Detaljan pregled, odnosno popis različitih radova koji procjenjuju fiskalne multiplikatore za brojne razvijene zemlje i zemlje u razvoju, kao i veličina tih multiplikatora mogu se pronaći u radovima kao što su Barrell, Holland i Hurst (2012.), Batini et al. (2014.) i Raga (2022.). Popis radova koji koriste ili unaprjeđuju narativni pristup identifikaciji fiskalnih šokova za

⁷⁷ Negativan jaz ne znači nužno da je gospodarstvo u recesiji. Na primjer, stopa rasta može biti pozitivna ali niža od potencijalne, što znači da je jaz dohotka negativan, ali gospodarstvo nije u recesiji.

⁷⁸ Konkretno, Ramey i Zubairy koriste Jordinu (2005.) metodu lokalnih projekcija za procjenu multiplikatora i konstrukciju funkcija impulsnog odaziva, a šokove umjesto VAR modelom identificiraju narativnim pristupom.

različite zemlje dostupan je u radu od Cloynea, Jorde i Taylora (2020.). Pregled alternativnih pristupa procjeni fiskalnih multiplikatora, primjerice pomoću dinamičkih stohastičkih modela opće ravnoteže (engl. *Dynamic Stochastic General Equilibrium*, DSGE), može se pronaći u radu Reichlinga i Whalena (2015.). Nastavno na četiri različita pristupa procjeni fiskalnih multiplikatora prikazana u ovom potpoglavlju, iduće potpoglavlje analizira i uspoređuje radove koji se bave procjenom fiskalnih multiplikatora za Republiku Hrvatsku.

3.3.2. Pregled domaće empirijske literature vezane uz procjene fiskalnih multiplikatora

U domaćoj je empirijskoj literaturi Blanchard-Perotti SVAR model dominantan pristup procjeni fiskalnih multiplikatora, a većina radova koristi upravo neku inačicu tog modela kako bi procijenila fiskalne multiplikatore i analizirala utjecaj državne potrošnje i poreza na BDP. Prvi rad u domaćoj literaturi koji koristi ovaj model napisali su Ravnik i Žilić (2011.). Umjesto tri varijable kao u originalnom radu, Ravnik i Žilić dodatno proširuju model te on uz državnu potrošnju, poreze i mjeru gospodarske aktivnosti uključuje i stopu inflacije i prekonoćnu kamatnu stopu na novčanom tržištu. Kao mjeru gospodarske aktivnosti autori koriste industrijsku proizvodnju umjesto BDP-a iz razloga što se, u skladu s dostupnošću podataka, njihova analiza provodi na relativno kratkom razdoblju od siječnja 2001. do prosinca 2009. Kako je frekvencija podataka o BDP-u tromjesečna a frekvencija podataka o industrijskoj proizvodnji mjesečna, korištenjem industrijske proizvodnje kao aproksimacije gospodarske aktivnosti povećava se broj opservacija i omogućuje procjena modela s mjesečnom frekvencijom podataka jer su i podaci za preostale četiri varijable koje koriste dostupni na mjesečnoj razini.

Relativno kratko vremensko razdoblje i aproksimacija BDP-a industrijskom proizvodnjom moguća su objašnjenja rezultata ovog rada, prema kojima povećanje prihoda proračuna središnje države (aproksimacija poreznog opterećenja) dovodi do porasta industrijske proizvodnje. S druge strane, povećanje rashoda proračuna središnje države smanjuje industrijsku proizvodnju. Nužno je naglasiti da niti utjecaj šoka u državnim приходima niti utjecaj šoka u državnim rashodima na industrijsku proizvodnju nije statistički značajan kada se promatraju funkcije impulsnog odaziva. Kao što će biti vidljivo iz pregleda ostalih radova u domaćoj literaturi, ovi rezultati odstupaju od zaključaka u naknadnim radovima koji također koriste Blanchard-Perotti SVAR model. Stoga se na ovaj rad može gledati kao na prvi pokušaj procjene fiskalnih multiplikatora pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela u domaćoj

literaturi, a velika odstupanja u odnosu na rezultate naknadnih radova se potencijalno mogu pripisati kratkom vremenskom razdoblju i aproksimaciji gospodarske aktivnosti industrijskom proizvodnjom, ali i tome što radovi u domaćoj literaturi nisu u potpunosti usporedivi zbog različitih specifikacija modela koje se koriste, različitih vremenskih razdoblja i različitih definicija varijabli porezi i državna potrošnja.

U domaćoj se literaturi može pronaći još jedan rad koji procjeni Blanchard-Perotti SVAR modela pristupa na isti način kao i Ravnik i Žilić, koristeći proširenu specifikaciju s pet varijabli umjesto originalne tri varijable. U tom radu Grdović Gnip (2015.) dolazi do zaključaka koji se u velikoj mjeri razlikuju od rezultata rada Ravnika i Žilića. Konkretno, prema njenim rezultatima povećanje državne potrošnje ima statistički značajan i pozitivan utjecaj na hrvatski BDP koji ostaje značajan oko 6 tromjesečja nakon šoka, dok povećanje poreza ima statistički značajan i negativan utjecaj na BDP koji ostaje značajan oko 7 tromjesečja nakon povećanja poreznog opterećenja. Kao moguća objašnjenja velikih razlika u rezultatima rada Grdović Gnip i rada Ravnika i Žilića mogu se izdvojiti dulje vremensko razdoblje koje analizira Grdović Gnip (od prvog tromjesečja 1996. do četvrtog tromjesečja 2011.), kao i to da, u skladu s duljim vremenskim razdobljem, Grdović Gnip ne aproksimira BDP industrijskom proizvodnjom već koristi stvarne podatke o realnom BDP-u. Isto tako, Ravnik i Žilić poreze definiraju kao ukupne prihode proračuna središnje države, dok je definicija Grdović Gnip više u skladu s originalnim radom Blancharda i Perottija. Konkretno, ona poreze definira kao zbroj poreza na dohodak, poreza na dobit, neizravnih poreza i doprinosa umanjen za transfere stanovništvu i plaćene kamate. Ove razlike u definicijama varijabli i analiziranom razdoblju dobro ocrtavaju poteškoće do kojih dolazi kada se nastoje izravno uspoređivati rezultati ova dva, ali i ostalih radova u domaćoj literaturi.

Domaća literatura također sadrži i dva rada koja procjene utjecaja državne potrošnje i poreza na ekonomsku aktivnost temelje na procjeni originalne specifikacije Blanchard-Perotti SVAR modela s tri varijable, a to su radovi Šimovića i Deskar-Škrbića (2013.) i Grdović Gnip (2014.). Unatoč toj sličnosti, i ovi se radovi u velikoj mjeri međusobno razlikuju prema rezultatima, definicijama varijabli i razdoblju koje analiziraju. Tako Šimović i Deskar-Škrbić analiziraju razdoblje od trećeg tromjesečja 2004. do trećeg tromjesečja 2012. koristeći tromjesečne podatke, a poreze definiraju isključivo kao neizravne poreze. Umjesto BDP-a autori kao mjeru domaće gospodarske aktivnosti koriste varijablu agregatna potražnja privatnog sektora, koja se definira kao zbroj osobne potrošnje i investicija. Grdović Gnip koristi tromjesečne podatke i analizira dulje razdoblje od prvog tromjesečja 1996. do četvrtog

tromjesečja 2011. Autorica poreze definira identično kao u svom radu iz 2015., kao zbroj poreza na dohodak, poreza na dobit, neizravnih poreza i doprinosa umanjen za transfere stanovništvu i plaćene kamate. Za razliku od agregatne potražnje privatnog sektora Grdović Gnip koristi realni BDP kao mjeru domaće gospodarske aktivnosti. Slične se razlike mogu pronaći i u definiciji varijable državna potrošnja, a tim se razlikama mogu pripisati i različiti rezultati ovih radova.

Šimović i Deskar-Škrbić procjenjuju da povećanje državne potrošnje ima ili negativan ili neznatan utjecaj na agregatnu potražnju privatnog sektora u prvom tromjesečju nakon šoka, a utjecaj od drugog tromjesečja pa nadalje postaje pozitivan i statistički značajan. Je li utjecaj u prvom tromjesečju negativan ili približno jednak nuli ovisi o načinu na koji se definira varijabla državna potrošnja. Autori koriste tri različite definicije, a utjecaj u prvom tromjesečju je negativan i statistički značajan ako se državna potrošnja mjeri rashodima središnje ili rashodima konsolidirane središnje države, dok je utjecaj u prvom tromjesečju približno jednak nuli ako se državna potrošnja mjeri rashodima konsolidirane opće države. Utjecaj povećanja državne potrošnje na agregatnu potražnju privatnog sektora postaje pozitivan i statistički značajan od drugog tromjesečja nadalje za sve tri definicije varijable državna potrošnja. Prema Grdović Gnip (2014.) povećanje rashoda središnje države za dobra i usluge uvećanih za kapitalne izdatke (varijabla državna potrošnja) statistički značajno povećava hrvatski BDP i taj je utjecaj prisutan od prvog pa sve do dvadesetog tromjesečja nakon početnog šoka.

Kod utjecaja poreza na domaću ekonomsku aktivnost se mogu uočiti slične razlike u rezultatima. Šimović i Deskar-Škrbić (2013.) procjenjuju da povećanje neizravnih poreza negativno utječe na agregatnu potražnju privatnog sektora neovisno o tome kako definiraju varijablu državna potrošnja, ali taj utjecaj nije statistički značajan. Grdović Gnip s druge strane dobiva rezultat da povećanje poreza prvo statistički značajno smanjuje hrvatski BDP, ali nakon otprilike pet tromjesečja utjecaj početnog povećanja poreznog opterećenja postaje pozitivan i statistički značajan te ostaje takav i dugoročno.

Svim do sada prikazanim radovima je zajedničko to što procjenjuju specifikacije Blanchard-Perotti SVAR modela za zatvorenu ekonomiju, odnosno ne uzimaju u obzir to da je Hrvatska malo i otvoreno gospodarstvo, što je pristup koji je prisutan u kasnijim radovima u domaćoj literaturi. Teško je govoriti o zajedničkom nazivniku ova četiri rada zbog tog što rezultati Ravnika i Žilića (2011.) značajno odstupaju od rezultata ostalih radova. No, ako bi se ti rezultati odbacili kao nedovoljno kredibilni radi prethodno spomenutih ograničenja, moglo bi

se zaključiti da povećanje državne potrošnje ima pozitivan, a povećanje poreza negativan utjecaj na domaću gospodarsku aktivnost u Hrvatskoj u skladu s rezultatima preostala tri analizirana rada.

Ovim zaključcima većinom idu u prilog i rezultati ostalih radova u literaturi, koji modeliraju Hrvatsku kao malo otvoreno gospodarstvo. Šimović, Ćorić i Deskar-Škrbić (2014.) tako proširuju model Šimovića i Deskar-Škrbića (2013.) te kao četvrtu varijablu u SVAR model uključuju inozemni BDP izračunat kao ponderirani prosjek BDP-a tri najveća hrvatska vanjskotrgovinska partnera, Njemačke, Italije i Slovenije, a analizu provode na razdoblju od prvog tromjesečja 2000. do drugog tromjesečja 2012. Prema njihovim rezultatima povećanje neizravnih poreza statistički značajno smanjuje agregatnu potražnju privatnog sektora u prvom tromjesečju nakon šoka, a utjecaj nije statistički značajan (iako ostaje negativan) od drugog tromjesečja nadalje. Povećanje ukupnih rashoda opće države nema statistički značajan utjecaj na agregatnu potražnju privatnog sektora u prvom tromjesečju, ali je utjecaj pozitivan i statistički značajan od drugog do sedmog tromjesečja nakon šoka. Deskar-Škrbić i Šimović (2017.) procjenjuju četiri različita modela zatvorenog i otvorenog gospodarstva za razdoblje od prvog tromjesečja 2001. do prvog tromjesečja 2014., a prema njihovim rezultatima povećanje konačne potrošnje opće države ima pozitivan i statistički značajan utjecaj na agregatnu potražnju privatnog sektora u svim modelima i u prvom tromjesečju i u tromjesečjima nakon početnog šoka.

S druge strane, Deskar-Škrbić i Šimović (2015.) također procjenjuju Blanchard-Perotti SVAR model za otvorenu ekonomiju, a kao varijable u modelu koriste neto indirektno poreze, ukupne rashode opće države, agregatnu potražnju privatnog sektora i inozemni BDP definiran kao zbroj BDP-a Njemačke, Austrije i Italije. Analizu provode na tromjesečnim podacima za razdoblje od prvog tromjesečja 2001. do prvog tromjesečja 2014., a utjecaj šokova u neto indirektnim porezima i ukupnim rashodima opće države na hrvatsku agregatnu potražnju nije statistički značajan izuzev statistički značajnog i pozitivnog utjecaja porasta ukupnih rashoda opće države u prvom tromjesečju.

Najrecentniji rad u domaćoj literaturi koji procjene fiskalnih multiplikatora temelji na ovom modelu je rad Deskar-Škrbića, Grdović Gnip i Milutinovića (2020.). Kako bi vodili utjecaja o tome da je Hrvatska malo otvoreno gospodarstvo, u model kao egzogenu varijablu uključuju BDP eurozone (inozemni BDP), a SVAR model koji procjenjuju sastoji se od tri varijable u skladu s originalnom specifikacijom Blancharda i Perottija. Prema njihovim rezultatima povećanje ukupnih prihoda proračuna konsolidirane opće države (varijabla porezi) statistički

značajno smanjuje hrvatski BDP do četiri tromjesečja nakon šoka, dok povećanje primarnih rashoda proračuna konsolidirane opće države (varijabla državna potrošnja) statistički značajno povećava hrvatski BDP do otprilike 10 tromjesečja nakon početnog šoka. Drugim riječima, rezultati ovog rada su kvalitativno u skladu s rezultatima originalnog rada Blancharda i Perottija (2002.).

Iz navedenog je pregleda domaće literature jasno vidljivo da se metodologija koja se koristi za procjenu fiskalnih multiplikatora razlikuje od rada do rada. Razlike su vidljive u načinu definiranja svih varijabli u modelu (porezi, državna potrošnja i BDP), korištenoj specifikaciji SVAR modela (modeli s tri, četiri i pet endogenih varijabli), vremenskom razdoblju koje se analizira, kao i tome modelira li se hrvatsko gospodarstvo kao zatvoreno ili otvoreno. Ovo nisu jedine razlike među tim radovima, a još se mogu izdvojiti i specifične odluke vezane uz točnu specifikaciju SVAR modela kao što je, na primjer, uključivanje binarne varijable koja poprima vrijednost 1 u recesijskoj 2009. godini u prethodno spomenutom radu Deskar-Škrbića, Grdović Gnip i Milutinovića (2020.). Upravo se ovim razlikama u metodološkom pristupu može pripisati i heterogenost rezultata vezanih uz utjecaj fiskalne politike na domaću ekonomsku aktivnost. Iz toga što ti rezultati nisu potpuno usporedivi proizlazi opravdana potreba da se procjeni fiskalnih multiplikatora za Republiku Hrvatsku pristupi na sustavan način, vodeći računa o tome da postoje različite specifikacije modela i definicije varijabli koje se koriste u literaturi te upravo primjenjujući širok spektar različitih specifikacija modela i definicija tih varijabli kako bi se na temeljit način adresiralo pitanje fiskalnih multiplikatora. U sljedećoj je tablici dan prikaz prethodno komentiranih radova, a u tablici su izdvojeni ključni elementi po kojima su radovi analizirani i međusobno uspoređeni.

Tablica 1 - Pregled radova koji koriste strukturni vektorski autoregresivni model za analizu utjecaja fiskalne politike na hrvatsko gospodarstvo

Autor(i)	Razdoblje i frekvencija podataka	Varijable (u skladu s poretkom u SVAR modelu)	Specifikacija modela	Rezultati
Ravnik i Žilić (2011.)	Siječanj – prosinac 2009. Mjesečni podaci	Model sadrži 5 varijabli: ukupna državna potrošnja (središnja država), industrijska proizvodnja (aproksimacija gospodarske	Model sadrži 5 vremenskih pomaka, a sve varijable su logaritmirane i uključene u model u razinama, bez uključivanja linearnog ili kvadratnog trenda.	Povećanje državne potrošnje smanjuje industrijsku proizvodnju, a povećanje poreznog opterećenja ju povećava, ali niti jedan utjecaj nije

		aktivnosti), stopa inflacije (CPI), ukupni porezni prihodi (središnja država), prekonocna kamatna stopa na tržištu novca	Riječ je o modelu zatvorene ekonomije	statistički značajan
Autor(i)	Razdoblje i frekvencija podataka	Varijable (u skladu s poretkom u SVAR modelu)	Specifikacija modela	Rezultati
Šimović i Deskar-Škrbić (2013.)	Treće tromjesečje 2004. – treće tromjesečje 2012. Tromjesečni podaci	Model sadrži 3 varijable: neizravni porezi, ukupna državna potrošnja (tri različite definicije, središnja država, konsolidirana središnja država i konsolidirana opća država) i agregatna potražnja privatnog sektora (zbroj osobne potrošnje i investicija)	Model sadrži 1 vremenski pomak, linearni trend i binarnu varijablu koja poprima vrijednost 1 od početka recesije 2008. nadalje. Sve varijable u modelu su logaritmirane. Riječ je o modelu zatvorene ekonomije	Ovisno o definiciji varijable državna potrošnja, povećanje državne potrošnje ima ili negativan ili neznatan utjecaj na agregatnu potražnju privatnog sektora u prvom tromjesečju nakon šoka, a utjecaj od drugog tromjesečja pa nadalje postaje pozitivan i statistički značajan. Povećanje neizravnih poreza negativno utječe na agregatnu potražnju privatnog sektora, ali taj utjecaj nije statistički značajan
Grdović Gnip (2014.)	Prvo tromjesečje 1996. – četvrto tromjesečje 2011. Tromjesečni podaci	Model sadrži 3 varijable: državna potrošnja (rashodi središnje države za dobra i usluge uvećani za kapitalne izdatke, konsolidirana središnja država), realni BDP, porezni prihodi bez transfera (konsolidirana	Model sadrži 1 vremenski pomak, a sve varijable su logaritmirane i uključene u model u razinama, bez uključivanja linearnog ili kvadratnog trenda. Riječ je o modelu zatvorene ekonomije	Povećanje državne potrošnje statistički značajno povećava BDP i taj je utjecaj prisutan od prvog pa sve do dvadesetog tromjesečja nakon početnog šoka. Povećanje poreza prvo statistički značajno smanjuje BDP, ali nakon otprilike pet tromjesečja utjecaj

		središnja država)		postaje pozitivan i statistički značajan te ostaje takav i dugoročno
Autor(i)	Razdoblje i frekvencija podataka	Varijable (u skladu s poretkom u SVAR modelu)	Specifikacija modela	Rezultati
Šimović, Ćorić i Deskar-Škrbić (2014.)	Prvo tromjesečje 2000. – drugo tromjesečje 2012. Tromjesečni podaci	Model sadrži 4 varijable: neto neizravni porezi, ukupna državna potrošnja (opća država), agregatna potražnja privatnog sektora (zbroj osobne potrošnje i investicija) i ponderirani prosjek BDP-a tri najveća hrvatska vanjskotrgovinska partnera, Njemačke, Italije i Slovenije	Model sadrži 1 vremenski pomak, linearni trend i binarnu varijablu koja poprima vrijednost 1 od trećeg tromjesečja 2008. nadalje. Sve varijable u modelu su logaritmirane. Riječ je o modelu otvorene ekonomije	Povećanje ukupnih rashoda opće države nema statistički značajan utjecaj na agregatnu potražnju privatnog sektora u prvom tromjesečju, ali je utjecaj pozitivan i statistički značajan od drugog do sedmog tromjesečja nakon šoka. Povećanje neizravnih poreza statistički značajno smanjuje agregatnu potražnju privatnog sektora u prvom tromjesečju nakon šoka, a utjecaj nije statistički značajan (iako ostaje negativan) od drugog tromjesečja nadalje
Grdović Gnip (2015.)	Prvo tromjesečje 1996. – četvrto tromjesečje 2011. Tromjesečni podaci	Model sadrži 5 varijabli: državna potrošnja bez transfera (konsolidirana središnja država), realni BDP, stopa inflacije (CPI), porezni prihodi bez transfera (konsolidirana središnja država), prekonoćna kamatna stopa na tržištu novca	Model sadrži 2 vremenska pomaka, a sve varijable izuzev prekonoćne kamatne stope su logaritmirane i uključene u model u razinama, bez uključivanja linearnog ili kvadratnog trenda. Riječ je o modelu zatvorene ekonomije	Povećanje državne potrošnje povećava BDP, a utjecaj je statistički značajan otprilike 6 tromjesečja nakon šoka. Povećanje poreza smanjuje BDP, a utjecaj je statistički značajan otprilike 7 tromjesečja nakon šoka
Deskar-Škrbić i	Prvo tromjesečje	Model sadrži 4 varijable: neto	Model sadrži 3 vremenska pomaka,	Utjecaj šokova u

Šimović (2015.)	2001. – prvo tromjesečje 2014. Tromjesečni podaci	neizravni porezi, ukupna državna potrošnja (opća država), agregatna potražnja privatnog sektora (zbroj osobne potrošnje i investicija) i ponderirani prosjek BDP-a tri značajna vanjskotrgovinska partnera, Njemačke, Italije i Austrije	linearni trend i binarnu varijablu koja poprima vrijednost 1 od prvog tromjesečja 2009. do četvrtog tromjesečja 2009. Sve varijable u modelu su logaritmirane. Riječ je o modelu otvorene ekonomije	državnoj potrošnji i porezima na agregatnu potražnju nije statistički značajan izuzev statistički značajnog i pozitivnog utjecaja državne potrošnje u prvom tromjesečju nakon šoka
Autor(i)	Razdoblje i frekvencija podataka	Varijable (u skladu s poretkom u SVAR modelu)	Specifikacija modela	Rezultati
Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.)	Prvo tromjesečje 2004. – četvrto tromjesečje 2019. Tromjesečni podaci	Model sadrži 3 varijable: ukupni primarni rashodi, realni BDP i ukupni prihodi proračuna opće države	Model sadrži p vremenskih pomaka u skladu s rezultatima Akaike informacijskog kriterija i LogLikelihood kriterija, binarnu varijablu koja poprima vrijednost 1 od prvog tromjesečja 2009. do četvrtog tromjesečja 2009. i BDP eurozone koji je u model uključen kao egzogena varijabla. Sve varijable u modelu su logaritmirane i uključene u model u razinama. Riječ je o modelu otvorene ekonomije	Povećanje državne potrošnje statistički značajno povećava BDP do otprilike 10 tromjesečja nakon početnog šoka, a povećanje poreza statistički značajno smanjuje BDP do četiri tromjesečja nakon šoka

Izvor: izrada autora prema radovima navedenim u tablici

Iz prikaza radova u gornjoj tablici je vidljivo da u domaćoj literaturi ne postoji metodološka usklađenost među radovima koji koriste neku od inačica Blanchard-Perotti SVAR modela za

analizu utjecaja državne potrošnje i poreza na domaću gospodarsku aktivnost. Kako je prethodno napomenuto kada su se ovi radovi grupirali prema sličnostima i međusobno uspoređivali, ovi se radovi razlikuju prema vremenskom razdoblju koje analiziraju, definicijama varijabli državna potrošnja, porezi i domaća gospodarska aktivnost, kao i broju varijabli uključenih u SVAR model, pri čemu postoje radovi koji u model uključuju tri, četiri i pet varijabli. Uz to, postoje i druge bitne razlike u specifikaciji modela kao što su načini modeliranja trenda, to jest odluka o uključivanju ili neuključivanju linearnog trenda u model, uključivanje različitih binarnih varijabli, pretpostavka zatvorene ili otvorene ekonomije i uključivanje različitog broja vremenskih pomaka u model. Sve ove razlike dovele su i do različitih rezultata po pitanju utjecaja državne potrošnje i poreza na domaću gospodarsku aktivnost, pri čemu u domaćoj literaturi ne postoji konsenzus oko predznaka, statističke značajnosti i trajanja ovih utjecaja. Samim time je jasno da u domaćoj literaturi postoji istraživački jaz i potreba da se analizi utjecaja fiskalne politike na hrvatsko gospodarstvo pristupi sustavno, vodeći računa o modelskoj neizvjesnosti i uzimajući u obzir različite moguće i često jednako kredibilne specifikacije modela koji se primjenjuje za tu analizu.

U domaćoj literaturi također postoji i jedan rad koji multiplikatore poreza procjenjuje korištenjem Romer i Romer (2010.) narativnog pristupa, a to je rad Deskar-Škrbića, Grdović Gnip i Šimovića (2022.). Autori nastoje narativno identificirati sve egzogene izmjene u porezu na dodanu vrijednost u razdoblju od 2004. do 2019. godine, a potom te egzogene izmjene koriste kako bi procijenili njihov utjecaj na hrvatski BDP. Prema njihovim rezultatima egzogeno povećanje PDV-a ima negativan utjecaj na BDP, a trajanje tog negativnog utjecaja ovisi o specifikaciji modela. Uz to se u domaćoj literaturi mogu pronaći i dva starija rada koja za procjenu utjecaja fiskalne politike na BDP ne koriste SVAR model. Benazić (2006.) svoje istraživanje temelji na kointegracijskoj analizi, vektorskom modelu s korekcijom odstupanja (VEC) i strukturnom vektorskom modelu s korekcijom odstupanja. Glavni su zaključci njegovog rada da povećanje proračunskih prihoda smanjuje BDP, dok ga povećanje proračunskih rashoda povećava. No, utjecaj povećanja proračunskih rashoda nije statistički značajan niti u jednom od dva modela koja procjenjuje, dok je negativan utjecaj proračunskih prihoda značajan samo u jednom modelu i on postaje značajan tek otprilike 12 mjeseci nakon početnog šoka. Rukelj (2009.) također koristi strukturni VEC model za analizu utjecaja državne potrošnje na hrvatski BDP ali, kako i sam autor navodi, iz rezultata njegove analize nije moguće donijeti jasan zaključak o tome kakav je ovaj utjecaj.

4. OPIS PODATAKA, METODOLOŠKI PRISTUP PROCJENI JAZA DOHOTKA I FISKALNIH MULTIPLIKATORA I ANALIZA PODATAKA KORIŠTENIH U ANALIZI

Ovo se poglavlje sastoji od tri dijela. U potpoglavlju 4.1. će se specificirati koji se podaci koriste kako bi se testiralo šest hipoteza u ovoj disertaciji i naznačit će se izvori tih podataka. Potom se u potpoglavlju 4.2. objašnjava metodologija koja se koristi u ovom istraživanju, odnosno metodologija pomoću koje se testira tih šest hipoteza. Konačno, u potpoglavlju 4.3. će se dati grafički prikaz i deskriptivno analizirati statistički podaci koji se koriste u analizi.

4.1. Opis podataka i njihov izvor

Kako bi se testirala prva hipoteza o porastu modelske neizvjesnosti u razdobljima recesija, potrebno je procijeniti jaz dohotka korištenjem više različitih metoda. Metode koje se koriste u ovoj disertaciji bit će navedene i objašnjene u potpoglavlju o deskriptivnoj statističkoj analizi podataka (potpoglavlje 4.2.), a u ovom se potpoglavlju navode i objašnjavaju podaci koji su potrebni da bi se te metode primijenile. Kako upotreba svih korištenih metoda procjene jaza dohotka zahtijeva vremenski niz podataka o realnom BDP-u gospodarstva čiji se jaz procjenjuje, podaci o realnom BDP-u su neizostavni za testiranje prve hipoteze. U skladu s formulacijom prve hipoteze, ovi su podaci potrebni za 25 zemalja Europske unije: Austriju, Belgiju, Bugarsku, Cipar, Češku, Dansku, Estoniju, Finsku, Francusku, Grčku, Hrvatsku, Italiju, Latviju, Litvu, Luksemburg, Mađarsku, Nizozemsku, Njemačku, Poljsku, Portugal, Rumunjsku, Slovačku, Sloveniju, Španjolsku i Švedsku.

Dvije zemlje Europske unije su isključene iz ove analize, Malta i Irska. Malta je isključena zbog toga što podaci o realnom BDP-u dostupni na Eurostatu (Eurostat, 2023a) započinju tek u prvom tromjesečju 2000. godine, odnosno Malta ima najkraću seriju podataka od svih EU zemalja. Kako se prva hipoteza testira na jazovima procijenjenim u kvazi-stvarnom vremenu (detaljnije objašnjeno u potpoglavlju 4.2.1.), relativno kratka serija podataka znači da za Maltu nije moguće testirati prvu hipotezu na istom vremenskom razdoblju kao i za ostale zemlje u uzorku, stoga je Malta isključena iz analize. Irska je isključena zbog toga što irski BDP nije uvijek pouzdana mjera stvarne gospodarske aktivnosti u Irskoj. Nepouzdanost irskog BDP-a kao mjere gospodarske aktivnosti proizlazi iz toga što je Irska sjedište brojnih multinacionalnih kompanija zbog relativno niskog poreznog opterećenja u Irskoj. Radi toga

je, na primjer, Irska 2015. zabilježila stopu rasta BDP-a od oko 26%, što je velikim dijelom bila posljedica Appleove odluke o premještanju, to jest knjiženju nematerijalne imovine vezane uz intelektualno vlasništvo u Irskoj, što je dovelo do registriranja puno veće dobiti u Irskoj nego do tada i značajno utjecalo na irski BDP (Pogatchnik, 2021., Worstall, 2016.). Uz 25 prethodno navedenih zemalja Europske unije, procjene jaza napravljene su i za Ujedinjeno Kraljevstvo.

Podaci o sezonski i kalendarski prilagođenom realnom BDP-u potrebni za procjenu jazova preuzeti su iz dvije baze podataka, baze podataka Eurostata (Eurostat, 2023a) i baze podataka OECD-a (OECD, 2023a). Frekvencija podataka je tromjesečna, a razlog zašto se kombiniraju dvije baze podataka je dobivanje maksimalno duge vremenske serije podataka za sve zemlje u uzorku. OECD za neke zemlje ima dulju seriju podataka od Eurostata, ali OECD-ova baza nema podatke za sve zemlje Europske unije, stoga se kombinacijom ovih dviju baza dolazi do najvećeg broja opažanja.

Sličan je pristup korišten i kod preuzimanja podataka o stopi nezaposlenosti i stopi zaposlenosti koji su potrebni za procjenu jaza dohotka pomoću Blanchard-Quah SVAR modela, o čemu će više riječi biti u potpoglavlju vezanom uz metodologiju (potpoglavlje 4.2.). Kako bi se osigurao što dulji niz podataka o stopi nezaposlenosti, za neke zemlje su korišteni tromjesečni podaci za dobnu skupinu 15-64 iz OECD-ove baze (OECD, 2023b), dok su za druge zemlje korišteni podaci za dobnu skupinu 15-74 iz Eurostatove baze (Eurostat, 2023b) i Eurostatove baze s povijesnim podacima (Eurostat, 2023c). Korištenje različitih dobnih skupina nema utjecaja na testiranje prve hipoteze jer se njeno testiranje ne temelji na međusobnoj usporedbi jazova u različitim zemljama, a Blanchard-Quah SVAR model ne propisuje korištenje stope nezaposlenosti u točno određenoj dobnj skupini.

Tromjesečni podaci o stopi zaposlenosti (u postotku radne snage) u dobnj skupini 15-64 preuzeti su s Eurostata, kombiniranjem aktualnih (Eurostat, 2023d) i povijesnih (Eurostat, 2023e) podataka ovisno o dostupnosti podataka za pojedinu zemlju u uzorku. Uz podatke o realnom BDP-u, stopi nezaposlenosti i stopi zaposlenosti, četvrti niz podataka potreban za primjenu svih metoda procjene jaza koje se koriste u ovom istraživanju su tromjesečni podaci o BDP deflatoru (cijenama) koji se koriste za procjenu jaza pomoću Bayoumi i Eichengreen SVAR modela, o čemu će također biti više riječi u potpoglavlju 4.2. Ovi su podaci preuzeti s Eurostata (Eurostat, 2023a). Vremenska razdoblja za koja su podaci dostupni, prosječne vrijednosti, standardne devijacije, minimumi i maksimumi podataka o realnom BDP-u, stopi

nezaposlenosti, stopi zaposlenosti i promjeni cijena mjerenoj BDP deflatorom prikazani su u Dodatku 1.

Uz procjene jaza dobivene pomoću različitih metoda navedenih u potpoglavlju 4.2., za testiranje prve hipoteze također se koriste i procjene jaza tri relevantne međunarodne institucije, Europske komisije, OECD-a i MMF-a. Sve tri institucije objavljuju procjene jazova isključivo na godišnjoj razini, a način pretvaranja godišnjih u tromjesečne jazove bit će objašnjen u potpoglavlju 4.2. Kako će se prva hipoteza testirati za jazove procijenjene u kvazi-stvarnom vremenu, od tri institucije su preuzeti podaci o jazovima u stvarnom vremenu⁷⁹. Jazovi u stvarnom vremenu predstavljaju prvu procjenu jaza koju je svaka od tri institucije objavila kada su joj bili dostupni stvarni podaci o kretanju realnog BDP-a za određenu godinu koji su potrebni da se procjena jaza ne bi temeljila na procjeni BDP-a umjesto na stvarnom podatku za tu godinu.

Kada su u pitanju jazovi u stvarnom vremenu procijenjeni od strane Europske komisije, podaci su preuzeti iz jesenskih izdanja publikacije „*Economic Forecast*“ objavljene u razdoblju od 2003. do 2022., čime su dobivene vrijednosti tih jazova za razdoblje od 2002. do 2021. (Europska komisija, 2023a i 2023b). 2002. je prva godina za koju je Europska komisija objavila procjene jazova za širi skup zemalja Europske unije te je iz tog razloga ova godina uzeta kao početna.

Jazovi dohotka u stvarnom vremenu koje je procjenjivao MMF preuzeti su prema istom principu. MMF objavljuje procjene jazova u sklopu publikacije „*World Economic Outlook*“, a te su procjene jazova dostupne u MMF-ovoj bazi podataka (MMF, 2023.). Jazovi u stvarnom vremenu za razdoblje od 2002. do 2021. su stoga preuzeti iz izdanja ove publikacije objavljenih u rujnu ili listopadu u godini nakon godine za koju se preuzima procjena jaza⁸⁰.

Procjene jazova dohotka u stvarnom vremenu koje je objavljivao OECD za razdoblje od 2002. do 2021. preuzete su iz baze podataka OECD-a i publikacije „*Economic Outlook*“ koja je objavljivana u svibnju ili lipnju u godini nakon godine za koju se radila procjena jaza (OECD, 2023c).

⁷⁹ Potpoglavlje 4.2. također objašnjava istovremeno korištenje procjena u stvarnom vremenu i procjena u kvazi-stvarnom vremenu.

⁸⁰ Kao što je to slučaj i s Europskom komisijom, publikacija s procjenama jazova objavljuje se dva puta godišnje, a drugo izdanje MMF-ove publikacije je povijesno izlazilo u rujnu ili listopadu. Postoji i izdanje ove publikacije koje se objavljuje u travnju svake godine, ali se zbog nedostupnosti svih statističkih podataka za prethodnu godinu procjene jazova objavljene u sklopu ovih izdanja ne mogu zvati procjenama u stvarnom vremenu.

Kako ne računaju sve tri institucije procjene jazova za svih 26 zemalja na kojima se testira prva hipoteza, popis dostupnih jazova za svaku od zemalja u uzorku dan je u Dodatku 1, tablica 31. Prva će se hipoteza testirati na vremenskom razdoblju od prvog tromjesečja 2002. godine do četvrtog tromjesečja 2021. godine.

Za testiranje druge hipoteze potrebno je procijeniti šokove u porezima i državnoj potrošnji korištenjem različitih specifikacija Blanchard-Perotti SVAR modela, za što su potrebni podaci o porezima, državnoj potrošnji i nominalnom BDP-u Hrvatske i nominalnom BDP-u eurozone. Podaci o porezima i državnoj potrošnji, kao i njihovim različitim komponentama preuzeti su s Eurostata (Eurostat, 2023f). Podaci o kretanju nominalnog BDP-a Hrvatske i eurozone također su preuzeti s Eurostata (Eurostat, 2023a). Druga će se hipoteza testirati na vremenskom razdoblju od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. godine. Razdoblje od 2020. godine nadalje nije obuhvaćeno ovim istraživanjem zbog velikih poremećaja u gospodarstvu koje je uzrokovala Covid recesija. Kako procjene šokova dobivene pomoću SVAR modela ovise o procijenjenim koeficijentima u modelu, a ti koeficijenti pak ovise o kretanju svih varijabli u modelu u cijelom promatranom razdoblju, poremećaji u gospodarstvu uzrokovani Covid recesijom automatski mijenjaju i šokove u porezima i državnoj potrošnji identificirane za razdoblje prije Covid recesije. Kako bi se izbjegao utjecaj Covid recesije na šokove u ranijim razdobljima, ovo razdoblje je izostavljeno iz analize.

Nadalje, da bi se testirale druga i peta hipoteza potrebni su podaci i informacije o poreznim izmjenama u porezu na dodanu vrijednost, doprinosima za zdravstveno i mirovinsko osiguranje, porezu na dohodak i porezu na dobit za Republiku Hrvatsku. Ti su podaci i informacije preuzeti iz prijedloga zakona temeljem kojih su mijenjani Zakon o porezu na dodanu vrijednost, Zakon o doprinosima, Zakon o porezu na dohodak i Zakon o porezu na dobit. Popis svih izvora korištenih za prikupljanje ovih podataka dostupan je u Dodatku 2. Podaci o sezonski i kalendarski prilagođenom tromjesečnom realnom BDP-u za Hrvatsku i europodručje potrebni za testiranje pete hipoteze (detaljnije objašnjeno u potpoglavlju 4.2.3.) preuzeti su s Eurostata (2023a). Ovi su podaci također preuzeti za razdoblje od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. godine.

Zbog toga što je treća hipoteza svojevrni nastavak istraživanja provedenog u okviru testiranja druge hipoteze, ona će se testirati na istom vremenskom razdoblju i koristeći iste podatke kao i druga hipoteza. Nadalje, u skladu s velikom sličnošću u načinu testiranja druge i četvrte hipoteze, četvrta hipoteza koristi iste izvore podataka kao i druga, a podaci o različitim

komponentama državne potrošnje (detaljnije objašnjeno u potpoglavlju 4.2.2.2.) preuzeti su s Eurostata (2023f).

Za testiranje šeste hipoteze potrebni su podaci o kretanju stope nezaposlenosti, migracijskim tokovima i stopi rasta realnog BDP-a. Podaci o stopi nezaposlenosti su preuzeti s Eurostata (2023g) za dobnu skupinu 15-74. Podaci o migracijskim tokovima su izračunati korištenjem podataka s Eurostata. Konkretno, na temelju podataka o imigraciji (Eurostat, 2023h) i podataka o emigraciji (Eurostat, 2023i) izračunata je neto migracija kao razlika između imigracije i emigracije. Neto migracija za pojedinu godinu potom je izražena u postotku ukupnog stanovništva procijenjenog za datum 1. siječnja te godine sukladno procjenama veličine ukupnog stanovništva koje su također preuzete s Eurostata (2023j). Podaci o stopi rasta realnog BDP-a također su izračunati na temelju podataka Eurostata (2023a). U skladu s frekvencijom dostupnih podataka o migracijskim tokovima, svi su podaci izraženi na godišnjoj razini. Šesta se hipoteza testira na istom uzorku zemalja kao i prva, na 27 zemalja Europske unije i Ujedinjenom Kraljevstvu. Za testiranje hipoteze odabrano je razdoblje od 2012. do 2021. godine kako bi se osigurala maksimalna dostupnost podataka za sve zemlje u uzorku i kako bi uzorak bio usmjeren na razdoblje relativno visokih migracija, stoga je ciljano obuhvaćeno razdoblje u kojem je Europska migracijska kriza imala značajan utjecaj.

4.2. Metodologija istraživanja

U ovom će se potpoglavlju prikazati metodologija koja se koristi za testiranje šest hipoteza u ovoj disertaciji. Potpoglavlje 4.2.1. se bavi različitim metodama procjene jaza dohotka i definicijom modelske neizvjesnosti, čime se detaljnije specificira način na koji se testira prva hipoteza. Potpoglavlje 4.2.2. analizira metodološki pristup Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela, pomoću kojega se testiraju druga, treća i četvrta hipoteza. Potom se u potpoglavlju 4.2.3. objašnjava Romer i Romer narativni pristup identifikaciji šokova u porezima, pomoću kojega se testiraju druga i peta hipoteza. U potpoglavlju 4.2.4. se komentiraju načini procjene potencijalnog dohotka u uvjetima visokih migracija, čime se daje okvir za testiranje šeste hipoteze.

4.2.1. Različite metode procjene jaza dohotka i standardna devijacija

U sklopu drugog poglavlja prikazane su različite metode procjene jaza dohotka koje se koriste u literaturi. Kako bi se testirala prva hipoteza korišteno je deset različitih metoda procjene jaza dohotka. Od univarijatnih filtera odabrana su četiri filtera, Hodrick-Prescott filter, Baxter-King filter, Christiano-Fitzgerald filter i Hamilton filter. Hodrick-Prescott filter odabran je zbog svoje široke popularnosti i primjene u empirijskoj literaturi, to jest radi toga što je riječ o najpopularnijoj univarijatnoj metodi procjene jaza dohotka. Hamiltonov filter je odabran zbog toga što je riječ o relativno novom univarijatnom filteru koji predstavlja alternativu Hodrick-Prescott filteru. Kako je detaljnije objašnjeno u potpoglavlju 2.2. koje se bavi različitim metodama procjene jaza dohotka, Hamiltonov članak iz 2017. izravno kritizira manjkavosti HP filtera i argumentira da filter koji on predlaže ne pati od istih nedostataka. Baxter-King i Christiano-Fitzgerald filteri odabrani su zbog toga što je riječ o dva najpoznatija *band-pass* filtera koja se u empirijskoj literaturi koriste za procjenu jaza dohotka.

Uz četiri univarijatna filtera, jaz dohotka je procijenjen i pomoću tri multivarijatne metode, tri inačice strukturnih vektorskih autoregresivnih modela. Prvi se od ta tri jaza procjenjuje pomoću Blanchard-Quah SVAR modela koji u skladu s originalnim radom koristi dvije varijable, stopu rasta realnog BDP-a i stopu nezaposlenosti. Kako je detaljno objašnjeno u potpoglavlju 2.2., šokovi potražnje dobiveni pomoću ovog modela koriste se kao procjena jaza dohotka. Drugi jaz je također dobiven pomoću jedne od mogućih varijanti Blanchard-Quah SVAR modela koja se koristi u literaturi. Prema radu od Arčabića, Panovske i Tice (2022.), ova varijanta SVAR modela umjesto stope nezaposlenosti koristi stopu zaposlenosti, a pretpostavke modela i procedura identifikacije šokova ponude i šokova potražnje ostaju identični onima koji se koriste u modelu sa stopom nezaposlenosti. Sukladno tome, i kod ove se metode šokovi potražnje koriste kao procjena jaza dohotka.

Treća multivarijatna metoda koja se koristi u ovoj disertaciji je prethodno objašnjeni Bayoumi i Eichengreen SVAR model koji uključuje dvije varijable, stopu rasta BDP-a i stopu rasta cijena, koja se mjeri stopom rasta BDP deflatora. Sva tri SVAR modela se procjenjuju s uključena četiri pomaka za sve zemlje u uzorku. Svi podaci o realnom BDP-u, stopi nezaposlenosti i stopi zaposlenosti potrebni za procjenu jazova pomoću sedam navedenih metoda desezonirani su korištenjem Census X-11 metode.

Od tri preostale metode procjene jaza koje se koriste, dvije se temelje na Cobb-Douglasovoj proizvodnoj funkciji i te su procjene preuzete od Europske komisije i OECD-a. Ove su procjene jaza uključene i radi diverzificiranja metoda procjene koje se koriste za testiranje prve hipoteze i zbog toga što su ove dvije institucije vrlo utjecajne na međunarodnoj razini i koriste metodologiju koja se razvijala i usavršavala dugi niz godina. Deseta i posljednja procjena jaza dohotka je preuzeta od MMF-a, koji ne koristi jednu unificiranu metodu procjene jaza već MMF-ovi analitičari odabiru metodu procjene koju smatraju najprikladnijom za zemlju za koju se jaz procjenjuje, o čemu je bilo više riječi u potpoglavlju 2.2. Radi toga što ove tri institucije objavljuju procjene jazova na godišnjoj razini, a ostalih se sedam jazova procjenjuje na tromjesečnoj razini, godišnji jazovi institucija pretvoreni su u tromjesečne jazove. Za pretvaranje godišnje frekvencije podataka u tromjesečnu korištena je kvadratna metoda u programu Eviews. Konkretno, iz godišnjih je procjena jazova koje su objavile tri institucije prvo izračunat potencijalni BDP za pojedinu godinu i zemlju, a vremenski niz podataka o godišnjem potencijalnom BDP-u je potom pretvoren u tromjesečne podatke pomoću spomenute kvadratne metode. Kod dobivenih tromjesečnih podataka o potencijalnom BDP-u četiri tromjesečja u pojedinoj godini u zbroju daju izvorni godišnji podatak o potencijalnom BDP-u. Konačno, jaz dohotka za pojedino tromjesečje je izračunat kao razlika između stvarnog podatka o tromjesečnom desezoniranom realnom BDP-u i tromjesečnog potencijalnog BDP-a dobivenog na ovaj način.

Kako bi se testirala prva hipoteza potrebno je matematički definirati modelsku neizvjesnost. Modelska se neizvjesnost definira kao standardna devijacija izračunata za procjene jazova dobivene različitim metodama za pojedinu zemlju u nekom tromjesečju. Primjerice, ako je za neku zemlju za treće tromjesečje 2013. dostupno 10 različitih procjena jazova, modelska neizvjesnost za to tromjesečje računa se kao standardna devijacija uzorka koji sadrži tih 10 različitih procjena jazova. Matematički se formula za izračun standardne devijacije, odnosno modelske neizvjesnosti može zapisati kao:

$$Modelska\ neizvjesnost_t = \frac{\sum_{i=1}^n (JAZ_{i,t} - PROSJEČAN\ JAZ_t)^2}{n - 1} \quad (96)$$

Gdje varijabla $JAZ_{i,t}$ predstavlja procjenu jaza za tromjesečje t dobivenu jednom od različitih metoda i , a varijabla $PROSJEČAN\ JAZ_t$ mjeri prosječan jaz u tromjesečju t izračunat kao prosjek svih procjena jaza za to tromjesečje dobivenih različitim metodama (ukupno n metoda). Modelska neizvjesnost_t je u skladu s time veličina modelske neizvjesnosti u tromjesečju t i zemlji za koju se računa modelska neizvjesnost. U nazivniku se nalazi

parametar $n-1$ zbog toga što se pretpostavlja da se ovom formulom procjenjuje (inferencijalna statistika) standardna devijacija populacije koja sadrži širi skup metoda procjene jaza od metoda korištenih u ovom istraživanju.

Sedam jazova koji se procjenjuju (pomoću četiri univarijatna filtera i tri SVAR modela) se računaju u kvazi-stvarnom vremenu. Drugim riječima, procjena jaza za razdoblje t radi se na temelju vremenskog niza koji kao zadnji podatak uključuje podatak za razdoblje t . Temeljni razlog zašto se koriste procjene u kvazi-stvarnom vremenu umjesto konačnih procjena je taj što se dokazivanjem prve hipoteze nastoji dati znanstveni doprinos literaturi vezanoj uz korištenje jazova dohotka pri vođenju ekonomske politike u stvarnom vremenu, za što je ključno što se događa u stvarnom (realnom), odnosno u ovom slučaju u kvazi-stvarnom vremenu⁸¹. Zbog toga je fokus istraživanja stavljen na neizvjesnost koja se događa u stvarnom vremenu, a ne na neizvjesnost povezanu s povijesnim procjenama jazova. Kako je objašnjeno u prvom poglavlju ove disertacije, ako se može pokazati da modelska neizvjesnost raste u (kvazi) stvarnom vremenu u razdobljima recesija, to ima dvije implikacije. Prvo, to znači da je u razdobljima recesija oslanjanje na jaz dohotka za vođenje ekonomske politike manje sigurno, odnosno da je potreban dodatan oprez zbog povećane modelske neizvjesnosti koja procjenu jaza dobivenu bilo kojom metodom čini manje pouzdanom. Drugo, porast modelske neizvjesnosti moguće je uočiti u stvarnom vremenu, što nositeljima ekonomske politike omogućava da upravo u razdoblju kada se donose odluke o smjeru ekonomske politike saznaju da je pouzdanost procjena jaza za aktualno razdoblje smanjena.

Potrebno je napomenuti kako nije svih deset jazova korišteno kod svih 26 zemalja u uzorku, kao i da se kod pojedinih zemalja neki jazovi ne koriste u cijelom razdoblju na kojem se testira prva hipoteza. Kako je prethodno spomenuto, tri međunarodne institucije ne procjenjuju jazove za sve zemlje u uzorku. Nadalje, kod nekih je zemalja i nekih od tri korištena SVAR modela uočen problem eksplozivnosti jazova u razdobljima recesija. Na primjer, uočen je problem s nekim jazovima dobivenim pomoću SVAR modela u Covid recesiji, kada je vrijednost jaza u nekim zemljama znala iznositi više od 100 posto BDP-a, što je dakako nemoguće. Ako do eksplozije procijenjenih vrijednosti dolazi samo u razdoblju Covid recesije, metoda koja pati od tog problema nije u potpunosti uklonjena iz analize već je

⁸¹ Kako je objašnjeno u potpoglavlju 2.3. o izvorima neizvjesnosti povezanim s procjenama jaza, procjene u kvazi-stvarnom vremenu se temelje na konačnim podacima, dok se procjene u stvarnom vremenu rade na izvornim podacima za razdoblje t . U skladu s pregledom literature danim u tom potpoglavlju, ovo ne predstavlja problem za testiranje prve hipoteze jer su uobičajeno revizije procjena jaza koje se mogu pripisati revizijama objavljenih statističkih podataka (razlika između procjena u stvarnom i kvazi-stvarnom vremenu) male, pogotovo kada je riječ o razvijenim gospodarstvima s kvalitetnim statističkim podacima.

njena primjena ograničena na razdoblje prije Covid recesije. Ako je do eksplozije procjena jaza došlo u nekom ranijem razdoblju, što je za neke zemlje bio slučaj za vrijeme recesije povezane s globalnom financijskom krizom, metoda je u potpunosti izbačena iz analize za pojedinu zemlju. Uključivanje različitog broja jazova za različite zemlje je moguće jer se modelska neizvjesnost mjeri pomoću standardne devijacije, koja uprosječuje odstupanja od prosjeka. Odnosno, dijeljenjem s brojem korištenih jazova (točnije, s $n-1$) se standardnu devijaciju korigira za broj korištenih jazova. Isto vrijedi i za isključivanje pojedine metode u jednom (kraćem) dijelu ukupnog promatranog razdoblja, primjerice za vrijeme i nakon Covid recesije. Ako se određena metoda isključi iz analize počevši s prvim tromjesečjem 2020., to automatski znači da se standardna devijacija od tog razdoblja nadalje računa korištenjem manjeg broja ukupnih metoda n , čime se vrijednost modelske neizvjesnosti korigira za ovo isključivanje.

Svi detalji vezani uz to koje su metode procjene jaza korištene za pojedinu zemlju i argumentacija vezana uz svaku od odluka navedeni su u Dodatku 1, tablica 31. Bitno je naglasiti i da se isključivanjem pojedinih metoda nije išlo u prilog lakšem dokazivanju prve hipoteze nego se nastojalo očistiti analizu od procjena jazova koje nisu kredibilne. Primjerice, da su se eksplozivne vrijednosti zabilježene u recesijama zadržale u uzorku, to bi automatski značilo i eksploziju modelske neizvjesnosti u recesiji za zemlje koje su u pitanju, odnosno omogućilo svojevrsno automatsko dokazivanje prve hipoteze za te zemlje. Zbog toga što takve eksplozivne vrijednosti nisu realne niti opravdane, one su isključene kako se testiranje i potencijalno dokazivanje prve hipoteze ne bi temeljilo na nestabilnim i nerealnim vrijednostima procjena jaza već na procjenama koje se mogu smatrati opravdanima i kredibilnima.

Kako bi se usporedile vrijednosti modelske neizvjesnosti u razdobljima recesija i razdobljima izvan recesija, testirat će se postoje li razlike u prosječnim vrijednostima modelske neizvjesnosti u razdobljima recesija u odnosu na razdoblja izvan recesija. Za svaku zemlju će se izračunati prosječna vrijednost modelske neizvjesnosti u razdoblju recesija te će se formalnim statističkim testovima testirati je li ta prosječna vrijednost veća u odnosu na prosječnu vrijednost modelske neizvjesnosti izvan razdoblja recesija. Za testiranje prve hipoteze koristi se Welchov T-test (Welch, 1947.). Welchov T-test je prikladniji za testiranje prve hipoteze od Studentovog t-testa jer on za razliku od Studentovog t-testa ne pretpostavlja da je varijanca modelske neizvjesnosti jednaka u razdoblju recesija i razdoblju izvan recesija, te uz to ne pretpostavlja da su dva uzorka (razdoblje recesija i razdoblje izvan recesija)

međusobno nezavisna. Stoga će se odluka o prihvaćanju ili odbacivanju hipoteze o porastu modelske neizvjesnosti u recesijama temeljiti na rezultatima Welchovog T-testa.

U skladu s dostupnošću statističkih podataka potrebnih za procjenu jazova pomoću sedam različitih metoda, kao i vodeći računa o dostupnosti procjena jazova koje objavljuju međunarodne institucije, prva se hipoteza testira na vremenskom razdoblju od 20 godina, od prvog tromjesečja 2002. do četvrtog tromjesečja 2021. godine. Ovo razdoblje nije identično razdoblju za koje su dostupni statistički podaci (Dodatak 1), koji su dostupni za dulje vremensko razdoblje. Naime, kako je riječ o procjeni jazova u kvazi-stvarnom vremenu, jedan dio početnih podataka nije upotrebljiv zbog toga što bi procjena jaza napravljena na temelju, primjerice, podataka za samo 6 tromjesečja bila nepouzdana. Razdoblje je stoga odabrano nastojeći osigurati dovoljno dugačak niz podataka za procjenu jazova u kvazi-stvarnom vremenu za sve zemlje u uzorku, s naglaskom na mlađe članice Europske unije koje u pravilu imaju puno kraće dostupne vremenske serije podataka od starijih.

U nastavku rada se u okviru potpoglavlja 4.3.1. grafički analiziraju kretanja procjena jazova dobivenih različitim metodama, dok se potom u potpoglavlju 5.1.1. računa i grafički prikazuje modelska neizvjesnost povezana s tim procjenama, kao i formalno testira je li modelska neizvjesnost u razdobljima recesija bila veća u odnosu na modelsku neizvjesnost izvan razdoblja recesija. Početak recesije se za svaku zemlju definira kao prvo od dva uzastopna tromjesečja u kojima je zabilježen pad realnog sezonski i kalendarski prilagođenog BDP-a sukladno podacima Eurostata (2023a), a recesija završava u prvom tromjesečju u kojem je zabilježena pozitivna stopa promjene tako definiranog BDP-a.

4.2.2. Blanchard-Perotti strukturni vektorski autoregresivni model

Ovo je potpoglavlje podijeljeno na dva dijela. U prvom se dijelu detaljno prikazuje i analizira metodološka pozadina Blanchard-Perotti strukturnog VAR modela, odnosno način na koji se pomoću ove metodologije procjenjuje utjecaj državne potrošnje i poreza na BDP. U drugom se dijelu Blanchard-Perotti strukturni VAR model stavlja u kontekst modelske neizvjesnosti, kao i detaljnije objašnjava pristup testiranju druge, treće i četvrte hipoteze.

4.2.2.1. Metodološka pozadina Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela

Ovo potpoglavlje opisuje strukturne vektorske autoregresivne modele, točnije Blanchard i Perotti (2002.) strukturni vektorski autoregresivni model koji se u domaćoj i inozemnoj empirijskoj literaturi intenzivno koristi za procjenu fiskalnih multiplikatora, a u ovoj će se disertaciji pomoću tog modela testirati druga, treća i četvrta hipoteza. Stoga će se ovdje objasniti prednosti i, u nekim aspektima, nužnosti korištenja ove ili slične metode za procjenu fiskalnih multiplikatora.

Kako je spomenuto u potpoglavlju u kojem se analizira teorijski utjecaj fiskalne politike na BDP, temeljni problem kod procjene fiskalnih multiplikatora je kako izolirati utjecaje fiskalne politike na BDP. Državna potrošnja i porezi utječu na BDP, ali BDP istovremeno utječe i na državnu potrošnju i poreze. Odnosno, riječ je o problemu endogenosti kojemu je uzrok simultana određenost ovih varijabli, a ignoriranje te simultanosti dovodi do pristranih i nekonzistentnih procjena utjecaja fiskalne politike na BDP (Wooldridge, 2016.). Na primjer, simultana određenost poreza i BDP-a je jasno vidljiva u slučaju kada bismo htjeli procijeniti utjecaj poreza na BDP pomoću sljedećeg linearnog modela:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 T_t + \beta_2 Z_{1,t} + \varepsilon_{1,t} \quad (97)$$

Gdje varijabla Y predstavlja BDP, varijabla T poreze, a varijabla $Z_{1,t}$ egzogenu varijablu⁸², odnosno varijablu koja nije korelirana s greškom relacije $\varepsilon_{1,t}$. Da bi utjecaj poreza na BDP u razdoblju t , parametar β_1 , bio procijenjen nepristrano, nužno je da kovarijanca između poreza i greške relacije iznosi nula (ovo vrijedi za svaki regresor, a upravo se iz tog razloga pretpostavlja da je $Z_{1,t}$ egzogena varijabla). Ako bi između poreza i greške relacije postojala snažna korelacija (velika kovarijanca), to bi značilo da promjena u porezima u prosjeku implicira i promjenu u greški relacije, koja sadrži varijable koje nisu uključene u model ali, što je ključno, utječu na BDP. Iz tog bi razloga procjena parametra β_1 bila pristrana, to jest ona ne bi sadržavala samo utjecaj poreza na BDP (veza od interesa) nego i utjecaje drugih varijabli koje su korelirane s porezima (Wooldridge, 2016.). Drugim riječima, utjecaj poreza na BDP bi u ovom slučaju bio procijenjen netočno. Priroda odnosa između poreza i BDP-a rezultira upravo ovim problemom i zbog toga gornja jednadžba nije prikladna za procjenu

⁸² Egzogenih varijabli može biti više i sigurno ih u ovom konkretnom slučaju ima više. U ovom modelu je radi jednostavnosti prikazana samo jedna egzogena varijabla.

utjecaja poreza na BDP. Da bi se to vidjelo, potrebno je uzeti u obzir i jednadžbu kojom se određuju porezi:

$$T_t = \gamma_0 + \gamma_1 Y_t + \gamma_2 Z_{2,t} + \varepsilon_{2,t} \quad (98)$$

Pri čemu $Z_{2,t}$ ponovno predstavlja egzogenu varijablu koja u ovom slučaju utječe na poreze. Ekonomska teorija i praksa potvrđuju da su porezi funkcija BDP-a. Na primjeru Republike Hrvatske, razdoblja snažnijeg rasta realnog (i nominalnog) BDP-a povezana su s boljim punjenjem proračuna radi, primjerice, rasta prihoda od poreza na dodanu vrijednost koji proizlazi iz rasta prodaje poduzeća. Dvosmjerna veza između BDP-a i poreza u razdoblju t rezultira time da kovarijanca između poreza i greške relacije $\varepsilon_{1,t}$ nije nula, što je uvjet koji mora biti zadovoljen kako bi se dobila nepristrana procjena parametra β_1 . Ovo se može pokazati uvrštavanjem izraza za Y_t iz jednadžbe 97 u jednadžbu 98, čime se dobije:

$$T_t = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0 + \gamma_1 \beta_1 T_t + \gamma_1 \beta_2 Z_{1,t} + \gamma_1 \varepsilon_{1,t} + \gamma_2 Z_{2,t} + \varepsilon_{2,t} \quad (99)$$

Prebacivanjem izraza $\gamma_1 \beta_1 T_t$ na lijevu stranu dobije se:

$$(1 - \gamma_1 \beta_1) T_t = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_0 + \gamma_1 \beta_2 Z_{1,t} + \gamma_1 \varepsilon_{1,t} + \gamma_2 Z_{2,t} + \varepsilon_{2,t} \quad (100)$$

Da bi se jednadžba riješila i izračunala vrijednost T_t , nužno je pretpostaviti da je umnožak $\gamma_1 \beta_1$ različit od jedan. Uz tu pretpostavku T_t se može zapisati kao:

$$T_t = \frac{\gamma_0 + \gamma_1 \beta_0 + \gamma_1 \beta_2 Z_{1,t} + \gamma_1 \varepsilon_{1,t} + \gamma_2 Z_{2,t} + \varepsilon_{2,t}}{1 - \gamma_1 \beta_1} \quad (101)$$

Iz ovog je izraza vidljivo da su porezi funkcija greške relacije $\varepsilon_{1,t}$, što općenito znači da su te dvije varijable korelirane. Upravo iz tog razloga procjena parametra β_1 nije nepristrana, a uz to se može pokazati da je ona također i nekonzistentna. Kada su porezi korelirani s greškom relacije $\varepsilon_{1,t}$ zbog simultanosti kao u ovom slučaju, metoda najmanjih kvadrata pati od pristranosti simultanih jednadžbi (engl. *Simultaneous Equation Bias*, Wooldridge, 2016.).

Jedini način da porezi i greška relacije $\varepsilon_{1,t}$ ne budu korelirani, odnosno da ne dolazi do ovog problema, je kada bi parametar γ_1 bio jednak nuli, uz dodatan uvjet da greške relacije $\varepsilon_{1,t}$ i $\varepsilon_{2,t}$ nisu korelirane (Wooldridge, 2016.). Drugim riječima, morala bi vrijediti pretpostavka da BDP nema utjecaja na poreze u razdoblju t , što ne odgovara ekonomskoj teoriji i stvarnosti.

Pristup koji se temelji na pretpostavci da je jedna od dviju veza između dvije varijable od interesa jednaka nuli u razdoblju t temelj je rekurzivnog pristupa identifikaciji strukturnog VAR modela (Cholesky dekompozicija) koji je predložio Sims (1980.) u svom vrlo utjecajnom radu „Makroekonomija i stvarnost“ (Enders, 2014.). Dakle, ključna pretpostavka

potrebna za nepristranu procjenu utjecaja poreza na BDP u rekurzivnom pristupu je da BDP nema utjecaja na poreze u razdoblju t , to jest da nema simultanosti između ove dvije varijable.

Zbog neopravdanosti te pretpostavke Blanchard i Perotti (2002.) identificiraju strukturni VAR model na drugačiji način. Njihov model sadrži tri varijable, poreze, državnu potrošnju i BDP. Problem simultanosti je i u ovom slučaju prisutan jer su, uz simultanost veze između poreza i BDP-a, državna potrošnja i BDP također određeni simultano. Kako je prethodno spomenuto, državna potrošnja utječe na BDP u razdoblju t , ali istovremeno BDP može utjecati na državnu potrošnju jer su, primjerice, neke komponente državne potrošnje kao što su naknade za nezaposlene pod izravnim utjecajem cikličkog kretanja BDP-a. Uz to, državna potrošnja i porezi također nisu međusobno neovisni, stoga se obje varijable uključuju u model kako bi se ispravno procijenio utjecaj svake od njih na BDP.

Jedan od glavnih ciljeva metodologije koju koriste Blanchard i Perotti je identificirati egzogene šokove u porezima i državnoj potrošnji. Ideja je identična onome što Romer i Romer (2010.) nastoje napraviti u svom radu kada su u pitanju porezi, samo je pristup uvelike drugačiji. Romer i Romer narativnim pristupom nastoje identificirati porezne izmjene koje se mogu okarakterizirati kao egzogene u odnosu na BDP, to jest neovisne o kretanju BDP-a. Ovime se postiže upravo ono što se ne može postići korištenjem rekurzivnog pristupa. Kretanja ukupnih državnih prihoda od poreza zasigurno nisu egzogena u odnosu na BDP, ali jedan dio diskrecijskih promjena u porezima, odnosno prihodima od poreza možda jest. Upravo se identificiranjem tih egzogenih promjena u porezima dobiva varijabla čiji se utjecaj na BDP može procijeniti nepristrano zato što je riječ o egzogenoj varijabli. Blanchard i Perotti (2002.) umjesto narativnim pristupom problemu identifikacije egzogenih šokova u porezima i državnoj potrošnji (egzogenih u odnosu na BDP) pristupaju modelski, pomoću strukturnog VAR modela. Početna točka u njihovom modelu je procjena sljedećeg oblika VAR modela, to jest tri jednadžbe koje se procjenjuju su:

$$T_t = \sum_{j=1}^4 \alpha_{1,j} T_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_{1,j} G_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \gamma_{1,j} Y_{t-j} + t_t \quad (102)$$

$$G_t = \sum_{j=1}^4 \alpha_{2,j} T_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_{2,j} G_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \gamma_{2,j} Y_{t-j} + g_t \quad (103)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^4 \alpha_{3,j} T_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \beta_{3,j} G_{t-j} + \sum_{j=1}^4 \gamma_{3,j} Y_{t-j} + y_t \quad (104)$$

Pri čemu varijabla T predstavlja poreze, varijabla G državnu potrošnju, a varijabla Y BDP. Drugim riječima, VAR model se prvo procjenjuje u reduciranom obliku. Reducirani oblik VAR modela izražava svaku varijablu kao linearnu funkciju njenih pomaka unatrag, pomaka unatrag preostalih varijabli u modelu i greške koja nije autokorelirana (Stock i Watson, 2001.). Ovime se postižu dvije stvari. Prvo, iz svake od te tri varijable, s naglaskom na poreze i državnu potrošnju, se uklanja utjecaj pomaka unatrag te iste varijable i utjecaj pomaka unatrag preostale dvije varijable u modelu. Ideja iza ove procedure je da egzogeni šokovi u porezima i državnoj potrošnji, uz to što nisu pod utjecajem BDP-a u razdoblju t (kako se ovo postiže je objašnjeno u nastavku), predstavljaju neočekivane promjene u te dvije varijable, to jest promjene koje se ne mogu predvidjeti na temelju pomaka unatrag sve tri varijable u modelu. Zbog toga se u nastavku procedure kojom se identificiraju egzogeni šokovi koriste reziduali dobiveni procjenom tri prethodno navedene jednadžbe, t_t , g_t i y_t . Ti reziduali predstavljaju dio varijacije u porezima, državnoj potrošnji i BDP-u koji se ne može objasniti pomacima unatrag sve te tri varijable i čine osnovu za daljnju identifikaciju šokova u porezima i državnoj potrošnji, odnosno promjena u ove dvije varijable koje nisu niti pod utjecajem BDP-a u razdoblju t .

Druga stvar koja se postiže je što se procjenom ovih jednadžbi dobivaju procjene koeficijenata koji mjere utjecaj pomaka sve tri varijable na te iste tri varijable⁸³. Ovi koeficijenti su važni zbog toga što, u skladu s prethodno prikazanom ekonomskom teorijom, i porezi i državna potrošnja imaju utjecaj na BDP kroz vrijeme (multiplikativan učinak). Da bi se mogao pratiti ovaj dinamički, to jest multiplikativni učinak poreza i državne potrošnje na BDP u idućim tromjesečjima potrebne su procjene ovih koeficijenata. Na primjer, ako je poznato kako državna potrošnja iz razdoblja $t-1$ utječe na BDP u razdoblju t , automatski je poznato i kako državna potrošnja u razdoblju t utječe na BDP u razdoblju $t+1$ jer se pretpostavlja stabilnost ovih parametara kroz vrijeme. To omogućava kasniju konstrukciju funkcija impulsnog odaziva pomoću kojih se prati utjecaj fiskalnih varijabli na BDP kroz vrijeme.

Blanchard i Perotti (2002.) u model uključuju četiri pomaka unatrag zbog sezonskog karaktera prikupljanja nekih poreza. Autori daju primjer poreza koji se prikuplja u posljednjem tromjesečju svake godine temeljeno na poslovnoj aktivnosti (BDP-u) iz sva četiri tromjesečja

⁸³ Neformalno se može reći da u VAR modelima sve varijable utječu na sve varijable.

u toj godini. U tom su slučaju porezni prihodi u tromjesečju t funkcija BDP-a iz trenutnog, ali i iz prethodnih tromjesečja, stoga je u model potrebno uključiti pomake unatrag.

Uz četiri pomaka unatrag, Blanchard i Perotti dozvoljavaju tri vrste trendova, deterministički linearni trend, deterministički kvadratni trend i stohastički (jedinični korijen s konstantom) trend, to jest procjenjuju tri različita modela. Razlog procjene triju različitih modela je taj što rezultati statističkih testova koje su proveli ne omogućavaju donošenje jednoznačnog zaključka trebaju li se varijable modelirati pomoću determinističkog ili stohastičkog trenda, kao niti je li prikladnije deterministički trend modelirati kao linearan ili kao kvadratni trend. Model također uključuje i binarnu varijablu koja poprima vrijednost jedan u drugom tromjesečju 1975., kada je provedeno snažno privremeno porezno rasterećenje. Uključivanje ove binarne varijable u model omogućava da se kvantificira početni, kao i dinamički utjecaj ovog poreznog rasterećenja na BDP.

Procjenom triju prethodno navedenih jednadžbi metodom najmanjih kvadrata dobivaju se reziduali iz reduciranog oblika VAR modela, t_t , g_t i y_t , za koje *a priori* nema razloga da međusobno ne budu korelirani. Ovi se reziduali dalje dekomponiraju kako bi se identificirali strukturni šokovi u porezima i državnoj potrošnji, to jest egzogeni šokovi u te dvije varijable koji uz to što ne ovise o utjecaju pomaka unatrag sve tri varijable u modelu (što se postiže procjenom prethodnih regresijskih jednadžbi) ne ovise niti o utjecaju BDP-a u razdoblju t . Stoga autori zapisuju sljedeće tri jednadžbe:

$$t_t = a_1 y_t + a_2 e_t^g + e_t^t \quad (105)$$

$$g_t = b_1 y_t + b_2 e_t^t + e_t^g \quad (106)$$

$$y_t = c_1 t_t + c_2 g_t + e_t^y \quad (107)$$

Varijable e_t^t , e_t^g i e_t^y predstavljaju međusobno nekorelirane strukturne (egzogene) šokove koji se nastoje identificirati. Ovako konstruirani strukturni šokovi u porezima i državnoj potrošnji nisu pod utjecajem BDP-a i stoga ih Blanchard i Perotti koriste za procjenu utjecaja egzogenih promjena u porezima i državnoj potrošnji na BDP, točnije oni predstavljaju upravo te egzogene promjene. Da bi se vidjelo zašto ovi strukturni šokovi nisu pod utjecajem BDP-a, potrebno je objasniti interpretaciju sve tri jednadžbe i daljnje korake pomoću kojih se procjenjuju ovi strukturni šokovi. Prva jednadžba (105) kaže da do neočekivanih⁸⁴ promjena u porezima u razdoblju t , koje predstavljaju reziduali iz reduciranog oblika VAR modela t_t ,

⁸⁴ Neočekivane promjene predstavljaju onaj dio varijacije u varijablama koji nije objašnjen regresorima iz reduciranog oblika VAR modela, odnosno one su reziduali tih jednadžbi.

može doći radi jednog od tri faktora. Prvi je utjecaj neočekivanih promjena u BDP-u na poreze, što mjeri izraz $a_1 y_t$. Drugi faktor je reakcija poreza na strukturne šokove u državnoj potrošnji, mjereno izrazom $a_2 e_t^g$. Treći faktor u pozadini neočekivanih promjena u porezima t_t su strukturni šokovi u porezima e_t^t , koji se pokušavaju identificirati. Druga se jednadžba (106) interpretira na sličan način. Neočekivane promjene u državnoj potrošnji u razdoblju t su posljedica tri faktora. Prvi je utjecaj neočekivanih promjena u BDP-u na državnu potrošnju ($b_1 y_t$), drugi je reakcija državne potrošnje na strukturne šokove u porezima ($b_2 e_t^t$), a treći su strukturni šokovi u državnoj potrošnji koji se pokušavaju identificirati, e_t^g (Blanchard i Perotti, 2002.).

Posljednja je jednadžba (107) ključna za identifikaciju utjecaja poreza i državne potrošnje na BDP u razdoblju t . Ona kaže da do neočekivanih promjena u BDP-u može doći radi neočekivanih promjena u porezima ($c_1 t_t$), neočekivanih promjena u državnoj potrošnji ($c_2 g_t$) i radi strukturnih šokova u samom BDP-u, e_t^y . Drugim riječima, reziduali iz reduciranog oblika VAR modela se promatraju kao linearna kombinacija istih tih reziduala i strukturnih šokova u sve tri varijable. Kako bi se identificiralo tri strukturna šoka i šest parametara u ove tri jednadžbe, Blanchard i Perotti predlažu proceduru od tri koraka:

1. Parametri a_1 i b_1 mjere utjecaje gospodarske aktivnosti (BDP-a) na poreze i državnu potrošnju. *A priori*, ova dva koeficijenta mogu obuhvaćati dva različita utjecaja BDP-a na poreze i državnu potrošnju. Prvi predstavlja automatski utjecaj gospodarske aktivnosti na ove dvije varijable. Primjerice, veći BDP u razdoblju t povećava porezne prihode u razdoblju t , a može dovesti i do smanjenja izdataka za naknade za nezaposlene (komponenta državne potrošnje) ako istovremeno dolazi do smanjenja nezaposlenosti. Drugi utjecaj proizlazi iz diskrecijske promjene fiskalne politike u razdoblju t kao odgovora na neočekivane promjene u BDP-u u tom istom razdoblju. Na primjer, iznenadan negativan šok u BDP-u može dovesti do diskrecijskog povećanja državne potrošnje i smanjenja poreza s ciljem protucikličkog djelovanja. Blanchard i Perotti argumentiraju da korištenje tromjesečnih podataka potpuno eliminira ovaj kanal. Navode da, u skladu s dotadašnjim iskustvima vezanim uz način na koji se provodi fiskalna politika u SAD-u, nositeljima fiskalne politike treba više od jednog tromjesečja da shvate da je došlo do šoka u BDP-u, dogovore se oko toga koje su fiskalne mjere prikladne i treba li uopće reagirati, formalno izglasaju ove mjere i u konačnici ih implementiraju. Drugim riječima, argumentiraju da je nositeljima fiskalne politike zbog institucionalnih i proceduralnih rigidnosti nemoguće reagirati na šok u BDP-u u istom tromjesečju u kojem je došlo do šoka, što ne bi bilo točno da koriste godišnje podatke.

U tom kontekstu parametri a_1 i b_1 predstavljaju isključivo endogenu (automatsku, nediskrecijsku) reakciju poreza i državne potrošnje na kretanja u BDP-u, to jest parcijalne elastičnosti ovih dviju varijabli u odnosu na BDP. Blanchard i Perotti (2002.) ove parcijalne elastičnosti procjenjuju korištenjem stvarnih podataka za SAD. Prema njihovim procjenama parametar b_1 iznosi nula jer državna potrošnja ne reagira na kretanja BDP-a u razdoblju t . Parametar a_1 u njihovom uzorku iznosi 2,08, što se interpretira kao da povećanje realnog BDP-a za 1 posto povećava prikupljene realne prihode od poreza za 2,08 posto⁸⁵. Dakle, prvim korakom se dobivaju procjene parametara a_1 i b_1 .

2. Procjene parametara a_1 i b_1 omogućavaju izračun ciklički prilagođenih reziduala iz reduciranog oblika VAR modela. Ciklički prilagođeni reziduali poreza definiraju se kao $t'_t \equiv t_t - a_1 y_t$ i lako se računaju s obzirom na to da su reziduali iz reduciranog oblika VAR modela t_t i y_t poznati, a parametar a_1 je prethodno procijenjen. Ciklički prilagođeni reziduali državne potrošnje analogno se definiraju kao $g'_t \equiv g_t - b_1 y_t$, odnosno $g'_t = g_t$ jer je parametar b_1 jednak nuli. Ovaj korak je ključan jer se njime dobivaju reziduali poreza i državne potrošnje koji su ciklički prilagođeni, odnosno iz njih je uklonjen utjecaj BDP-a u razdoblju t .

Kako je iz tih reziduala uklonjen utjecaj BDP-a, smatra se da je problem dvosmjerne veze između fiskalnih varijabli i BDP-a ovim potezom riješen i ciklički se prilagođeni reziduali radi toga smatraju egzogenima u odnosu na BDP. Zbog toga ih Blanchard i Perotti koriste kao instrumente za procjenu parametara c_1 i c_2 . U sklopu drugog koraka se dalje procjenjuje regresijska jednadžba $y_t = c_1 t_t + c_2 g_t + e_t^y$ tako da se umjesto varijable t_t koristi instrument za tu varijablu, ciklički prilagođeni rezidual t'_t , a kao instrument za varijablu g_t koristi se ciklički prilagođeni rezidual g'_t (koji je jednak izvornom rezidualu jer je b_1 jednak nuli). Upravo se procjenom ove regresijske jednadžbe dobivaju procjene utjecaja poreza i državne potrošnje na BDP u razdoblju t , odnosno početni multiplikatori.

3. U trećem se koraku procjenjuju dva preostala nepoznata parametra iz jednadžbi koje opisuju rezidualne reduciranog oblika VAR modela, parametri a_2 i b_2 . Blanchard i Perotti (2002.) kažu da nema jednoznačnog načina da se ovi parametri identificiraju. Kada istovremeno (u tromjesečju t) dolazi do povećanja i državne potrošnje i poreza, postavlja se

⁸⁵ Sve su varijable u modelu izražene u realnim terminima (deflacionirane), izražene po glavi stanovnika i potom logaritmirane. Stoga bi bilo ispravnije reći da je riječ o povećanju realnih prihoda od poreza po glavi stanovnika za 2,08 posto.

Izražavanje svih varijabli u realnim terminima i procjena modela u logaritmima postalo je uobičajena praksa u kasnijoj literaturi koja koristi Blanchard-Perotti SVAR model, ali ne i izražavanje varijabli po glavi stanovnika. Stoga kasniji radovi sve tri varijable izražavaju u agregatnim iznosima, bez dijeljenja s brojem stanovnika.

pitanje reagiraju li porezi na povećanje državne potrošnje ili obrnuto. Radi toga testiraju oba scenarija, odnosno procjenjuju dvije različite varijante ovog modela. U prvoj se varijanti pretpostavlja da je parametar a_2 jednak nuli, što znači da strukturni šokovi (promjene) u državnoj potrošnji ne utječu na poreze u razdoblju t , već da se odluke o porezima donose prije odluka o državnoj potrošnji. U drugoj se varijanti pretpostavlja obrnut slučaj, odluke o državnoj potrošnji se donose prve i one utječu na poreze, to jest $b_2 = 0$, a a_2 se procjenjuje. Kada se pretpostavi da je jedan od ova dva parametra jednak nuli, onaj drugi se može procijeniti pomoću regresije na temelju jednadžbe 105, odnosno jednadžbe 106⁸⁶.

Provođenjem cijele ove procedure identificiraju se strukturni šokovi u porezima i državnoj potrošnji, kao i procjenjuje njihov utjecaj na BDP u razdoblju t . Zajedno s procjenama preostalih parametara iz jednadžbi kojima se modeliraju reziduali reduciranog oblika VAR modela, kao i svim parametrima procijenjenim u sklopu reduciranog oblika VAR modela, ovo omogućuje konstrukciju funkcija impulsnog odaziva. Pomoću funkcija impulsnog odaziva može se pratiti utjecaj egzogenih promjena (strukturnih šokova) u porezima i državnoj potrošnji na BDP u razdoblju t i narednim razdobljima, odnosno mogu se procijeniti fiskalni multiplikatori (Blanchard i Perotti, 2002.).

4.2.2.2. Blanchard-Perotti strukturni vektorski autoregresivni model u kontekstu modelske neizvjesnosti

Iz pregleda domaće i međunarodne empirijske literature danog u potpoglavlju 3.3. je jasno da je modelska neizvjesnost prije pravilo nego iznimka kada su u pitanju radovi koji koriste Blanchard-Perotti SVAR model za kvantifikaciju utjecaja poreza i državne potrošnje na BDP. Različiti autori na različite načine definiraju i poreze i državnu potrošnju, a potom i točnu specifikaciju Blanchard-Perotti SVAR modela koju procjenjuju. Neusklađenost u definicijama varijabli i specifikacijama modela znači da ti rezultati nisu nužno međusobno usporedivi, što opravdava nastojanje da se problemu modelske neizvjesnosti u ovom području pristupi na sistematičan način. Stoga će se u okviru testiranja druge hipoteze procijeniti različite varijante

⁸⁶ Bez pretpostavke da je jedan od parametara jednak nekoj fiksnoj vrijednosti, u ovom slučaju nula, ne bi bilo moguće procijeniti drugi. Konkretno, nakon što se izračunaju ciklički prilagođeni reziduali t'_t i g'_t , iz ta dva međusobno korelirana vremenska niza nije moguće procijeniti kako oni međusobno utječu jedan na drugi. Stoga se pretpostavlja da veza ide samo u jednom smjeru odnosno da nema veze u suprotnom smjeru, slično kao i kod rekurzivnog pristupa procjeni VAR modela. Veza koja nije jednaka nuli se potom procjenjuje jednostavnom linearnom regresijom jednog ciklički prilagođenog reziduala na drugi.

ovog modela koje se koriste u literaturi s ciljem da se na robustan način istraži pitanje utjecaja poreza i državne potrošnje na BDP u Hrvatskoj.

Za početak je potrebno identificirati različite definicije varijabli porezi i državna potrošnja koje se koriste u domaćoj i međunarodnoj literaturi. Na primjer, Borg (2014.) i Mirdala i Kamenik (2017.) poreze definiraju u skladu s originalnim radom od Blancharda i Perottija, dok Deskar-Škrbić i Šimović (2017.) u svom radu koriste samo neto neizravne poreze, a Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.) poreze definiraju kao ukupne prihode proračuna opće države. Slične se razlike javljaju i kod definiranja varijable državna potrošnja. U ovom su istraživanju stoga porezi definirani na pet različitih načina, a državna potrošnja na četiri. Neke od ovih definicija su preuzete iz empirijske literature, dok su neke predložene kao dopuna definicijama koje se koriste u postojećoj literaturi. Različiti načini definiranja varijabli porezi i državna potrošnja, kao i objašnjenja ovih definicija prikazani su u sljedećoj tablici.

Tablica 2 - Definicije varijabli porezi i državna potrošnja

Varijabla	Definicija varijable	Objašnjenje definicije
Porezi, prva definicija	Porezi na proizvodnju i uvoz + porez na dohodak + neto socijalni doprinosi + porezi na dohodak od kapitala + primljeni kapitalni transferi + drugi primljeni transferi + naplaćene kamate - socijalni transferi izuzev transfera u naturi - plaćeni kapitalni transferi - drugi plaćeni transferi - plaćene subvencije - plaćene kamate	Definicija u skladu s radovima Borg (2014.) i Mirdala i Kamenik (2017.)
Porezi, druga definicija	Porezi na proizvodnju i uvoz + porez na dohodak + neto socijalni doprinosi + porezi na dohodak od kapitala + primljeni kapitalni transferi + drugi primljeni transferi + naplaćene kamate - socijalni transferi u naturi - plaćeni kapitalni transferi - drugi plaćeni transferi - plaćene subvencije - plaćene kamate	Definicija u skladu s radovima Borg (2014.) i Mirdala i Kamenik (2017.). Razlika u odnosu na prvu definiciju poreza je u tome što se u ovoj definiciji koriste socijalni transferi u naturi umjesto socijalnih transfera koji isključuju transfere u naturi
Porezi, treća definicija	Ukupni prihodi proračuna opće države	Definicija u skladu s radom Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.)
Porezi, četvrta definicija	Porezi na proizvodnju i uvoz + porez na dohodak + neto socijalni doprinosi	Prijedlog autora u skladu s time što su ovo materijalno najznačajnije porezne kategorije u Republici Hrvatskoj i u skladu s time najviše porezno opterećuju gospodarstvo

Porezi, peta definicija	Porez na dodanu vrijednost + porez na dohodak + neto socijalni doprinosi	Prijedlog autora u skladu s time što su ovo materijalno najznačajnije porezne kategorije u Republici Hrvatskoj i u skladu s time najviše porezno opterećuju gospodarstvo
Varijabla	Definicija varijable	Objašnjenje definicije
Državna potrošnja, prva definicija	Ukupna konačna državna potrošnja (varijabla G iz nacionalnih računa)	Prema Deskar-Škrbić i Šimović (2017.)
Državna potrošnja, druga definicija	Intermedijarna državna potrošnja + naknade zaposlenima + socijalni transferi u naturi + državne bruto investicije u fiksni kapital	Varijacija na rad od Borgia (2014.)
Državna potrošnja, treća definicija	Intermedijarna državna potrošnja + naknade zaposlenima + državne bruto investicije u fiksni kapital	Varijacija na rad od Borgia (2014.)
Državna potrošnja, četvrta definicija	Ukupni rashodi proračuna opće države	Definicija u skladu s radom Deskar-Škrbića, Grdović Gnip i Milutinovića (2020.)

Izvor: izrada autora

Procjena šokova u porezima i državnoj potrošnji pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela zahtijeva korištenje koeficijenata parcijalne elastičnosti poreza i državne potrošnje u odnosu na BDP, koji se u modelu postavljaju egzogeno. U sljedeće su dvije tablice prikazani koeficijenti parcijalne elastičnosti koji se koriste u ovom istraživanju, kao i objašnjenja vezana uz odabir tih koeficijenata.

Tablica 3 - Koeficijenti parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP

Varijabla	Koeficijent parcijalne elastičnosti u odnosu na BDP	Objašnjenje odabira koeficijenta
Porezi, prva definicija	0,90	Procjena Europske komisije u skladu s radom Mourre, Poissonnier i Lausegger (2019.). Radovi u domaćoj literaturi koriste slične vrijednosti (vidjeti, na primjer, Ravnik i Žilić (2011.), Grdović Gnip (2014.), i Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.))
Porezi, druga definicija	0,90	Procjena Europske komisije u skladu s radom Mourre, Poissonnier i Lausegger (2019.). Radovi u domaćoj literaturi koriste slične vrijednosti (vidjeti, na primjer, Ravnik i Žilić (2011.), Grdović Gnip (2014.), i Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.))
Porezi, treća definicija	0,90	Procjena Europske komisije u skladu s radom Mourre, Poissonnier i Lausegger (2019.). Radovi u domaćoj literaturi koriste slične vrijednosti (vidjeti, na primjer, Ravnik i Žilić (2011.), Grdović Gnip (2014.), i Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.))

Varijabla	Koeficijent parcijalne elastičnosti u odnosu na BDP	Objašnjenje odabira koeficijenta
Porezi, četvrta definicija	1,016	Izračun autora. Vrijednost je izračunata kao ponderirani prosjek elastičnosti različitih poreznih kategorija od kojih se sastoje ovako definirani porezi, a kao ponderi su korišteni prosječni udjeli tih kategorija u ukupnoj vrijednosti ovih poreza u promatranom razdoblju. Elastičnosti različitih poreznih kategorija su preuzete iz Mourre, Poissonnier i Lausegger (2019.)
Porezi, peta definicija	1,019	Izračun autora. Vrijednost je izračunata kao ponderirani prosjek elastičnosti različitih poreznih kategorija od kojih se sastoje ovako definirani porezi, a kao ponderi su korišteni prosječni udjeli tih kategorija u ukupnoj vrijednosti ovih poreza u promatranom razdoblju. Elastičnosti različitih poreznih kategorija su preuzete iz Mourre, Poissonnier i Lausegger (2019.)

Izvor: izrada autora

Tablica 4 - Koeficijenti parcijalne elastičnosti državne potrošnje u odnosu na BDP

Varijabla	Koeficijent parcijalne elastičnosti u odnosu na BDP	Objašnjenje odabira koeficijenta
Državna potrošnja, prva definicija	0,00	Procjena Europske komisije u skladu s radom Mourre, Poissonnier i Lausegger (2019.). U domaćoj literaturi je ovo najčešće korištena vrijednost, primjerice u radovima kao što su Šimović i Deskar-Škrbić (2013.), Grdović Gnip (2014.) i Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.)
Državna potrošnja, druga definicija	0,00	Procjena Europske komisije u skladu s radom Mourre, Poissonnier i Lausegger (2019.). U domaćoj literaturi je ovo najčešće korištena vrijednost, primjerice u radovima kao što su Šimović i Deskar-Škrbić (2013.), Grdović Gnip (2014.) i Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.)
Državna potrošnja, treća definicija	0,00	Procjena Europske komisije u skladu s radom Mourre, Poissonnier i Lausegger (2019.). U domaćoj literaturi je ovo najčešće korištena vrijednost, primjerice u radovima kao što su Šimović i Deskar-Škrbić (2013.), Grdović Gnip (2014.) i Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.)
Državna potrošnja, četvrta definicija	-0,03	Procjena Europske komisije u skladu s radom Mourre, Poissonnier i Lausegger (2019.). Ovdje se koristi drugačiji koeficijent nego kod prethodne tri definicije državne potrošnje jer ovako definirana državna potrošnja sadrži i naknade za nezaposlene koje reagiraju na tekuća kretanja BDP-a, ali je razlika u koeficijentima relativno mala i stoga beznačajna sukladno malom udjelu tih naknada u ukupnoj državnoj potrošnji

Izvor: izrada autora

Koeficijent parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP za poreze definirane u skladu s prve dvije definicije, koje se međusobno razlikuju relativno malo i odgovaraju originalnom radu Blancharda i Perottija, iznosi 0,90 i preuzet je iz istraživanja Europske komisije (Mourre, Poissonnier i Lausegger, 2019.). Ova vrijednost je relativno blizu drugih vrijednosti koje se

koriste u domaćoj literaturi. Ravnik i Žilić (2011.) tako koriste vrijednost 0,95, Šimović i Deskar-Škrbić (2013.) 1,05, Grdović Gnip (2014.) koristi 0,92, Šimović, Ćorić i Deskar-Škrbić (2014.) koriste 0,96, a Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Milutinović (2020.) koriste 1,05, vodeći računa o tome da porezi nisu definirani na jednak način u svim tim radovima i da se razdoblje na koje se ti koeficijenti odnose razlikuje u usporedbi s vremenskim razdobljem korištenim u ovom radu.

Kako bi se adresirao problem neizvjesnosti povezane s korištenim koeficijentom parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP, u ovom će se istraživanju također procijeniti i modeli koji kao koeficijent parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP koriste vrijednost od 0,975 i vrijednost od 1,05, a te će se dvije dodatne vrijednosti koristiti u modelima s porezima definiranim u skladu s prve tri definicije. Kod procjene modela s porezima definiranim u skladu s četvrtom i petom definicijom će se uz osnovne vrijednosti koeficijenata prikazanih u tablici (1,016 i 1,019) koristiti i vrijednosti od 0,95 i 1,09. Kako u domaćoj literaturi postoji konsenzus oko korištenja koeficijenta elastičnosti državne potrošnje u odnosu na BDP koji je jednak nuli ili približno jednak nuli, modeli će se procijeniti korištenjem koeficijenata koji su dani u tablici 4. Ove vrijednosti su u skladu i s mišljenjem Europske komisije (Mourre, Poissonnier i Lausegger, 2019.).

Što se tiče koeficijenata parcijalne elastičnosti državne potrošnje u odnosu na BDP, oni su za tri od četiri definicije varijable državna potrošnja jednaki nuli u skladu s pretpostavkom da država potrošnja ne može reagirati na kretanja u BDP-u u tekućem tromjesečju zbog toga što se podaci o kretanju BDP-a objavljuju naknadno, nakon što završi tekuće tromjesečje. Uz to, iako nositelji fiskalne politike na temelju visokofrekventnih pokazatelja mogu procijeniti što se događa s BDP-om u tekućem tromjesečju, zbog institucionalnih i proceduralnih rigidnosti se pretpostavlja da nije moguće mijenjati državnu potrošnju u tekućem tromjesečju kao odgovor na kretanja BDP-a u tekućem tromjesečju. Pretpostavka da je ovaj koeficijent jednak nuli je u skladu s pretpostavkom iz izvornog rada Blancharda i Perottija (2002.). Kod četvrte definicije varijable državna potrošnja se ovaj koeficijent minimalno razlikuje od nule zbog toga što tako definirana državna potrošnja uključuje i naknade za nezaposlene, koje reagiraju na gospodarska kretanja u tekućem tromjesečju.

Kako bi se vodilo računa o modelskoj neizvjesnosti kod testiranja druge hipoteze, u ovom će se radu procijeniti sveukupno 1440 različitih specifikacija SVAR modela. Kako je prethodno objašnjeno, porezi se definiraju na 5, a državna potrošnja na 4 moguća načina, što daje 20 različitih kombinacija poreza i državne potrošnje temeljem kojih se može procijeniti model.

Uz to, kako bi se vodilo računa o parametarskoj neizvjesnosti vezanoj uz vrijednost koeficijenta parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP, za svaku od pet definicija poreza procijenit će se po tri modela korištenjem tri različita prethodno navedena koeficijenta. Variranje ovog koeficijenta utrostručuje dosadašnjih 20 modela te broj modela raste na 60.

Nadalje, trend će se modelirati na dva načina, u jednoj specifikaciji modela uključivanjem linearnog, a u drugoj uključivanjem kvadratnog trenda (ovo rade Blanchard i Perotti u originalnom radu). Povrh toga će se procijeniti i specifikacija modela bez uključenog trenda radi usporedbe s rezultatima modela s linearnim i kvadratnim trendom. Ovo ponovno utrostručuje broj modela, koji raste na 180.

U skladu s radom Deskar-Škrbića, Grdović Gnip i Milutinovića (2020.), ovih 180 modela će se procijeniti sa i bez uključene binarne varijable koja poprima vrijednost 1 u razdoblju oštrog pada gospodarstva u 2009. godini kako bi se vodilo računa o potencijalnom strukturnom lomu. Ovime se broj modela povećava na 360. Svi ti modeli će se procijeniti sa i bez kontroliranja za inozemni poslovni ciklus, odnosno inozemnu potražnju. Kontroliranje za inozemni poslovni ciklus se također radi u skladu s prijedlogom Deskar-Škrbića, Grdović Gnip i Milutinovića (2020.) na način da se u sve tri jednadžbe SVAR modela realni BDP europodručja uključi kao egzogena varijabla, a ovime se broj modela povećava na 720.

Konačno, u skladu s metodologijom procjene Blanchard-Perotti SVAR modela opisanom u potpoglavlju 4.2.2.1., parametri a_2 i b_2 iz jednadžbi 105 i 106 se ne mogu identificirati na jednoznačan način te se radi toga procjenjuju dva modela. U prvom se modelu pretpostavlja da je parametar b_2 jednak nuli i procjenjuje se parametar a_2 , dok se u drugom modelu pretpostavlja obrnuto, da je parametar a_2 jednak nuli, čime se omogućava procjena parametra b_2 . Kada se gornjih 720 modela procijeni u ove dvije varijacije, broj modela raste na 1440.

Testiranjem druge hipoteze nastoji se pokazati da su procjene utjecaja poreza i državne potrošnje na BDP dobivene pomoću Blanchard-Perotti modela procijenjenog za Republiku Hrvatsku pristrane i nekonzistentne. Da bi se ovo pokazalo za bilo koju od 1440 različitih specifikacija modela koje se procjenjuju u ovom radu, dovoljno je pokazati da su šokovi u porezima pogrešno procijenjeni u toj konkretnoj specifikaciji modela. Procjena utjecaja poreza u razdoblju t na BDP u razdoblju t (početni multiplikator poreza) ovisi o tome jesu li šokovi u porezima koji se identificiraju modelom ispravno identificirani. Ti šokovi u

porezima⁸⁷ nastoje izmjeriti egzogene promjene u porezima (slično kao u Romer i Romer narativnom pristupu), koje se potom koriste kao regresor da bi se procijenio njihov utjecaj na BDP, a kretanje BDP-a predstavlja zavisnu varijablu u jednadžbi koja se procjenjuje (detaljnije objašnjeno u potpoglavlju 4.2.2.1.). Ako su šokovi u porezima koji se koriste kao regresor pogrešno izmjereni, procjene pate od problema greške u mjerenju nezavisne varijable. Problem greške u mjerenju rezultira pristranim i nekonzistentnim procjenama utjecaja poreza na BDP (Fearon, 2001., Baltagi, 2011., Meijer, Oczkowski i Wansbeek, 2021.). Stoga je za dokazivanje tvrdnje da je utjecaj poreza na BDP procijenjen pristrano i nekonzistentno u jednom modelu potrebno pokazati da su šokovi u porezima dobiveni tim modelom procijenjeni pogrešno, dok je za dokazivanje te tvrdnje u 1440 modela potrebno to napraviti za svaki od tih modela.

Zanimljivo je i da se dokazivanjem da su šokovi u porezima procijenjeni pogrešno također pokazuje i da je utjecaj državne potrošnje na BDP procijenjen u okviru Blanchard-Perotti SVAR modela pristran i nekonzistentan. Kada se utjecaj državne potrošnje na BDP procjenjuje pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela (ovo je u općenitom smislu karakteristika i drugih SVAR modela), procijenjene funkcije impulsnog odaziva prate kako promjena (šok) u državnoj potrošnji utječe na BDP u tekućem i u narednim razdobljima. Čak i ako su šokovi u državnoj potrošnji procijenjeni točno, utjecaj šokova u državnoj potrošnji na BDP bit će procijenjen pristrano i nekonzistentno ako su šokovi u porezima procijenjeni pogrešno. Ovo se može vidjeti iz načina na koji se računaju funkcije impulsnog odaziva⁸⁸, gdje šok u bilo kojoj varijabli (porezima ili državnoj potrošnji) dovodi do promjene u sve tri varijable u modelu, odnosno do promjene i u porezima i u državnoj potrošnji i u BDP-u.

Ovo je važno zbog toga što u SVAR modelima sve varijable u modelu međusobno utječu jedna na drugu. Tako šok u državnoj potrošnji u razdoblju t utječe na BDP u razdoblju t i u narednim razdobljima, ali BDP nije pod utjecajem isključivo tog šoka nego i ostalih promjena koje se događaju kao posljedica početnog šoka u državnoj potrošnji kao što su promjene u porezima. Na primjer, utjecaj šoka u državnoj potrošnji u razdoblju t na BDP u razdoblju $t+2$ ovisi i o tome što se dogodilo s porezima u razdoblju $t+2$ radi tog inicijalnog šoka u državnoj potrošnji. Taj utjecaj poreza na BDP određen je upravo početnim multiplikatorom poreza, koji je procijenjen pristrano i nekonzistentno ako su šokovi u porezima pogrešno procijenjeni.

⁸⁷ Riječ je o ciklički prilagođenim rezidualima iz potpoglavlja 4.2.2.1.

⁸⁸ Za matematičku proceduru izračuna funkcija impulsnog odaziva vidjeti udžbenike kao što su Lütkepohl (2005.), Enders (2014.) i Hansen (2022.).

Početni multiplikator poreza mjeri utjecaj poreza na BDP u razdoblju t , stoga on mjeri i utjecaj poreza u razdoblju $t+2$ na BDP u razdoblju $t+2$. Radi toga što šok u državnoj potrošnji dovodi do promjene u porezima u razdoblju $t+2$ (kao i u ostalim razdobljima), a funkcija impulsnog odaziva uključuje i utjecaj od poreza prema BDP-u, pogrešno procijenjen koeficijent koji mjeri utjecaj poreza na BDP ugrađuje se u funkciju impulsnog odaziva koja prati utjecaj šoka u državnoj potrošnji na BDP kroz vrijeme. Posljedica načina na koji se konstruiraju funkcije impulsnog odaziva u SVAR modelima je da je u funkciju impulsnog odaziva koja prati utjecaj šoka u državnoj potrošnji na BDP ugrađen pristran i nekonzistentan koeficijent vezan uz poreze, što rezultira pristranim i nekonzistentnim procjenama utjecaja državne potrošnje na BDP.

Stoga se pokazivanjem da su šokovi u porezima procijenjeni unutar modela procijenjeni pogrešno pokazuje da je utjecaj poreza na BDP procijenjen pristrano i nekonzistentno, ali i da je utjecaj državne potrošnje na BDP također procijenjen pristrano i nekonzistentno. Druga hipoteza smatrat će se dokazanom ako se za svih 1440 modela može pokazati da su šokovi u porezima procijenjeni pogrešno.

Ocjena jesu li šokovi u porezima procijenjeni točno ili pogrešno donijet će se na temelju dva kriterija, a oba se kriterija temelje na usporedbi modelski procijenjenih šokova s narativno identificiranim šokovima. Način izračuna narativno identificiranih šokova će se detaljno objasniti u potpoglavlju 4.2.3. (iduće potpoglavlje), a grafički prikaz tih šokova dan je u potpoglavlju 4.3.3. Prvi se kriterij temelji na izračunu Pearsonovog koeficijenta korelacije između modelski i narativno identificiranih šokova. Ako izračunati koeficijent korelacije nije pozitivan i relativno visok, to je indikator da modelski identificirani šokovi u porezima nisu ispravno identificirani, odnosno da ne odgovaraju stvarnim šokovima u porezima. Ipak, zbog toga što narativni pristup identifikaciji šokova u porezima ima svoje nedostatke i ovi šokovi ne odražavaju nužno stvarne šokove u gospodarstvu (detaljnije objašnjeno u potpoglavljima 4.2.3. i 5.1.5.), nedovoljno visoka pozitivna korelacija se ne može smatrati konačnim dokazom da su modelski procijenjeni šokovi u porezima pogrešno identificirani.

Stoga će se kao dodatan kriterij provjere za svaki od 1440 vremenskih nizova modelski identificiranih šokova pokušati pronaći jedno tromjesečje u kojem modelski šok ne odgovara promjenama u poreznom opterećenju koje su se u stvarnosti događale u hrvatskom gospodarstvu. Primjerice, poznato je da je u prvom tromjesečju 2017. došlo do poreznog rasterećenja gospodarstva radi smanjenja poreza na dohodak, poreza na dobit, poreza na dodanu vrijednost i doprinosa (popis narativno identificiranih poreznih izmjena nalazi se u

Dodatku 2), a prema službenim je procjenama ovo rasterećenje iznosilo oko 2,26 milijardi kuna. Ako modelski identificirani šokovi pokazuju da je u prvom tromjesečju 2017. došlo do porasta umjesto smanjenja poreznog opterećenja, gotovo je sigurno da su šokovi u porezima identificirani pomoću modela identificirani pogrešno.

Nadalje, ako modelski identificirani šokovi pokazuju da je, na primjer, u trećem tromjesečju 2006. došlo do relativno jakog⁸⁹ povećanja poreznog opterećenja u hrvatskom gospodarstvu, a poznato je da tada porezno opterećenje nije mijenjano, ovo također upućuje na zaključak da model šokove identificira pogrešno. Ako se može pronaći samo jedno tromjesečje za koje model pogrešno identificira šok, to automatski znači da su modelski identificirani šokovi (naravno, ne nužno za sva razdoblja) pogrešno identificirani, to jest da je prisutan problem pogreške u mjerenju nezavisne varijable. U skladu s prethodno iznesenom argumentacijom, iz ovoga slijedi da su procjene utjecaja i poreza i državne potrošnje na BDP dobivene pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela pristrane i nekonzistentne.

Druga će se hipoteza prihvatiti ako se za svih 1440 modela može pokazati da korelacija između modelski identificiranih i narativno identificiranih šokova u porezima nije relativno visoka i pozitivna, kao i ako se za svaki od modela može pronaći jedno tromjesečje u kojem modelski šokovi snažno odstupaju od stvarnih promjena u poreznom opterećenju hrvatskog gospodarstva u tom tromjesečju.

Podaci o porezima, državnoj potrošnji, domaćem BDP-u i BDP-u eurozone su desezonirani (korištena je Census X-11 metoda), deflacionirani BDP deflatorom i potom logaritmirani u skladu s uobičajenom praksom u empirijskoj literaturi koja koristi Blanchard-Perotti SVAR model. Zbog toga što je vremensko razdoblje korišteno u ovom istraživanju kraće u odnosu na originalni rad od Blancharda i Perottija (kako je prethodno napomenuto, ovo istraživanje se provodi na vremenskom razdoblju od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. godine), broj pomaka u modelima nije automatski postavljen na 4 kao u originalnom radu. Za određivanje broja pomaka korišteni su Akaike i Hannan-Quinn informacijski kriteriji, koji su za svih 20 kombinacija poreza i državne potrošnje jednoznačno upućivali na zaključak da optimalan broj pomaka iznosi 1. Kasnije su za provjeru robusnosti rezultata modeli procijenjeni s 4 pomaka, u skladu s originalnim radom od Blancharda i Perottija.

Nakon što se testira druga hipoteza, korištenjem istih modela testirat će se i treća hipoteza. Treća hipoteza pretpostavlja da promjene u specifikaciji modela jednom nakon što se

⁸⁹ U usporedbi sa šokovima za ostala razdoblja.

definiraju varijable porezi i državna potrošnja i broj pomaka u modelu ne utječu značajno na identifikaciju strukturnih šokova u porezima i državnoj potrošnji. Drugim riječima, prethodno navedene promjene u načinu modeliranja trenda, promjene vrijednosti koeficijenta parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP, kontroliranje za inozemni poslovni ciklus, uključivanje binarne varijable za kriznu 2009. godinu, kao i procjenjivanje dviju različitih specifikacija modela povezanih s parametrima a_2 i b_2 prema ovoj hipotezi ne bi trebali značajno utjecati na šokove koji se identificiraju pomoću modela. Neovisno o točnoj specifikaciji modela, šokovi bi trebali biti slični, odnosno korelacija između njih bi trebala biti visoka.

Uzevši sve nabrojane promjene u obzir, nakon što se definiraju varijable porezi i državna potrošnja procjenjuju se sveukupno 72 različite specifikacije modela. Ako međusobna korelacija između šokova u porezima koji su procijenjeni u sve 72 specifikacije modela bude vrlo visoka (Pearsonov koeficijent korelacije veći od 0,8), može se zaključiti da promjene u specifikaciji modela nemaju značajan utjecaj na identifikaciju šokova u porezima. Istim principom, ako međusobna korelacija između šokova u državnoj potrošnji koji su procijenjeni u sve 72 specifikacije modela bude vrlo visoka, može se zaključiti da promjene u specifikaciji modela nemaju značajan utjecaj na identifikaciju šokova u državnoj potrošnji. Ova će se procedura ponoviti za svih 20 različitih kombinacija poreza i državne potrošnje, odnosno obuhvatit će se svih 1440 modela.

Nastavno na opisanu metodologiju i pregled domaće empirijske literature, testiranje četvrte hipoteze provodi se na vrlo sličan način kao testiranje druge hipoteze, samo varijablu državna potrošnja u različitim modelima mijenja neka od četiri komponente državne potrošnje koje se analiziraju u okviru četvrte hipoteze. Konkretno, modeli će se procijeniti korištenjem istog skupa različitih specifikacija SVAR modela kao i kod druge hipoteze, a varijablu državna potrošnja redom mijenjaju varijable državni izdaci za plaće u javnom sektoru, državni izdaci za kapitalne investicije, državni izdaci za intermedijarnu potrošnju i državni izdaci za socijalne transfere. Ovime će se omogućiti da se na širem skupu modela testira imaju li državni izdaci za plaće u javnom sektoru veći početni multiplikator u usporedbi s početnim multiplikatorima ostale tri komponente državnih izdataka.

Za svaku od četiri komponente državne potrošnje u kombinaciji sa svakom od pet različitih definicija poreza procijenit će se 72 različite specifikacije modela koje se dobivaju sukladno različitim specifikacijama modela navedenim u sklopu objašnjenja druge hipoteze. Ako se može pokazati da su prosječne vrijednosti početnih multiplikatora državnih izdataka za plaće u javnom sektoru izračunate temeljem 72 različite specifikacije modela statistički značajno

veće u odnosu na prosječne vrijednosti početnih multiplikatora za preostale tri komponente državne potrošnje, to upućuje na zaključak da je početni multiplikator te komponente državne potrošnje robusno najveći. Ova će se analiza ponoviti za svih 5 različitih definicija poreznog opterećenja kako bi se utvrdilo vrijedi li taj zaključak neovisno o načinu na koji se definira varijabla porezi. Transformacije varijabli i korišteni egzogeni koeficijenti elastičnosti poreza u odnosu na BDP su identični kao i kod testiranja druge hipoteze, a egzogeni koeficijent elastičnosti državne potrošnje u odnosu na BDP se za sve četiri komponente državne potrošnje postavlja na vrijednost 0.

U skladu s rezultatima Akaike i Hannan-Quinn informacijskih kriterija, koji su u gotovo svim specifikacijama modela za sve četiri komponente državne potrošnje davali identične rezultate, broj pomaka postavljen je na 1. Kasnije su radi provjere robusnosti modeli procijenjeni i s 4 uključena pomaka. Da bi početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje bili međusobno usporedivi, njihove su vrijednosti korigirane za razlike u prosječnim nominalnim vrijednostima tih komponenti u promatranom razdoblju tako što su vrijednosti multiplikatora podijeljene s prosječnim udjelom svake komponente u BDP-u. Ova je prilagodba nužna jer su početni multiplikatori izraženi kao koeficijenti elastičnosti u skladu s time što je model procijenjen u logaritmima. Radi toga povećanje svake od četiri komponente državne potrošnje za 1 posto ne znači i jednako povećanje u apsolutnom iznosu. Primjerice, ako je nominalna vrijednost izdataka za plaće u javnom sektoru dvostruko veća od nominalne vrijednosti izdataka za kapitalne investicije, da bi se plaće povećale za 1 posto potreban je dvostruko veći izdatak u odnosu na povećanje kapitalnih investicija za 1 posto. Stoga bi, primjerice, dvostruko veći koeficijent parcijalne elastičnosti BDP-a u odnosu na izdatke za plaće u javnom sektoru u usporedbi s analognim koeficijentom elastičnosti za kapitalne izdatke zapravo značio da su u apsolutnom iznosu početni multiplikatori jednaki. Za ove se razlike korigira upravo spomenutim dijeljenjem procijenjenih vrijednosti multiplikatora s prosječnim udjelom pojedine komponente državne potrošnje u BDP-u. U skladu s transformacijama varijabli koje se rade prije procjene modela, računaju se udjeli desezoniranih i deflacioniranih (BDP deflatorom) komponenti državne potrošnje u desezoniranom i deflacioniranom BDP-u.

4.2.3. Identifikacija šokova u porezima narativnim pristupom

Umjesto modelski, primjerice Blanchard-Perotti strukturnim vektorskim autoregresivnim modelom, egzogeni šokovi u porezima mogu se pokušati identificirati narativnim pristupom. U svom radu Romer i Romer (2010.) popisuju sve važne porezne izmjene u SAD-u u razdoblju od kraja Drugoga svjetskog rata do 2007. godine. Potom svaku od tih izmjena analiziraju i donose odluku može li se pojedina izmjena okarakterizirati kao egzogena u odnosu na BDP. Tipičnu endogenu promjenu u porezima predstavlja smanjenje poreznog opterećenja u recesiji s ciljem oporavka gospodarstva i vraćanja BDP-a na njegovu potencijalnu razinu. S druge strane, egzogene promjene Romer i Romer definiraju kao one izmjene u porezima kojima nije cilj utjecati na odstupanje stvarnog od potencijalnog BDP-a. Primjer takve izmjene je smanjenje poreza za koje nositelji ekonomske politike vjeruju da će dugoročno povećati stopu rasta BDP-a.

Nastavno na njihov rad, u okviru pete hipoteze se korištenjem podataka za Republiku Hrvatsku analiziraju izmjene u porezu na dodanu vrijednost, doprinosima za zdravstveno i mirovinsko osiguranje, porezu na dohodak i porezu na dobit u razdoblju od prvog tromjesečja 2004. do četvrtog tromjesečja 2019. Ranija razdoblja nisu analizirana zbog nedostupnosti podataka, iako je izmjena u poreznom opterećenju bilo. Ono što je bitno za primjenu narativnog pristupa je da svaka porezna izmjena ima i pripadajuću procjenu fiskalnog učinka, odnosno procjenu veličine poreznog rasterećenja ili porasta poreznog opterećenja. Bez tog podatka nije moguće znati kolika je procijenjena magnituda određene porezne izmjene, a samim time niti konstruirati vremenski niz podataka o egzogenim promjenama u porezima koji se potom koristi u regresijskoj jednadžbi za procjenu utjecaja poreza na BDP. Peta hipoteza u ovoj disertaciji je svojevrsni nastavak istraživanja koje su proveli Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Šimović (2022.), koji su analizirali isto vremensko razdoblje ali su se fokusirali isključivo na izmjene u porezu na dodanu vrijednost.

Kao primjer promjena koje su bile endogene može se istaknuti smanjenja poreza na dohodak koje je stupilo na snagu 1. srpnja 2010. (Ministarstvo financija Republike Hrvatske, 2010a). Prema procjeni napravljenoj prije provođenja ovog rasterećenja, porezno rasterećenje iznosilo je milijardu kuna godišnje. Ono što je ključno za pravilnu klasifikaciju poreznih izmjena je motivacija iza provođenja tih izmjena. Kako je navedeno u službenom objašnjenju ove izmjene, cilj je bio dati dodatan poticaj osobnoj potrošnji za vrijeme recesije i time neizravno utjecati na trendove zapošljavanja, odnosno na zadržavanje postojećih radnih mjesta. Iz ovog

objašnjenja je jasno da je bila riječ o protucikličkoj fiskalnoj politici jer se ovime nastojao potaknuti oporavak gospodarstva, odnosno vratiti BDP na njegovu potencijalnu razinu usred recesije. Stoga se ova izmjena može smatrati endogenom u odnosu na BDP i ona nije uključena u vremenski niz koji sadrži egzogene porezne izmjene. Još jedna izmjena koja je očito endogena u odnosu na BDP je privremeno smanjenje stope doprinosa za zdravstveno osiguranje s 15 na 13 posto, koje je stupilo na snagu 1. svibnja 2012. i za koje je procijenjeno da je riječ o poreznom rasterećenju u iznosu od 2,17 milijardi kuna godišnje (Ministarstvo financija Republike Hrvatske, 2012a). Prema službenom je objašnjenju cilj mjere bio potaknuti gospodarski oporavak i razvoj poduzetništva, a s obzirom na to da je 2012. godinu hrvatsko gospodarstvo provelo u recesiji (Eurostat, 2023a) jasno je da je bila riječ o protucikličkom poreznom rasterećenju, to jest da je i ta izmjena bila endogena.

Kao dvije porezne izmjene koje se mogu okarakterizirati kao egzogene mogu se izdvojiti ukidanje nulte stope PDV-a koje je na snagu stupilo 1. siječnja 2013. i smanjenje poreza na dobit koje je stupilo na snagu 1. siječnja 2017. (Ministarstvo financija Republike Hrvatske, 2012b i 2016a). Ukidanje nulte stope PDV-a provedeno je radi usklađivanja s odredbama Direktive Vijeća Europske unije o zajedničkom sustavu poreza na dodanu vrijednost, prema kojem nije propisana mogućnost primjene stope PDV-a od 0% za nove države članice Europske unije, već je najniža stopa PDV-a mogla iznositi 5%. Procijenjeni fiskalni učinak ukidanja nulte stope PDV-a, odnosno njenog podizanja na 5 posto je na godišnjoj razini iznosio oko 1,3 milijarde kuna dodatnih prihoda u državnom proračunu⁹⁰. Ova se izmjena može smatrati egzogenom jer je riječ o povećanju poreznog opterećenja koje je povezano s prilagodbom regulativi Europske unije, a ne o protucikličkoj mjeri (hrvatsko je gospodarstvo povrh toga 2013. bilo u recesiji, stoga niti učinak te mjere nije bio protuciklički).

Smanjenje poreza na dobit koje je stupilo na snagu 1. siječnja 2017. vezano je uz smanjenje osnovne porezne stope s 20 na 18% za poduzeća s godišnjim prihodima većim od 3 milijuna kuna i njeno smanjenje s 20 na 12% za mala poduzeća (godišnji prihodi do 3 milijuna kuna). Procijenjeni fiskalni učinak ove mjere iznosio je 373 milijuna kuna poreznih prihoda manje u 2017., a motivacija za ovu izmjenu je bila poboljšati investicijsku klimu i potaknuti gospodarski rast, s naglaskom na poticanje razvoja malog poduzetništva i poduzetnika koji započinju poslovnu aktivnost. Ova se promjena može smatrati egzogenom zato što cilj nije bio kratkoročno djelovati protuciklički već dugoročno povećati BDP. Poboljšanje

⁹⁰ Ovaj iznos uključuje i učinak primjene snižene stope PDV-a od 5% na plovila za sport i razonodu, a ta izmjena je stupila na snagu 1. svibnja 2013.

investicijske klime i poticanje razvoja malog poduzetništva se mogu smatrati dugoročnim ciljevima ekonomske politike, a ne kratkoročnom protucikličkom mjerom. Povrh toga, hrvatsko gospodarstvo 2016. i 2017. nije bilo u recesiji (Eurostat, 2023a).

Popis izmjena vezanih uz porez na dodanu vrijednost, doprinose za zdravstveno i mirovinsko osiguranje, porez na dohodak i porez na dobit u razdoblju od prvog tromjesečja 2004. do četvrtog tromjesečja 2019. dan je u Dodatku 2. Uz svaku je izmjenu dano obrazloženje zašto je izmjena klasificirana kao endogena ili egzogena. Uz izmjene je navedena i javno objavljena procjena fiskalnog učinka koja je napravljena prije provođenja izmjena u poreznom opterećenju za slučajeve kada je takva procjena napravljena. Za manjinu izmjena procjena fiskalnog učinka nije napravljena, stoga nije moguće kvantificirati apsolutno sve egzogene izmjene u poreznom opterećenju u Republici Hrvatskoj za ovo razdoblje. Kako je ovakvih izmjena bilo relativno malo, ovaj problem ne bi smio značajno ugroziti valjanost rezultata analize.

U skladu s metodološkim pristupom Romer i Romera (2010.), fiskalni učinak svake egzogene porezne izmjene izražava se na godišnjoj razini i pripisuje se tromjesečju u kojem je izmjena stupila na snagu. Na primjer, kod prethodno spomenutog ukidanja nulte stope PDV-a koje je stupilo na snagu 1. siječnja 2013. se godišnji porast poreznog opterećenja za 1,3 milijarde kuna prikazuje kao porast opterećenja za 1,3 milijarde kuna u prvom tromjesečju 2013. Ako je neka promjena stupila na snagu nakon polovice tromjesečja, njen se utjecaj pripisao idućem tromjesečju. Sve su izmjene koje su klasificirane kao egzogene izražene u postotku tromjesečnog nominalnog BDP-a tromjesečja kojem su te izmjene pripisane.

Osnovna (minimalistička) specifikacija modela koji Romer i Romer koriste može se prikazati sljedećom jednadžbom:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta \Delta ExT_t + \varepsilon_t \quad (108)$$

Gdje Y_t predstavlja logaritam realnog tromjesečnog BDP-a, a varijabla ΔExT_t promjene u egzogenom poreznom opterećenju. Kako promjene u poreznom opterećenju nemaju utjecaja na proizvodnju samo u tekućem tromjesečju, u proširenoj specifikaciji ovog modela Romer i Romer uključuju i vremenske pomake promjena u egzogenom poreznom opterećenju. Potom model proširuju uključivanjem vremenskih pomaka zavisne varijable (tromjesečna stopa rasta realnog BDP-a), čime se dobiva jednadžba:

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^M \beta_i \Delta ExT_{t-i} + \sum_{j=1}^N \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (109)$$

Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Šimović (2022.) u kontekstu toga što je Hrvatska mala i otvorena ekonomija kao dodatnu kontrolnu varijablu uključuju i BDP europodručja, to jest njegovu stopu rasta.

U potpoglavlju 4.3.3. će se grafički prikazati kretanje narativno identificiranih egzogenih promjena u poreznom opterećenju. U potpoglavlju 5.1.5. se procjenjuje utjecaj tih promjena na kretanje realnog BDP-a u Hrvatskoj unutar različitih specifikacija modela koje predlažu Romer i Romer (2010.) i Deskar-Škrbić, Grdović Gnip i Šimović (2022.), čime se testira peta hipoteza. Podaci o realnom tromjesečnom BDP-u za Hrvatsku i europodručje preuzeti s Eurostata preuzeti su u sezonski i kalendarski prilagođenom obliku. U skladu sa specifikacijom modela u gornjoj jednadžbi, model višestruke linearne regresije se procjenjuje korištenjem tromjesečnih stopa rasta BDP-a.

4.2.4. Procjena utjecaja migracijskih tokova na stopu nezaposlenosti u uvjetima visokih migracija

U potpoglavlju 2.2. detaljno su prikazane različite metode procjene potencijalnog dohotka, a istaknute su i njihove prednosti i nedostaci. I dok se sve te metode u većoj ili manjoj mjeri aktivno koriste u empirijskoj literaturi, opravdanost njihove primjene za pojedinu zemlju također ovisi i o specifičnim kretanjima u zemlji za koju se procjenjuje potencijalni dohodak. Može se postaviti hipoteza da u uvjetima visokih migracija metode koje ne modeliraju kretanja na tržištu rada divergiraju u procjeni potencijalnog dohotka u odnosu na metode koje modeliraju ta kretanja. Na primjer, zbog toga što univarijatne metode za procjenu potencijalnog dohotka koriste isključivo podatak o stvarnom realnom BDP-u neke zemlje, ako migracijska kretanja u razdoblju t imaju znatno manji utjecaj na stvarni realni BDP u razdoblju t u usporedbi s njihovim utjecajem na potencijalni dohodak u razdoblju t , ovo dovodi do divergencije u procjeni potencijalnog dohotka za to razdoblje ako se potencijalni dohodak procjenjuje spomenutim univarijatnim metodama u odnosu na multivarijatne metode koje modeliraju tržište rada. Primjerice, nekim imigrantima je možda potrebno određeno vrijeme da pronađu posao, stoga njihov puni utjecaj na gospodarsku aktivnost neće nužno biti vidljiv u godini useljavanja.

Kod iseljavanja se pojavljuje sličan problem zbog toga što, kada je u pitanju iseljavanje nezaposlenog radno sposobnog stanovništva, njihovo iseljavanje smanjuje potencijalni

dohodak u slučaju kada iseljava ciklički nezaposleno stanovništvo, odnosno nezaposleni koji bi s vremenom ponovno postali zaposleni. Stoga i u ovom slučaju njihov puni utjecaj na BDP često nije vidljiv u samoj godini iseljavanja te zbog toga univarijatne metode ne mogu voditi računa o tom punom utjecaju, dok metode koje modeliraju kretanja na tržištu rada nastoje kvantificirati puni utjecaj ovog iseljavanja na potencijalni dohodak.

Iz tih je razloga bitno empirijski testirati imaju li migracijski tokovi statistički značajan utjecaj na stopu nezaposlenosti zbog toga što postojanje tog utjecaja implicira i divergenciju između procjena potencijalnog dohotka dobivenih metodama koje modeliraju kretanja na tržištu rada i metoda koje ne modeliraju ta kretanja, sukladno prethodno iznesenim argumentima. Kako bi se empirijski testiralo postojanje ovog utjecaja provest će se panel analiza na poduzorku odabranom između 27 zemalja Europske unije i Ujedinjenog Kraljevstva i na godišnjim podacima za razdoblje od 2012. do 2021. godine. S obzirom na to da se istražuju procjene potencijalnog dohotka u uvjetima visokih migracija, temeljem podataka o neto migracijskim tokovima izraženim u postotku ukupnog stanovništva (detaljnije objašnjeno u potpoglavlju 4.1.) identificirane su one zemlje u uzorku od spomenutih 28 zemalja koje su u ovom razdoblju zabilježile relativno visoke migracijske tokove u usporedbi s ostalim zemljama u uzorku. Konkretno, u poduzorak zemalja koje se klasificiraju kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima uzeta je ona polovica zemalja iz cijelog uzorka koja je zabilježila najveće apsolutne vrijednosti prosječnih neto migracijskih tokova u promatranom razdoblju. Od 28 zemalja obuhvaćenih šestom hipotezom kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima klasificirane su Austrija, Belgija, Finska, Hrvatska, Irska, Italija, Latvija, Litva, Luksemburg, Malta, Nizozemska, Njemačka, Švedska i Ujedinjeno Kraljevstvo.

Odlukom o podjeli uzorka na dva jednaka dijela nastojalo se isključiti iz analize one zemlje kod kojih su migracijski tokovi bili relativno mali i pritom osigurati dovoljno velik broj zemalja za provođenje panel analize. Zbog toga što je podjela uzorka na dva jednaka dijela i klasifikacija one polovice uzorka s relativno najvišim migracijskim tokovima kao zemalja s visokim migracijama proizvoljna odluka istraživača, procijenit će se više različitih modela s uključenim i isključenim pojedinim zemljama kako bi se provjerila robusnost dobivenih rezultata. Kako bi se procijenio utjecaj neto migracijskih tokova na stopu nezaposlenosti, metodom najmanjih kvadrata procijenit će se sljedeći model (Wooldridge, 2010.):

$$\Delta u_{i,t} = \beta N M_{i,t} + \gamma \Delta Y_{i,t} + \mu_s + \mu_t + \Delta \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (110)$$

Gdje varijabla $\Delta u_{i,t}$ predstavlja promjenu stope nezaposlenosti, varijabla $NM_{i,t}$ predstavlja neto migraciju izraženu u postotku ukupnog stanovništva, a varijabla $\Delta Y_{i,t}$ predstavlja stopu rasta realnog BDP-a. Varijabla μ_s predstavlja fiksni učinak za pojedinu zemlju, varijabla μ_t vremenski fiksni učinak koji je jednak za sve zemlje u pojedinoj godini, a $\varepsilon_{i,t}$ predstavlja idiosinkratsku grešku relacije. N predstavlja broj zemalja u uzorku, a T je broj vremenskih razdoblja, odnosno godina. Ovakvom se specifikacijom modela nastoji testirati ima li veličina neto migracijskih tokova utjecaj na promjene u stopi nezaposlenosti. Stopa rasta realnog BDP-a je uključena kao kontrolna varijabla kako bi se kontroliralo za utjecaj gospodarske aktivnosti na stopu nezaposlenosti.

Razlog radi kojega je zavisna varijabla (stopa nezaposlenosti) izražena u prvim diferencijama umjesto u razinama je utjecaj stope nezaposlenosti na neto migracije, odnosno dvosmjerna uzročna veza između stope nezaposlenosti i neto migracija. Primjerice, zemlje s relativno visokom razinom stope nezaposlenosti kao što je Hrvatska zabilježile su relativno visoku neto emigraciju upravo zbog uzročnog djelovanja visine stope nezaposlenosti na visinu neto emigracije, odnosno negativne neto migracije. Stoga se izražavanjem stope nezaposlenosti u prvim diferencijama nastojao ublažiti ovaj problem kako bi se mogao procijeniti utjecaj u suprotnom smjeru, od neto migracija prema stopi nezaposlenosti.

U nastojanju da se osigura robusnost rezultata procijenit će se sveukupno 8 specifikacija modela prikazanog u jednadžbi 110. Model 1 uključuje svih 14 zemalja klasificiranih kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima. Model 2 također uključuje svih 14 zemalja, ali ne uključuje fiksne učinke za pojedine zemlje nego isključivo vremenske fiksne učinke. Model 2 je ujedno i jedini model koji istovremeno ne uključuje i fiksne učinke za pojedine zemlje i vremenske fiksne učinke. Model 3 uključuje 13 od 14 navedenih zemalja, a iz uzorka je izbačena Malta kao zemlja s najvećom prosječnom neto migracijom u uzorku. Model 4 uključuje 12 od 14 zemalja, a iz uzorka su izbačeni Malta i Luksemburg kao dvije zemlje s najvećom prosječnom neto migracijom u uzorku. Model 5 uključuje 11 od 14 zemalja, a iz uzorka su izbačeni Hrvatska, Latvija i Litva kao jedine tri zemlje u uzorku s negativnom prosječnom neto migracijom. Model 6 uključuje 16 zemalja i u njemu su uzorku od 14 zemalja koje su klasificirane kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima dodane Danska i Slovenija. Danska i Slovenija su dvije zemlje s relativno najvećim neto migracijskim tokovima među 14 od 28 zemalja koje nisu klasificirane kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima. Model 7 uključuje 14 zemalja klasificiranih kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima i obuhvaća razdoblje od 2013. do 2021. godine

(prvih šest modela obuhvaća razdoblje od 2012. do 2021. godine). Model 8 uključuje istih 14 zemalja i obuhvaća razdoblje od 2011. do 2021. godine.

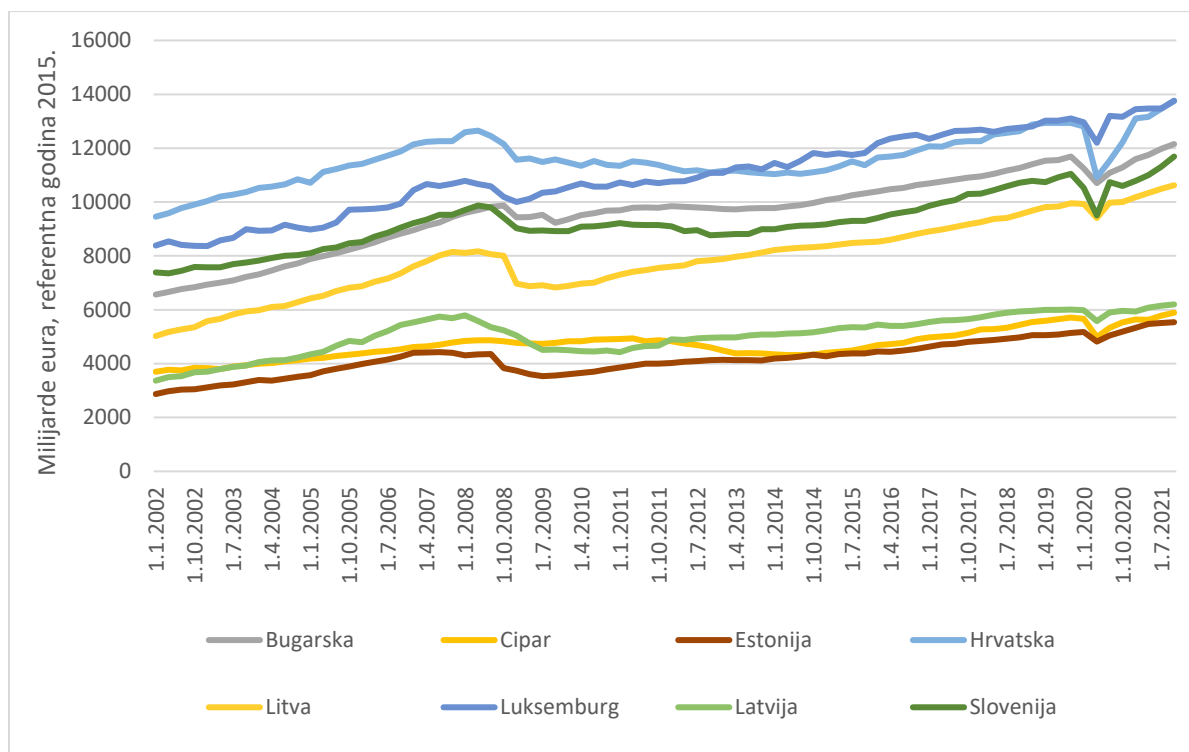
4.3. Deskriptivna statistička analiza podataka

U ovom će se potpoglavlju grafički prikazati i analizirati statistički podaci koji se potom koriste za testiranje hipoteza. Potpoglavlje 4.3.1. prikazuje podatke na temelju kojih se pomoću različitih metoda procjenjuju jazovi dohotka. Potpoglavlje 4.3.2. prikazuje kretanje poreza i državne potrošnje u Republici Hrvatskoj sukladno njihovim različitim definicijama koje se koriste u ovom istraživanju, što su podaci na temelju kojih se procjenjuju različite inačice Blanchard-Perotti strukturnog VAR modela. Potpoglavlje 4.3.3. prikazuje kretanje narativno identificiranih šokova u porezima za Republiku Hrvatsku, a potpoglavlje 4.3.4. prikazuje kretanje neto migracija u uzorku zemalja na kojem se testira šesta hipoteza.

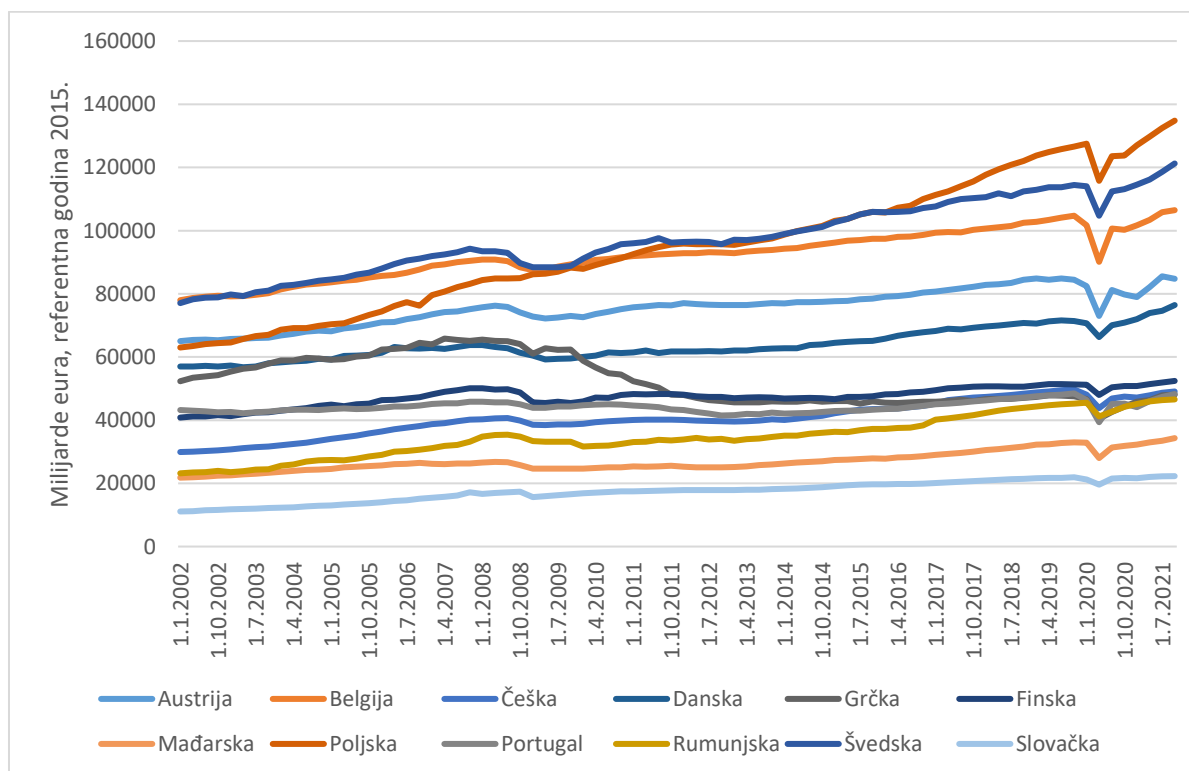
4.3.1. Kretanje bruto domaćeg proizvoda, stope nezaposlenosti, stope zaposlenosti i stope inflacije mjerene BDP deflatorom

Za primjenu svih sedam metoda procjene jaza dohotka koje se koriste u ovom istraživanju i koje su objašnjene u potpoglavlju 4.2.1. potrebni su podaci o kretanju realnog BDP-a, stope nezaposlenosti, stope zaposlenosti i stope inflacije mjerene BDP deflatorom za 26 zemalja u uzorku. Na sljedećim je grafikonima prikazano kretanje sezonski i kalendarski prilagođenog realnog BDP-a 26 zemalja u uzorku. Zemlje su grupirane na grafikonima sukladno veličini njihovih gospodarstava radi preglednosti prikaza.

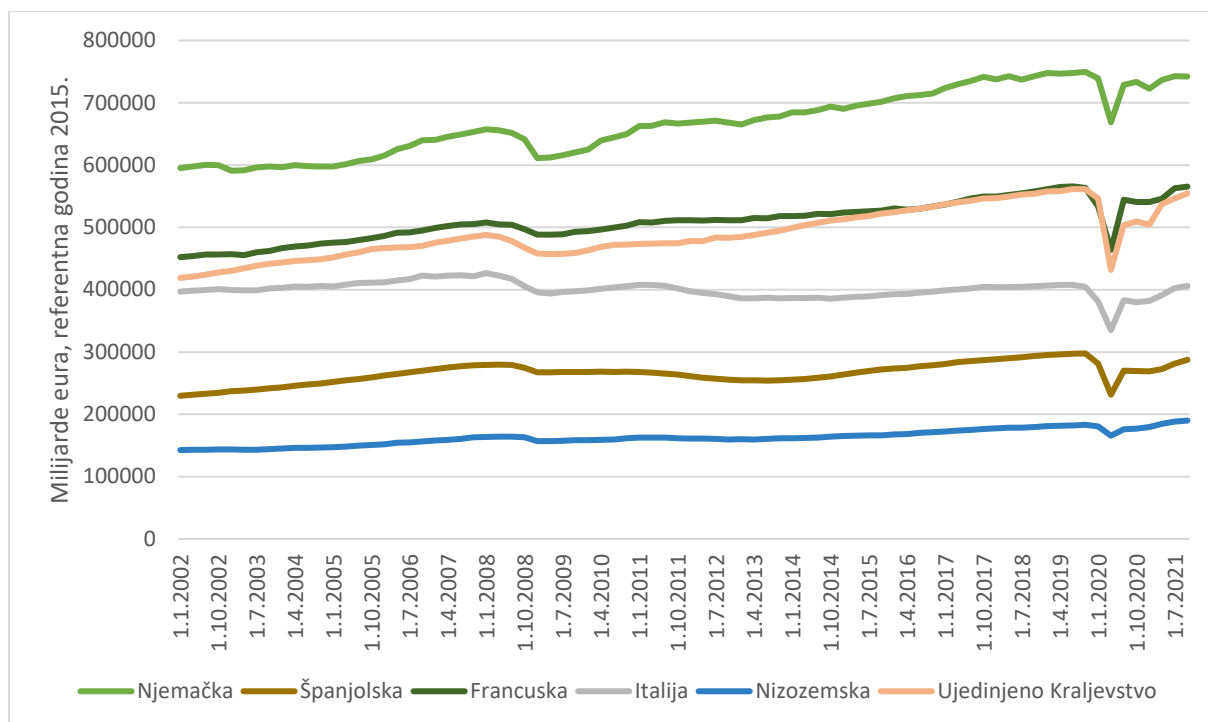
Grafikon 4 - Kretanje sezonski prilagođenog realnog BDP-a Bugarske, Cipra, Estonije, Hrvatske, Litve, Luksemburga, Latvije i Slovenije, milijarde eura, stalne cijene, u cijenama prethodne godine, referentna godina 2015.



Grafikon 5 - Kretanje sezonski prilagođenog realnog BDP-a Austrije, Belgije, Češke, Danske, Grčke, Finske, Mađarske, Poljske, Portugala, Rumunjske, Švedske i Slovačke, milijarde eura, stalne cijene, u cijenama prethodne godine, referentna godina 2015.



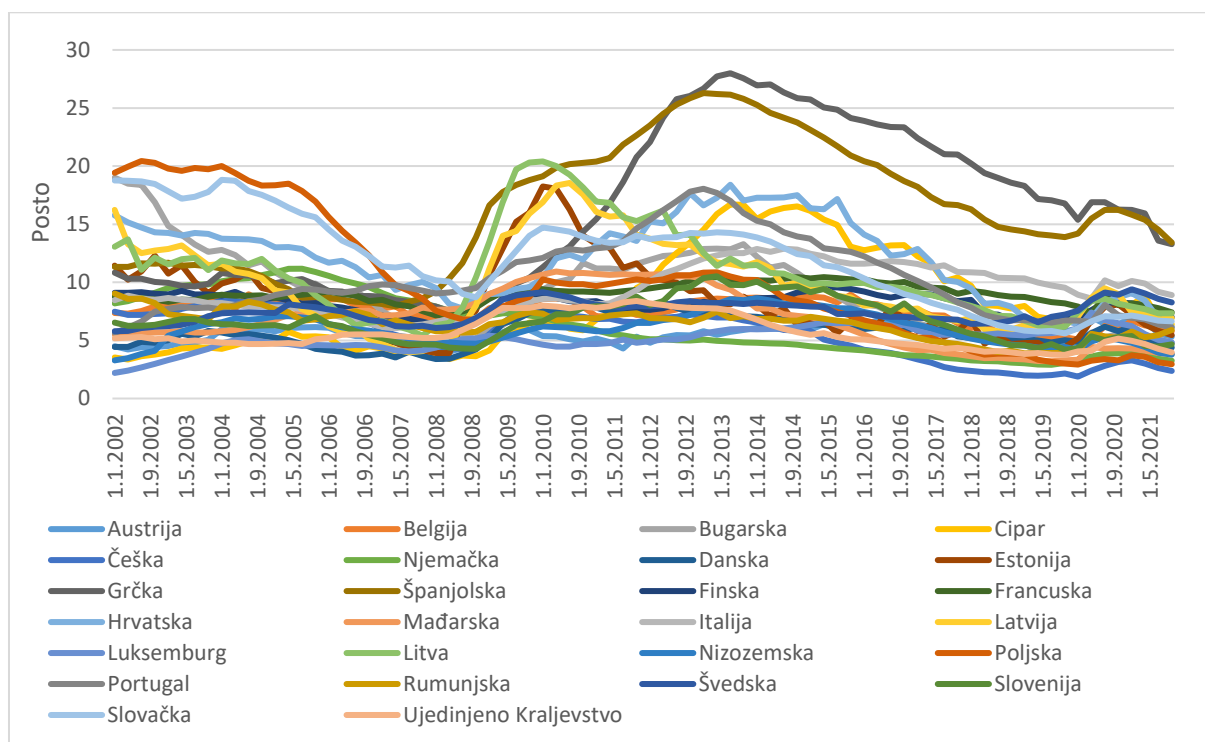
Grafikon 6 - Kretanje sezonski prilagođenog realnog BDP-a Njemačke, Španjolske, Francuske, Italije, Nizozemske i Ujedinjenog Kraljevstva, milijarde eura, stalne cijene, u cijenama prethodne godine, referentna godina 2015.



Izvor: Eurostat (2023a) i OECD (2023a)

Na gornjim je grafikonima vidljivo da kretanja realnog BDP-a u prikazanim zemljama slijede slične obrasce. Bez ulaženja u specifičnosti kretanja u svakom od promatranih gospodarstava, kao zajednički nazivnik može se izdvojiti porast realnog BDP-a sve do recesije izazvane globalnom financijskom krizom, potom recesijsko razdoblje, a nakon recesije je uslijedio oporavak i ponovni rast realnog BDP-a. Taj je rast privremeno prekinut koronakrizom, koja je dovela do oštrog pada realnog BDP-a. Nakon koronakrize uslijedio je oporavak. Vidljivo je i da je u nekim zemljama kao što su Grčka i Hrvatska razdoblje recesije uzrokovane globalnom financijskom krizom trajalo znatno dulje u odnosu na ostale zemlje u uzorku. Prikazani će se podaci koristiti za procjenu jaza dohotka pomoću svih 7 metoda koje se koriste u ovom istraživanju. Nadalje, kako bi se jaz dohotka procijenio pomoću Blanchard-Quah modela sa stopom nezaposlenosti, potrebni su podaci o stopi nezaposlenosti koji su prikazani na sljedećem grafikonu.

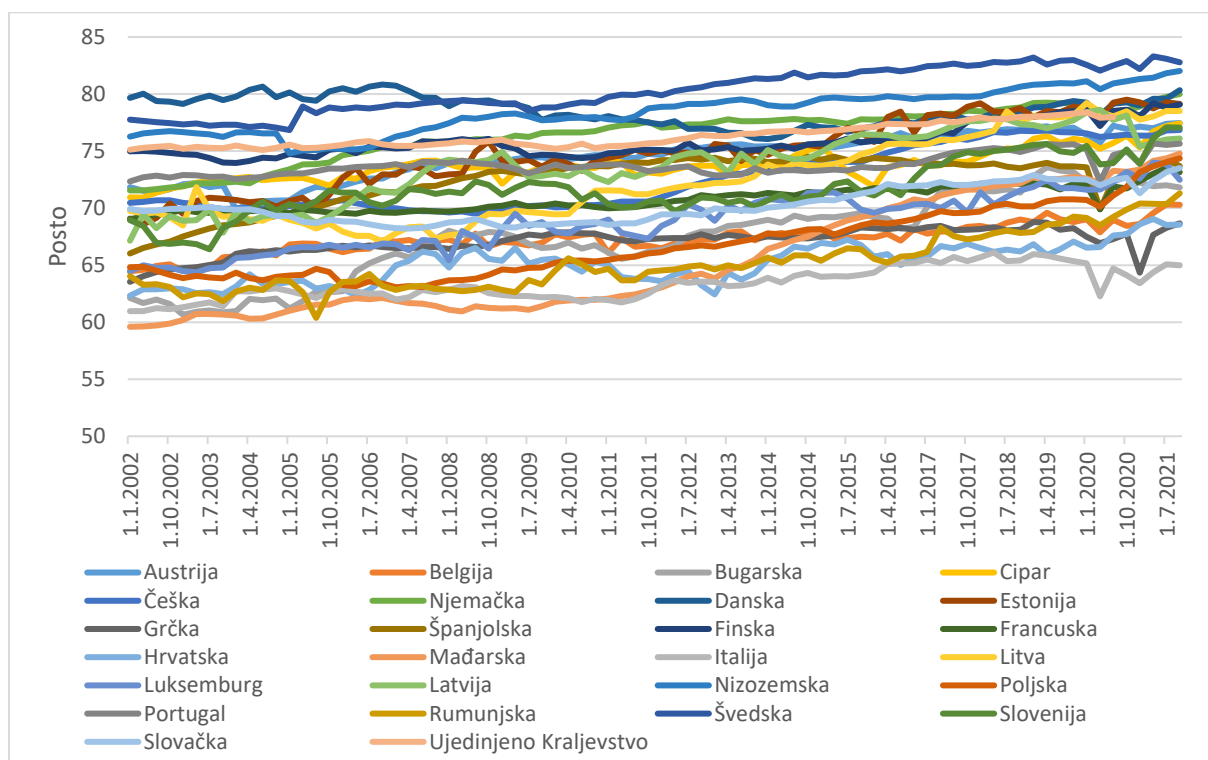
Grafikon 7 - Kretanje sezonski prilagođene stope nezaposlenosti u 26 zemalja obuhvaćenih prvom hipotezom



Izvor: OECD (2023b), Eurostat (2023b) i Eurostat (2023c)

Slično kao i kod kretanja realnog BDP-a, i kod kretanja stope nezaposlenosti postoje velike sličnosti i usklađenosti među promatranim zemljama. Konkretno, stopa nezaposlenosti je pod snažnim utjecajem poslovnih ciklusa, pri čemu je razdoblje prije globalne financijske krize obilježeno smanjenjem, a razdoblje recesije uzrokovane globalnom financijskom krizom porastom stope nezaposlenosti. Razdoblje oporavka koje je uslijedilo (i koje je započelo u različito vrijeme u različitim zemljama) obilježeno je postepenim smanjivanjem stope nezaposlenosti, a taj je trend nakratko prekinut razdobljem koronakrize. Na grafikonu su vidljive i velike razlike između razina stope nezaposlenosti, gdje, primjerice, Grčka i Španjolska u drugoj polovici razdoblja imaju znatno višu prosječnu stopu nezaposlenosti od, na primjer, Češke i Poljske. Kako je jedna od metoda kojom se u ovom istraživanju procjenjuje jaz dohotka i Blanchard-Quah model sa stopom zaposlenosti, kretanje stope zaposlenosti je prikazano na sljedećem grafikonu.

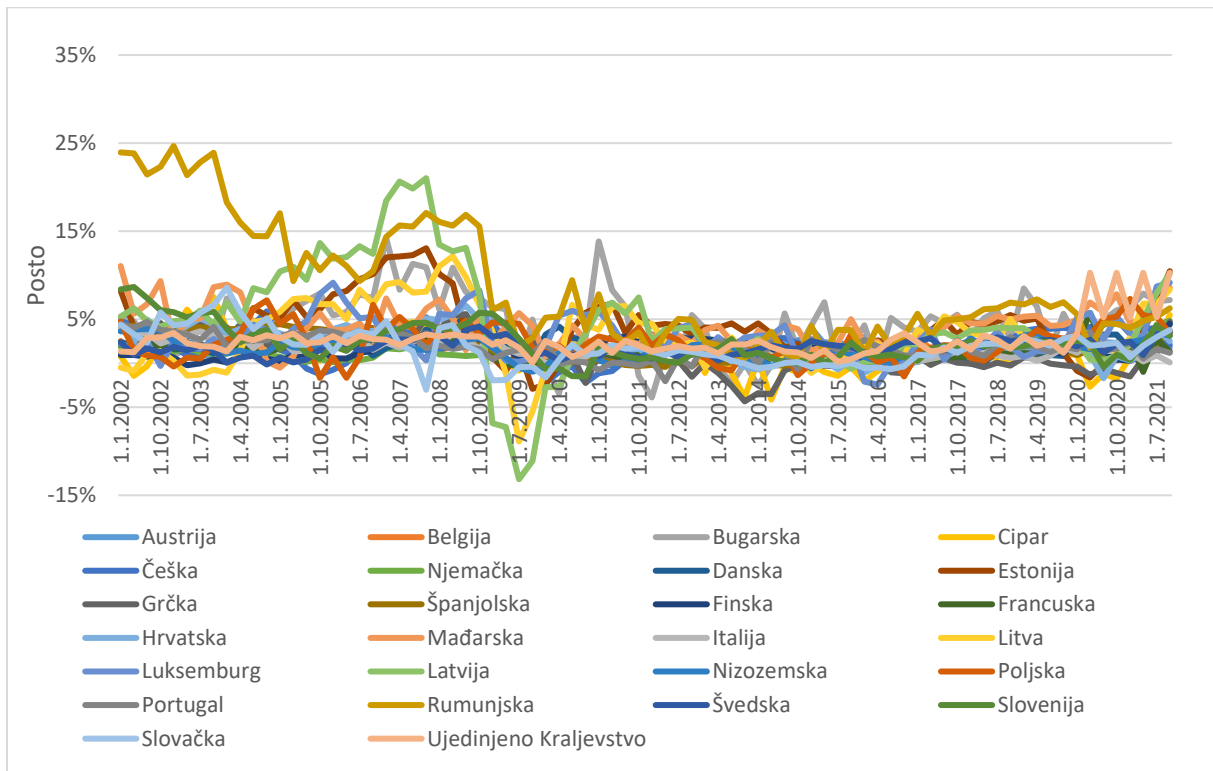
Grafikon 8 - Kretanje sezonski prilagođene stope zaposlenosti u 26 zemalja obuhvaćenih prvom hipotezom



Izvor: Eurostat (2023d) i Eurostat (2023e)

U usporedbi s kretanjem stope nezaposlenosti, cikličko kretanje u stopi zaposlenosti je slabije izraženo, a u većini je zemalja vidljiv dugoročan trend porasta stope zaposlenosti. Konačno, na grafikonu 9 prikazano je kretanje godišnje stope inflacije mjerene BDP deflatorom, a ti su podaci potrebni za procjenu jaza dohotka pomoću Bayoumi i Eichengreen SVAR modela.

Grafikon 9 - Stopa inflacije mjerena BDP deflatorom, promjena cijena u odnosu na isto tromjesečje prošle godine



Izvor: Eurostat (2023a)

Na gornjem je grafikonu vidljivo da je razdoblje prije globalne financijske krize obilježeno nešto višim stopama inflacije u odnosu na razdoblje za vrijeme i nakon krize. I dok u tom razdoblju postoje iznimke s relativno visokim stopama inflacije kao što su Rumunjska i Latvija, u većini ostalih zemalja prosječne cijene nisu rasle više od 5 posto godišnje. Razdoblje za vrijeme i nakon globalne financijske krize obilježeno je nižim stopama inflacije, a na samom se kraju razdoblja vidi porast stopa inflacije do kojeg je došlo u 2021., nakon pada inflacije u 2020. radi pandemije bolesti COVID-19 i mjera koje su se provodile kao odgovor na pandemiju.

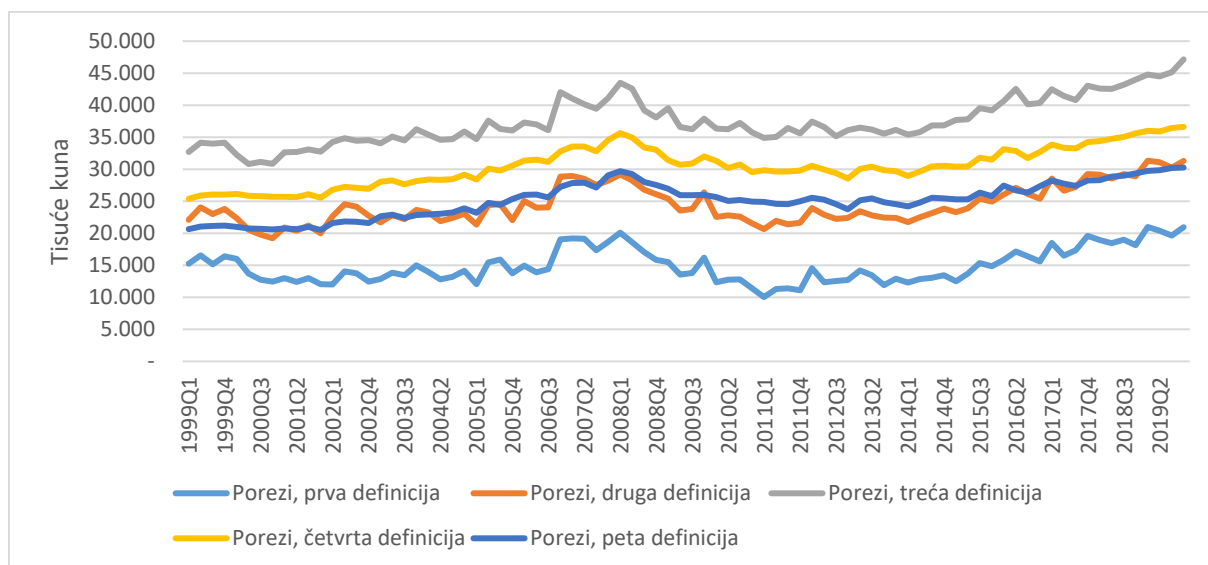
U sklopu ovog potpoglavlja je grafički prikazano kretanje realnog BDP-a, stope nezaposlenosti, stope zaposlenosti i stope inflacije mjerene BDP deflatorom za 26 zemalja koje se analiziraju u sklopu prve hipoteze. Jaz dohotka će se u nastavku rada procijeniti pomoću sedam metoda, pri čemu su za primjenu četiri univarijatna filtera (Hodrick-Prescott filter, Baxter-King filter, Christiano-Fitzgerald filter i Hamilton filter) potrebni isključivo podaci o realnom BDP-u, za primjenu Blanchard-Quah modela sa stopom nezaposlenosti potrebni su, uz podatke o realnom BDP-u, i podaci o stopi nezaposlenosti, a za primjenu Blanchard-Quah modela sa stopom zaposlenosti potrebni su i podaci o stopi zaposlenosti. Kao

sedma metoda koja se koristi u ovom istraživanju upotrebljava se Bayoumi i Eichengreen SVAR model koji, uz podatke o realnom BDP-u, koristi i podatke o stopi inflacije mjerenoj BDP deflatorom.

4.3.2. Kretanje poreza i državne potrošnje u Republici Hrvatskoj

Na sljedećem je grafikonu prikazano kretanje poreza u Republici Hrvatskoj mjereno pomoću pet različitih definicija varijable porezi objašnjenih u potpoglavlju 4.2.2.2. U skladu s kasnijom procjenom Blanchard-Perotti SVAR modela na temelju ovih podataka, prikazani podaci su sezonski prilagođeni i deflacionirani BDP deflatorom.

Grafikon 10 - Kretanje sezonski prilagođene i deflacionirane varijable porezi u Republici Hrvatskoj, pet različitih definicija varijable porezi, razdoblje od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. godine

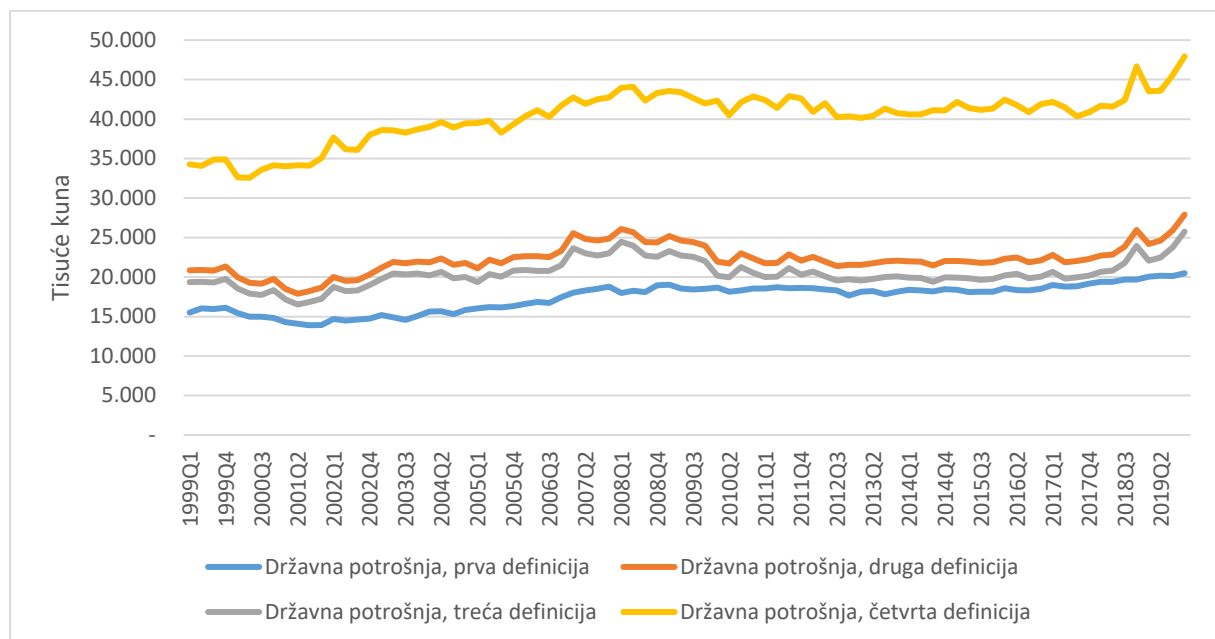


Izvor: izračun autora u skladu s definicijama navedenim u tablici 2 i podacima Eurostata (2023f)

Na gornjem se grafikonu mogu uočiti dvije stvari. Prvo, svih je pet različito definiranih kategorija varijable porezi zabilježilo slična kretanja, odnosno razdoblja rasta i pada se u značajnoj mjeri međusobno podudaraju. Drugo, razdoblja rasta i pada poreznih prihoda očekivano su u velikoj mjeri određena kretanjem realnog BDP-a. Tako je razdoblje prije globalne financijske krize bilo obilježeno rastom i realnog BDP-a i varijable porezi (porezni prihodi) definirane prema svih pet definicija. Nakon toga je uslijedila višegodišnja recesija, što se odrazilo na javne financije u obliku pada poreznih prihoda neovisno o načinu njihovog definiranja. Izlazak iz recesije i razdoblje gospodarskog rasta koje je uslijedilo doveli su do ponovnog rasta poreznih prihoda. Iz tih je kretanja jasno i zašto je model višestruke linearne

regresije neprikladan za procjenu utjecaja poreza na BDP, o čemu je bilo više riječi u potpoglavlju 4.2.2.1. Kretanja realnog BDP-a snažno utječu na kretanje prikupljenih poreza, stoga je potrebno voditi računa o ovoj vezi kada se analizira utjecaj poreza na BDP. Sljedeći grafikon prikazuje kretanje državne potrošnje u Republici Hrvatskoj sukladno četiri definicije navedene u tablici 2, a svi su podaci također sezonski prilagođeni i deflacionirani BDP deflatorom.

Grafikon 11 - Kretanje sezonski prilagođene i deflacionirane varijable državna potrošnja u Republici Hrvatskoj, četiri različite definicije varijable državna potrošnja, razdoblje od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. godine



Izvor: izračun autora u skladu s definicijama navedenim u tablici 2 i podacima Eurostata (2023f)

Iz grafičkog je prikaza kretanja državne potrošnje također moguće zaključiti da kretanja te varijable ovise o poslovnom ciklusu. Korelacija s kretanjem realnog BDP-a se može tumačiti na način da kretanje realnog BDP-a utječe na kretanje prikupljenih poreznih prihoda, koji pak u značajnoj mjeri određuju moguću veličinu državne potrošnje. Naravno, ovo nije bila jedina odrednica kretanja državne potrošnje jer se dio te potrošnje u određenim razdobljima financirao, primjerice, proračunskim deficitima. Nastavno na međupovezanost realnog BDP-a, realnih poreznih prihoda i realne državne potrošnje, ovdje se može postaviti pitanje postojanja kointegracijskih vektora među tim varijablama. Slično kao u dva istraživanja Grdović Gnip (2014. i 2015.), rezultati provedenih statističkih testova (korišten je Johansenov test kointegracije) upućuju na postojanje kointegracijskih vektora. Grdović Gnip u oba rada navodi dva argumenta zašto umjesto procjene vektorskog modela s korekcijom odstupanja (VEC modela) procjenjuje SVAR model. Prvo, rezultati koje Blanchard i Perotti dobivaju u

originalnom radu su vrlo slični neovisno o tome vodi li se računa o kointegracijskim vezama ili ne. Drugo, ponekad je teško dati ekonomski smislenu interpretaciju dobivenim kointegracijskim vektorima. U skladu s tim argumentima autorica procjenjuje SVAR model, što je uobičajena praksa i u ostalim novijim radovima u domaćoj literaturi. Ovo se istraživanje također temelji na procjeni SVAR modela jer je cilj istraživanja ispitati korisnost i primjenjivost Blanchard-Perotti SVAR modela u slučaju Republike Hrvatske, a u nastavku će se rada ovisno o rezultatima istraživanja komentirati potencijalna potreba da se umjesto SVAR modela procjenjuje VEC model.

4.3.3. Kretanje narativno identificiranih šokova u poreznom opterećenju u Republici Hrvatskoj

U potpoglavlju 4.2.3. objašnjena je metodologija vezana uz klasifikaciju različitih poreznih izmjena kao egzogenih ili endogenih. U sljedeće su četiri tablice navedene sve porezne izmjene obuhvaćene ovim istraživanjem, dok su u dodatku 2 dana detaljna objašnjenja iza odluke o klasifikaciji svake od ovih izmjena kao egzogene ili endogene.

Tablica 5 - Popis i klasifikacija izmjena u porezu na dodanu vrijednost

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2006.	Usluge smještaja ili smještaja s doručkom, polupansiona ili punog pansiona u svim vrstama komercijalnih ugostiteljskih objekata i usluge agencijske provizije za navedene usluge se oporezuju po sniženoj stopi od 10% umjesto po dotadašnjih 22%, ukidanje nulte stope PDV-a na usluge organiziranog boravka koje se plaćaju doznakama iz inozemstva	Egzogeno	Porezno rasterećenje od oko 100 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2005.)
1. kolovoza 2007.	Uvođenje snižene stope poreza na dodanu vrijednost od 10% na novine i časopise koji izlaze dnevno i periodično, osim na one koji u cijelosti ili uglavnom sadrže oglase ili služe oglašavanju	Egzogeno	Porezno rasterećenje od oko 290 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2007.)
1. kolovoza 2009.	Povećanje opće stope poreza na dodanu vrijednost s 22 na 23 posto	Endogeno	Povećanje poreznog opterećenja od oko 1,5 milijardi kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2009a)
1. siječnja 2010.	Širi skup izmjena s ciljem usklađivanja Zakona o porezu na dodanu vrijednost s regulativom Europske unije	Egzogeno	Porezno rasterećenje od 32,5 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2009b)
1. ožujka 2012./1. siječnja 2013.	Povećanje stope poreza na dodanu vrijednost s 23% na 25%, uvođenje snižene stope na isporuke jestivog ulja i masti, dječje hrane, vode i bijelog šećera od trske i šećerne repe, snižena stopa PDV-a u ugostiteljstvu	Endogeno	Povećanje poreznih prihoda u iznosu od 2,5 milijarde kuna u prvih 9 mjeseci 2012.	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012f)
1. siječnja 2013.	Ukidanje nulte stope PDV-a i propisivanje korištenja minimalne stope od 5%, uvođenje snižene stope PDV-a na plovila za sport i razonodu	Egzogeno	Povećanje poreznih prihoda za oko 1,3 milijarde kuna na godišnjoj razini	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012b)
1. srpnja 2013.	Širi skup izmjena s ciljem usklađivanja Zakona o porezu na dodanu vrijednost s regulativom Europske unije	Egzogeno	Smanjenje poreznih prihoda za oko 1 milijardu kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013c)
Siječanj 2014.	Povećanje snižene stope PDV-a s 10 na 13%, propisivanje snižene stope od 5% na sve novine koje izlaze dnevno, osim onih koje u cijelosti ili u većem dijelu sadrže oglase ili služe oglašavanju	Egzogeno	Povećanje poreznih prihoda za oko 600 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013d)
1. siječnja 2015.	Uvođenje snižene stope PDV-a od 5% za lijekove i medicinske proizvode koji se izdaju na liječnički recept, uvođenje mogućnosti obračuna PDV-a prema naplaćenim naknadama za sve porezne obveznike čije isporuke nisu veće od 3 milijuna kuna bez PDV-a	Egzogeno	Smanjenje poreznih prihoda za oko 54 milijuna kuna godišnje. Procjena utjecaja naplate PDV-a prema naplaćenim naknadama nije napravljena	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014c)
1. siječnja 2017. i 1. siječnja 2018.	Preraspodjela između stope PDV-a od 25% i 13% na određena dobra i usluge, omogućavanje odbitka 50% pretporeza za nabavu ili najam osobnih automobila i drugih sredstava za osobni prijevoz čija vrijednost ne prelazi 400.000,00 kuna, povećanje praga za upis u registar obveznika PDV-a na 300.000,00 kuna od 1. siječnja 2018. godine	Egzogeno	Porezno rasterećenje od 350 milijuna kuna od 1. siječnja 2017., dodatno rasterećenje od 480 milijuna kuna od 1. siječnja 2018.	Vlada Republike Hrvatske (2016c)
1. siječnja 2019.	Proširenje primjene snižene stope PDV-a od 5% i 13%	Egzogeno	Porezno rasterećenje od oko 1,5 milijardi kuna godišnje	Vlada Republike Hrvatske (2018b)

Izvor: izrada autora

Tablica 6 - Popis i klasifikacija izmjena u doprinosima za zdravstveno i mirovinsko osiguranje

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2004.	Uređivanje pitanja vezanih uz doprinose za samostalne djelatnosti obrta, poljoprivrede i šumarstva te slobodnog zanimanja, promjena u mogućnostima obračuna doprinosa za samostalne umjetnike	/	Procjena fiskalnog učinka nije napravljena	Vlada Republike Hrvatske (2003.)
1. siječnja 2005.	Izuzeće isplata (primitaka) od obveze doprinosa športskim sucima i delegatima, uvođenje posebnog doprinosa za zdravstveno osiguranje za prava u slučaju ozljede na radu i profesionalne bolesti iz primitaka učenika i studenata za rad preko posrednika, ukidanje obveze osiguranja i plaćanja posebnog doprinosa za zdravstveno osiguranje za prava u slučaju ozljede na radu i profesionalne bolesti poljoprivrednika	Egzogeno	Smanjenje prihoda od 6,6 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004e)
1. siječnja 2009.	Uvođenje obveze doprinosa za nekoliko kategorija osoba, primjena najniže mjesečne osnovice pri utvrđivanju obveze za osiguranika–radnika koji radi u nepunom radnom vremenu, širenje iznimaka od obveze doprinosa	Egzogeno	Smanjenje prihoda od 198,6 milijuna kuna na godišnjoj razini	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2008c)
1. siječnja 2009.	Uvođenje obveze doprinosa za zdravstveno osiguranje za umirovljenike ovisno o visini mirovine	Egzogeno	Povećanje prihoda od 136,2 milijuna kuna na godišnjoj razini	Hrvatski sabor (2008.)
Srpanj-kolovoz 2009.	Smanjenje mjesečne osnovice za obračun doprinosa za osiguranike po osnovi obavljanja samostalne djelatnosti (samostalni umjetnici)	Endogeno	Smanjenje prihoda od 15,15 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2009c)
1. svibanj 2012.	Smanjenje stope doprinosa za zdravstveno osiguranje s 15% na 13%	Endogeno	Smanjenje prihoda od 2,17 milijardi kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012g)
1. travnja 2014.	Povećanje stope doprinosa za zdravstveno osiguranje s 13% na 15%	Egzogeno	Povećanje prihoda od 2,13 milijardi kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014d)
1. siječnja 2015./1. siječnja 2016.	Oslobođenje obveze doprinosa na osnovicu za poslodavce koji s mladim osobama sklope ugovor o radu na neodređeno vrijeme	Egzogeno	Smanjenje prihoda od 205,55 milijuna kuna u 2015., dodatno smanjenje prihoda od oko 255 milijuna kuna u 2016.	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014e)
1. siječnja 2017.	Ukidanje iznimaka od obveze doprinosa i smanjene obveze doprinosa prema drugom dohotku i drugoj djelatnosti, usklađenje najniže osnovice za obračun doprinosa s minimalnom plaćom na način da se koeficijent za obračun najniže osnovice za obračun doprinosa povećao s 0,35 na 0,38	Egzogeno	Smanjenje prihoda od oko 38,5 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2016b)
1. siječnja 2019.	Ukidanje dvaju doprinosa na osnovicu, konkretno doprinosa za obvezno osiguranje u slučaju nezaposlenosti od 1,7% i doprinosa za zaštitu zdravlja na radu od 0,5%, povećanje doprinosa za zdravstveno osiguranje s 15% na 16,5%. Ovim je izmjenama ukupno opterećenje plaće doprinosima smanjeno s 37,2% na 36,5%	Egzogeno	Smanjenje prihoda od 900 milijuna kuna godišnje	Vlada Republike Hrvatske (2018c)

Izvor: izrada autora

Tablica 7 - Popis i klasifikacija izmjena u porezu na dohodak

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. travnja 2004.	Uvećanje osobnog odbitka za umirovljenike	Egzogeno	Smanjenje poreznih prihoda za oko 60 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004a)
1. siječnja 2005.	Povećanje osnovnog osobnog odbitka i povećanje neoporezivih iznosa dohotka za uzdržavane članove uže obitelji i djecu	Egzogeno	Smanjenje poreznih prihoda za oko 871 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004b)
1. srpnja 2008.	Povećanje iznosa osnovnog osobnog odbitka i povećanje osobnog odbitka umirovljenika	Egzogeno, ali moguće je i da je promjena bila endogena	Smanjenje poreznih prihoda za oko 968 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2008a)
1. srpnja 2010.	Smanjenje broja i visine stopa poreza na dohodak	Endogeno	Smanjenje poreznih prihoda za oko milijardu kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2010a)
13. listopada 2011.	Omogućeno je poslodavcima da svojim radnicima odobravaju kredite po povoljnijim kamatnim stopama, a da se isto ne smatra oporezivim primitkom primatelja kredita	Endogeno	Smanjenje poreznih prihoda za oko 20 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2011.)
1. ožujka 2012.	Povećanje osnovnog mjesečnog osobnog odbitka i osobnog odbitka umirovljenika, izmjene u poreznim razredima	Egzogeno, ali moguće je i da je promjena bila endogena	Smanjenje poreznih prihoda za oko 50 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012c)
1. siječnja 2013.	Poboljšanje naplate poreza	/	Povećanje poreznih prihoda, ali nije dostupna procjena fiskalnog učinka	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012d)
Listopad 2013.	Olakšanje ispunjavanja porezne obveze od strane umirovljenika-poreznih obveznika starije životne dobi, kao i olakšanje pravovremene naplate predujma poreza na dohodak i prireza. Usklađivanje nacionalnog zakonodavstva s pravnom stečevinom Europske unije	/	Nema ga. Prema službenom dokumentu Ministarstva financija, procijenjeno je da zbog izmjena Zakona o porezu na dohodak neće doći do većih razlika u poreznim prihodima, ali će se pospješiti naplata predujma poreza na dohodak	Vlada Republike Hrvatske (2013.)
1. siječnja 2014.	Promjena visine osobnog odbitka kojeg porezni obveznici mogu koristiti ako imaju prebivalište i borave na područjima posebne državne skrbi i brdsko-planinskim područjima, drugačiji način utvrđivanja takvih područja	Egzogeno	Povećanje poreznog opterećenja za 100 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013a)
1. siječnja 2015.	Povećanje osnovnog osobnog odbitka i povećanje osobnog odbitka umirovljenika, izmjena poreznih razreda	Endogeno, ali je moguće da je izmjena bila egzogena	Smanjenje poreznih prihoda za 1,8 milijardi kuna godišnje od 2015. nadalje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014a)

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2016.	Nema promjene poreznog opterećenja. Uredbom o izmjenama Zakona o porezu na dohodak nije se uveo novi porez niti je došlo do promjene poreznog opterećenja, već se radilo o promjeni načina odnosno dinamike plaćanja i izvješćivanja poreza na dohodak po osnovi kapitalnih dobitaka za koje je već propisana obveza plaćanja poreza, osnovica i stopa poreza	/	Nema ga	Vlada Republike Hrvatske (2015.)
1. siječnja 2017.	Uvećanje osnovnog osobnog odbitka, povećanje koeficijenta za uvećanje osobnog odbitka za uzdržavane članove i djecu i za invalidnost, povećani su porezni razredi, uvedene su samo dvije porezne stope, umanjene obveze poreza na dohodak od nesamostalnog rada za 50% za umirovljenike i porezne obveznike s potpomognutih područja i područja Grada Vukovara	Egzogeno	Smanjenje poreznih prihoda za 1,5 milijardi kuna godišnje	Vlada Republike Hrvatske (2016a)
1. siječnja 2019.	Povećanje iznosa porezne osnovice za primjenu poreza na dohodak, troškovi smještaja i prehrane za osobe koje obavljaju privremene odnosno povremene poslove u poljoprivredi su se prestali smatrati oporezivim primicima, davanje mogućnosti jedinicama lokalne samouprave da upravljaju visinom poreznog opterećenja za iznajmljivače u turizmu koji plaćaju paušalni porez na dohodak	Egzogeno	Smanjenje poreznih prihoda u iznosu od 210 milijuna kuna na godišnjoj razini. Utjecaj izmjena vezanih uz porezno opterećenje iznajmljivača u turizmu nije bilo moguće unaprijed procijeniti	Vlada Republike Hrvatske (2018a)

Izvor: izrada autora

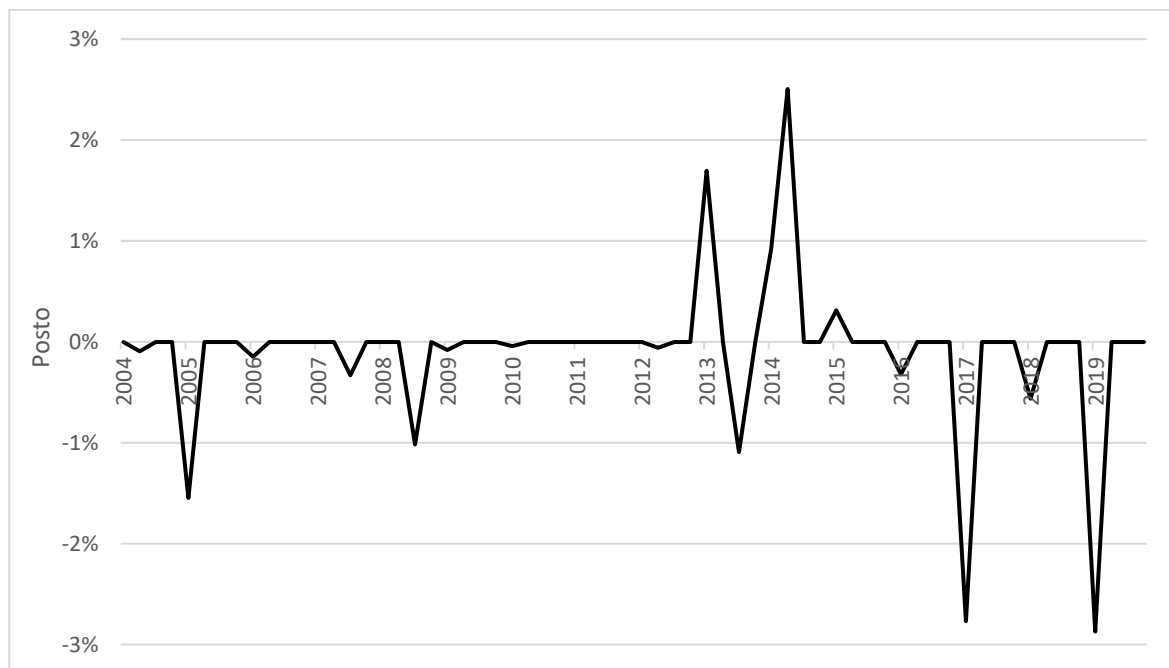
Tablica 8 - Popis i klasifikacija izmjena u porezu na dobit

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2005.	Povećanje olakšica i oslobođenja koja se odnose na plaćanje poreza na dobit za poduzetnike koji obavljaju djelatnost na područjima od posebne državne skrbi i području grada Vukovara, mjera poticanja ulaganja u sklopu koje je omogućeno plaćanje manjeg poreza na dobit	Egzogeno	30 milijuna kuna manje plaćenog poreza radi povećanja olakšica i oslobođenja, 40 milijuna kuna manje plaćenog poreza radi mjere poticanja ulaganja	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004c i 2004d)
1. srpnja 2010.	Promjene su donesene s ciljem sprječavanja porezne evazije u dijelu transferiranja dobiti između povezanih društava rezidenata, trgovanja poreznim gubicima i kod kupovina društava te u dijelu podmirivanja troškova za privatni život dioničara, kao i u dijelu korištenja određene imovine koja je evidentirana u dugotrajnoj imovini	Egzogeno	Mjera je utjecala na povećanje poreznih prihoda, ali procjena fiskalnog učinka nije napravljena, najvjerojatnije zbog nedostupnosti podataka o tome koliko je bila raširena porezna evazija koju se nastojalo spriječiti. No, zbog same prirode problematike fiskalni učinak ove mjere nije mogao biti jako velik	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2010b)
1. siječnja 2013.	Propisana mogućnost smanjenja osnovice poreza na dobit u slučaju kada se ostvarena dobit poreznog razdoblja koristi za povećanje temeljnog kapitala društva	Endogeno	Smanjenje poreznih prihoda od oko 2,2 milijarde kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012e)
1. srpnja 2013.	Izmjene u poreznom tretmanu spajanja, podjela, djelomičnih podjela, prijenosa imovine i zamjene dionica za prekogranične transakcije	Egzogeno	Oko 3 milijuna kuna poreznog rasterećenja godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2008b)
Kraj 2013., 1. siječnja 2014.	Izmjene u načinu utvrđivanja porezno priznatih rashoda od kamata po osnovi zajmova primljenih od povezanih osoba, povećano priznavanje rashoda poduzećima temeljem mogućeg otpisa potraživanja od fizičkih osoba	/	Službena procjena je bila da izmjene neće imati utjecaja na porezne prihode jer se fiskalni učinak svih izmjena međusobno poništava. Samim time nema utjecaja ni na agregatno porezno opterećenje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013b)
1. siječnja 2015.	Stroži uvjeti i način korištenja porezne olakšice za reinvestiranu dobit	Egzogeno	Prema službenoj procjeni, od 2016. godine prihodi državnog proračuna rastu za 500 milijuna kuna godišnje. No, kako se ti prihodi odnose na dobit iz 2015., može se smatrati da je do porasta poreznog opterećenja došlo 2015.	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014b)
1. siječnja 2017.	Smanjenje osnovne porezne stope s 20% na 18%, a za porezne obveznike koji ostvaruju godišnje prihode do 3 milijuna kuna na 12%	Egzogeno	Smanjenje poreznih prihoda za 373 milijuna kuna godišnje	Vlada Republike Hrvatske (2016b), Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2016c)
Kraj 2018.	Mjere su donesene s ciljem sprječavanja premještanja dobiti ostvarene u jednoj zemlji na područje neke druge zemlje, odnosno riječ je o mjerama protiv praksi izbjegavanja poreza	/	Prema službenoj procjeni promjene nisu imale utjecaj na prihode od poreza na dobit jer su u poreznom sustavu Republike Hrvatske već postojala pravila koja adresiraju taj problem	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2018.)

Izvor: izrada autora

Za svaku od navedenih izmjena u porezu na dodanu vrijednost, doprinosima za zdravstveno i mirovinsko osiguranje, porezu na dohodak i porezu na dobit navedeno je razdoblje od kojeg se izmjena (odnosno izmjene ako ih je bilo više) primjenjuje, kao i najznačajnije izmjene koje su tada stupile na snagu u skladu s time što je često bila riječ o više istovremenih izmjena u nekoj od spomenutih kategorija poreza i doprinosa. Svaka je izmjena klasificirana kao endogena ili egzogena, a navedena je i pripadajuća procjena fiskalnog učinka tih izmjena za sve slučajeve kada je ta procjena napravljena. Sve izmjene koje su klasificirane kao egzogene i koje se koriste u nastavku analize su potom izražene u postotku tromjesečnog nominalnog BDP-a iz tromjesečja kada je izmjena stupila na snagu. Grafički prikaz svih egzogenih izmjena dan je na sljedećem grafikonu.

Grafikon 12 - Vremenski niz egzogenih poreznih izmjena u razdoblju od prvog tromjesečja 2004. do četvrtog tromjesečja 2019., u postotku nominalnog BDP-a



Izvor: izračun autora

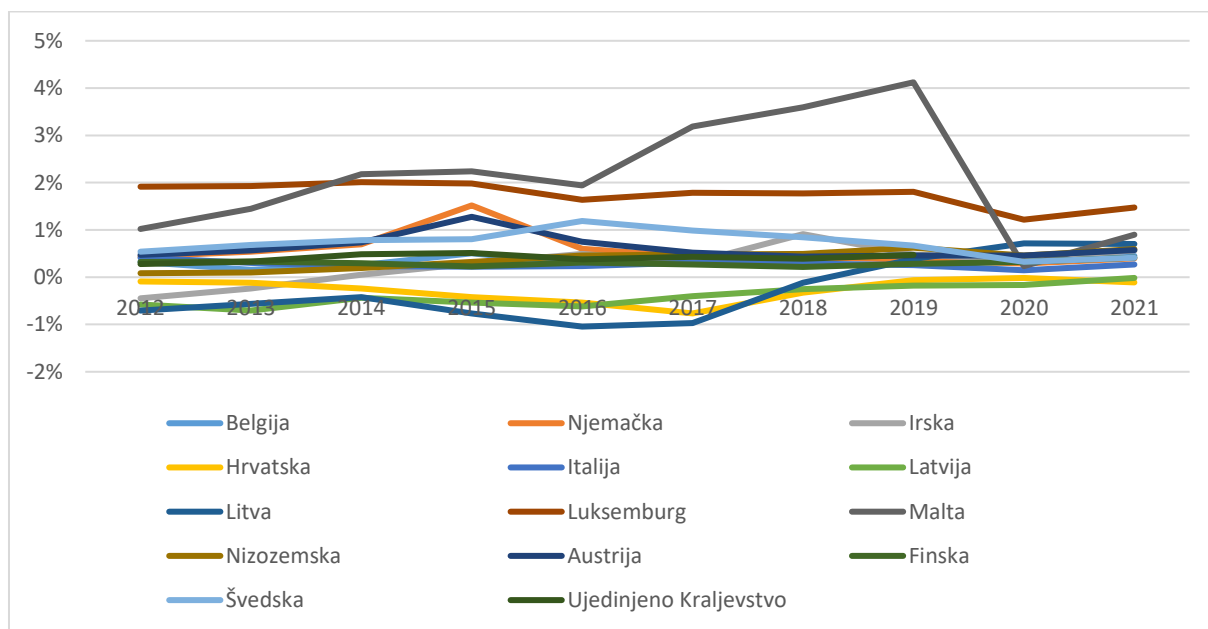
Na gornjem je grafikonu vidljivo da u većini promatranih tromjesečja nije bilo egzogenih poreznih izmjena, stoga je pripadajuća vrijednost na grafikonu nula. Od 64 promatrana tromjesečja, u njih 47 nije bilo egzogenih izmjena. Dva najveća egzogena povećanja poreznog opterećenja zabilježena su 2013. i 2014. (povećanje poreznog opterećenja vezano uz izmjene u porezu na dodanu vrijednost 2013. i doprinosima za zdravstveno osiguranje 2014.), dok su dva najveća egzogena smanjenja poreznog opterećenja zabilježena 2017. i 2019. (smanjenje svih vrsta poreza uključenih u ovu analizu 2017. i smanjenje svih vrsta poreza obuhvaćenih

ovom analizom osim poreza na dobit 2019.). Kumulativna vrijednost svih egzogenih izmjena je negativna i iznosi -5,5% BDP-a, dok je prosječna vrijednost svih 17 egzogenih izmjena blago negativna i iznosi -0,32% BDP-a. Prosječna vrijednost vremenskog niza egzogenih izmjena za sva 64 tromjesečja (uključujući i tromjesečja bez izmjena) iznosi -0,1% BDP-a. Kako bi se testirala peta hipoteza, u nastavku rada se u potpoglavlju 5.1.5. ekonometrijski procjenjuje utjecaj ovih egzogenih izmjena na realni BDP u Hrvatskoj.

4.3.4. Kretanje neto migracija

U potpoglavlju 4.2.4. objašnjeno je na koji se način unutar uzorka od 28 zemalja obuhvaćenih šestom hipotezom izdvajaju one zemlje koje se mogu kategorizirati kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima. Na idućem je grafikonu prikazano kretanje neto migracija u tih 14 zemalja za razdoblje na kojem se testira šesta hipoteza, od 2012. do 2021. godine. Prikazani će se podaci u nastavku rada koristiti za procjenu utjecaja neto migracija na stopu nezaposlenosti.

Grafikon 13 - Kretanje neto migracija (u postotku ukupnog stanovništva) u Austriji, Belgiji, Finskoj, Hrvatskoj, Irskoj, Italiji, Latviji, Litvi, Luksemburgu, Malti, Nizozemskoj, Njemačkoj, Švedskoj i Ujedinjenom Kraljevstvu



Izvor: Izračun autora temeljeno na podacima Eurostata (2023h, 2023i i 2023j)

Iz grafičkog je prikaza vidljivo da među zemljama koje su klasificirane kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima dominiraju zemlje koje su bilježile pozitivne vrijednosti neto

migracija. Malta i Luksemburg se nalaze na vrhu s najvećim pozitivnim vrijednostima neto migracija, što je posljedica relativno niskih vrijednosti ukupnog stanovništva u te dvije zemlje. U preostalim zemljama koje su zabilježile pozitivne vrijednosti neto migracija iznosi neto migracija u većini godina nisu prelazili vrijednost od 1 posto ukupnog stanovništva. Na grafikonu je vidljiv i skok u neto migraciji u Njemačkoj 2015. godine kao posljedica Europske migracijske krize. Tri se zemlje ističu s negativnim vrijednostima neto migracije, odnosno smanjenjem stanovništva kao posljedicom veće emigracije u odnosu na imigraciju, a to su Litva, Latvija i Hrvatska.

5. EMPIRIJSKE PROCJENE JAZA DOHOTKA I FISKALNIH MULTIPLIKATORA U KONTEKSTU MODELSKE NEIZVJESNOSTI

Ovo se poglavlje sastoji od tri dijela. U prvom su dijelu, potpoglavlju 5.1., prikazani rezultati ovog istraživanja i u sklopu njega se testira svih šest hipoteza koje su dio ove disertacije. Nastavno na dobivene rezultate, u potpoglavlju 5.2. iznesena su ograničenja povezana s rezultatima i empirijskom analizom, dok su u potpoglavlju 5.3. dane smjernice za buduća povezana istraživanja.

5.1. Rezultati istraživanja

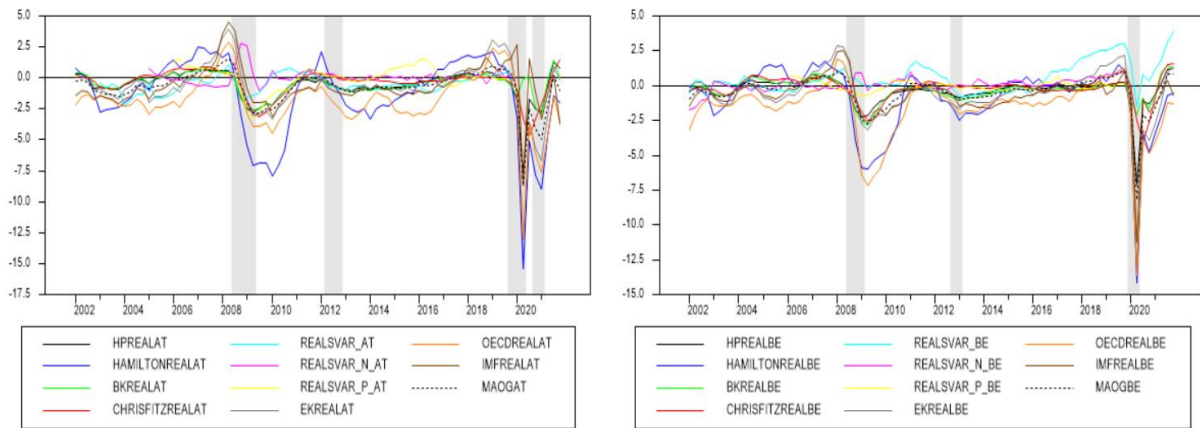
U sklopu ovog potpoglavlja prikazani su rezultati ovog istraživanja, odnosno rezultati koji proizlaze iz testiranja šest hipoteza obuhvaćenih ovom disertacijom. Sukladno tome potpoglavlje se sastoji od šest cjelina, a u svakoj se cjelini testira jedna hipoteza.

5.1.1. Kretanje procjena jaza dohotka i modelske neizvjesnosti povezane s procjenama jaza dohotka ovisno o stadiju poslovnog ciklusa

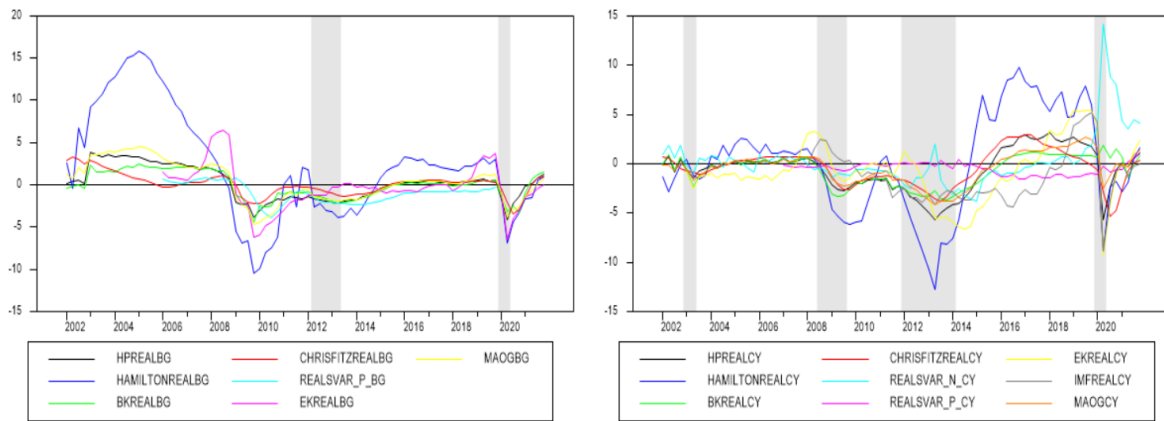
U ovom se potpoglavlju prikazuju procjene jaza dohotka za sve zemlje obuhvaćene prvom hipotezom. Potom se prikazuje kako se kroz vrijeme kretala modelska neizvjesnost povezana s tim procjenama jaza. Poseban je naglasak stavljen na analizu kretanja modelske neizvjesnosti u recesijama zbog toga što će se u okviru prve hipoteze testirati upravo dolazi li u recesijama do porasta modelske neizvjesnosti. Nakon grafičkog prikaza i analize procjena jaza dohotka i modelske neizvjesnosti formalno se testira prva hipoteza da u recesijama modelska neizvjesnost raste za svih 26 zemalja u uzorku.

Na sljedećim su grafikonima prikazane procjene jaza dohotka u kvazi-stvarnom i stvarnom vremenu za 26 zemalja obuhvaćenih prvom hipotezom. Kako je prethodno napomenuto, prva se hipoteza testira na razdoblju od prvog tromjesečja 2002. godine do četvrtog tromjesečja 2021. godine. Razdoblja recesija su osjenčana, a jazovi dohotka prikazani su u postotku potencijalnog BDP-a.

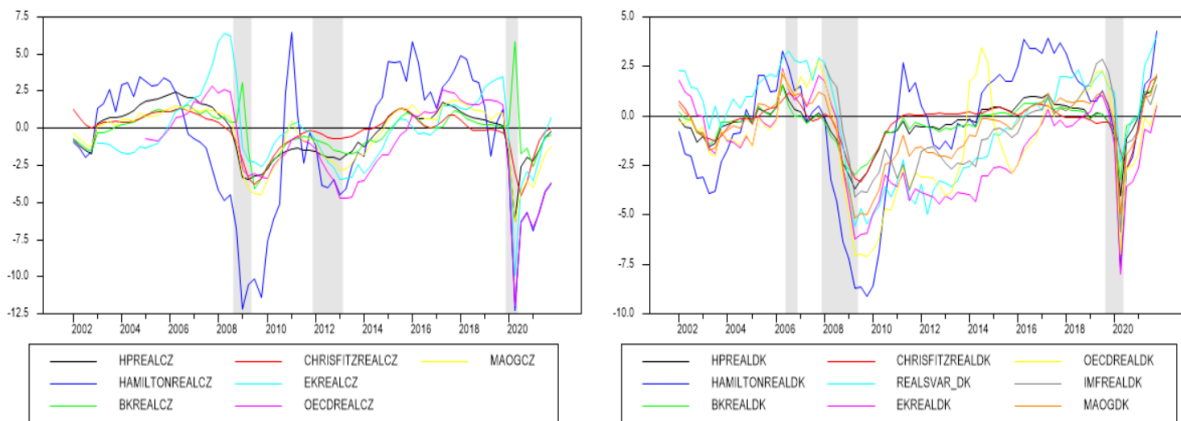
Grafikon 14 - Kretanje procjena jaza dohotka za Austriju i Belgiju



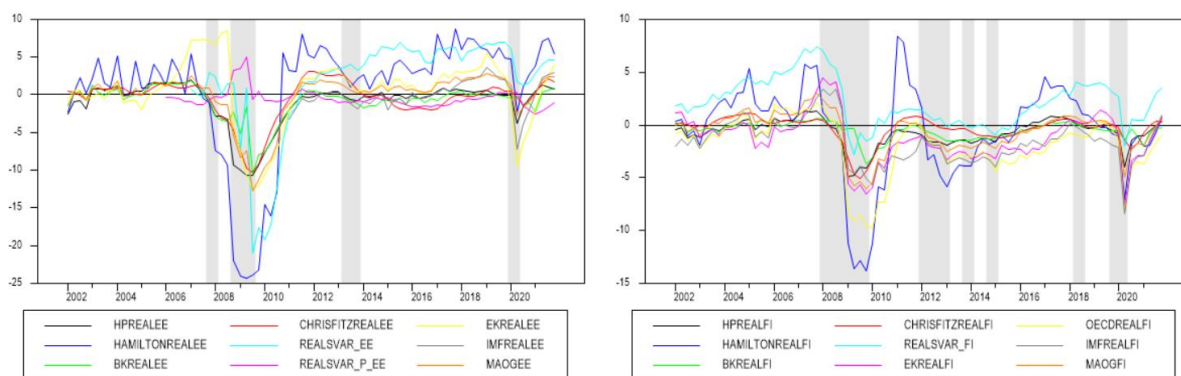
Grafikon 15 - Kretanje procjena jaza dohotka za Bugarsku i Cipar



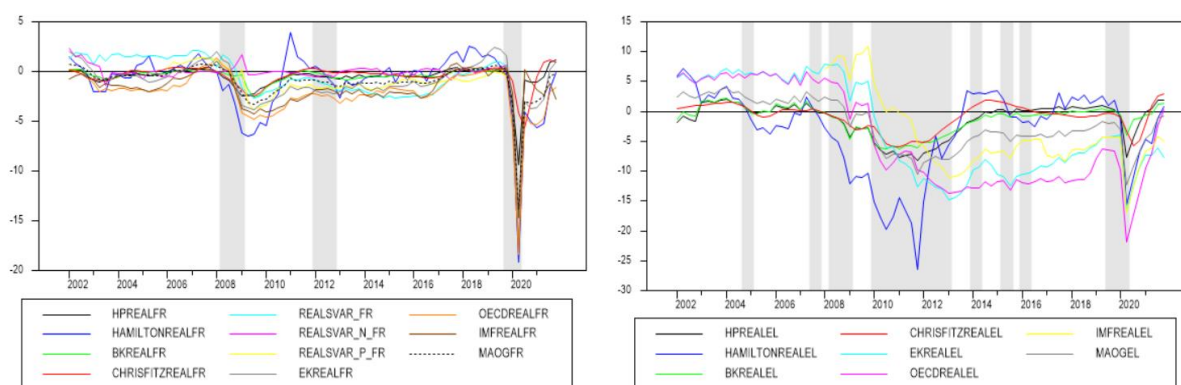
Grafikon 16 - Kretanje procjena jaza dohotka za Češku i Dansku



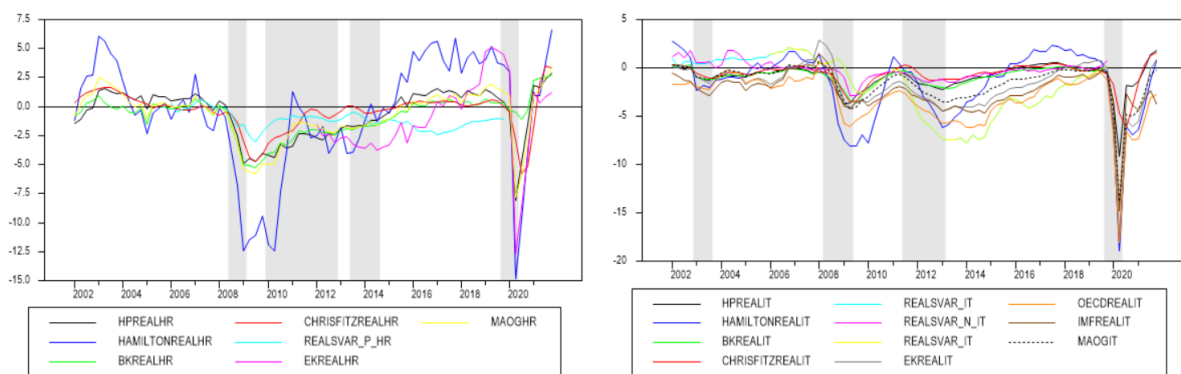
Grafikon 17 - Kretanje procjena jaza dohotka za Estoniju i Finsku



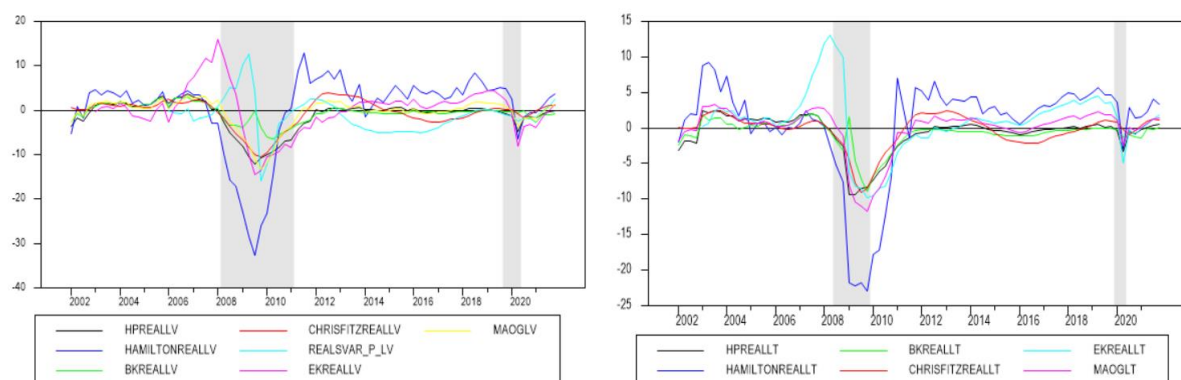
Grafikon 18 - Kretanje procjena jaza dohotka za Francusku i Grčku



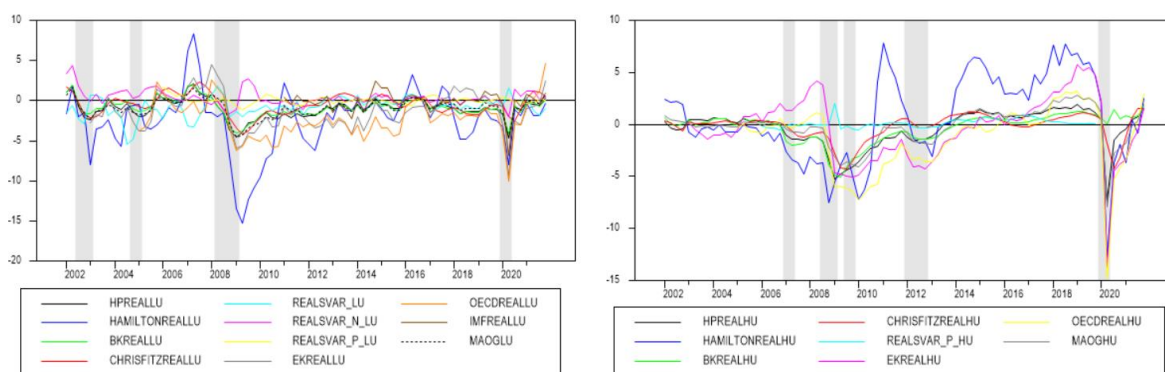
Grafikon 19 - Kretanje procjena jaza dohotka za Hrvatsku i Italiju



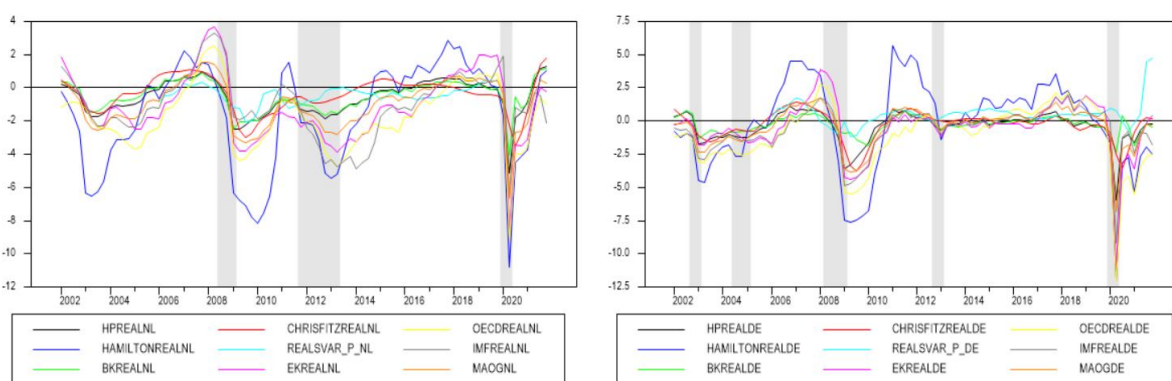
Grafikon 20 - Kretanje procjena jaza dohotka za Latviju i Litvu



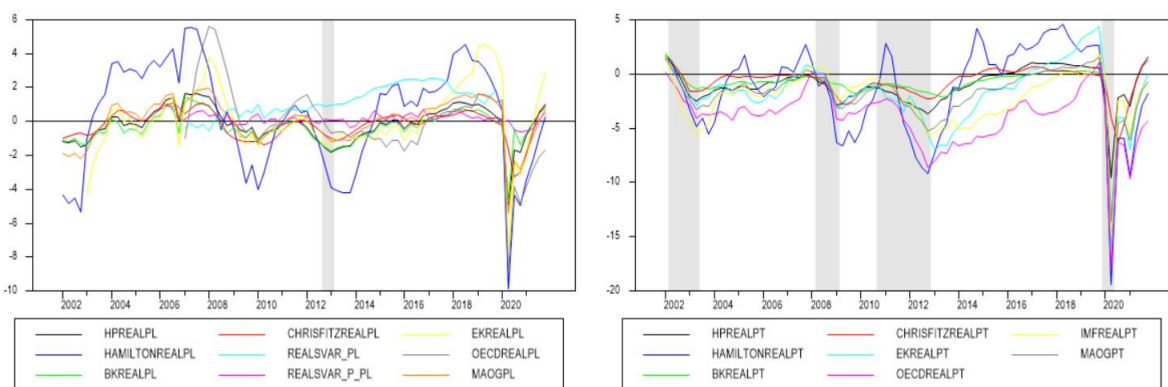
Grafikon 21 - Kretanje procjena jaza dohotka za Luksemburg i Mađarsku



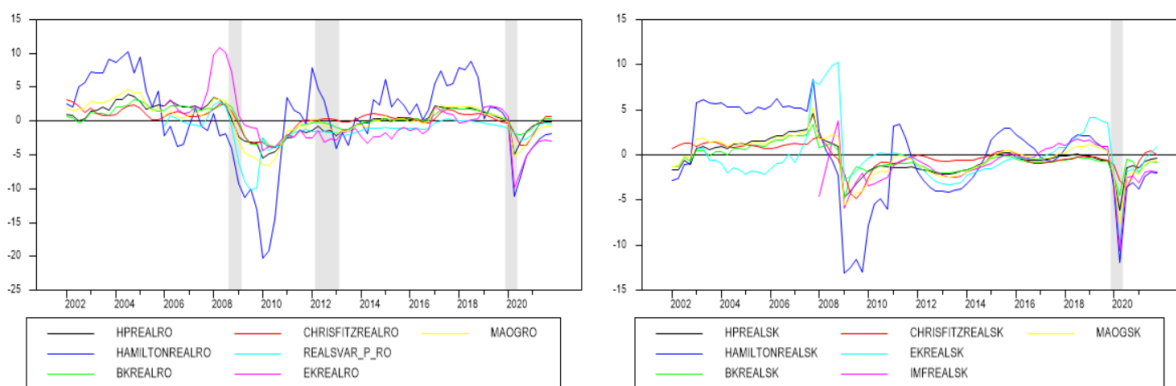
Grafikon 22 - Kretanje procjena jaza dohotka za Nizozemsku i Njemačku



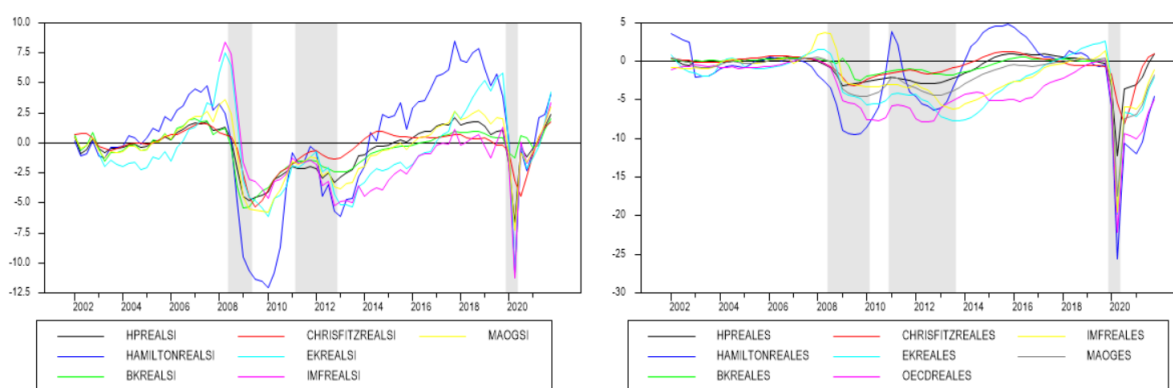
Grafikon 23 - Kretanje procjena jaza dohotka za Poljsku i Portugal



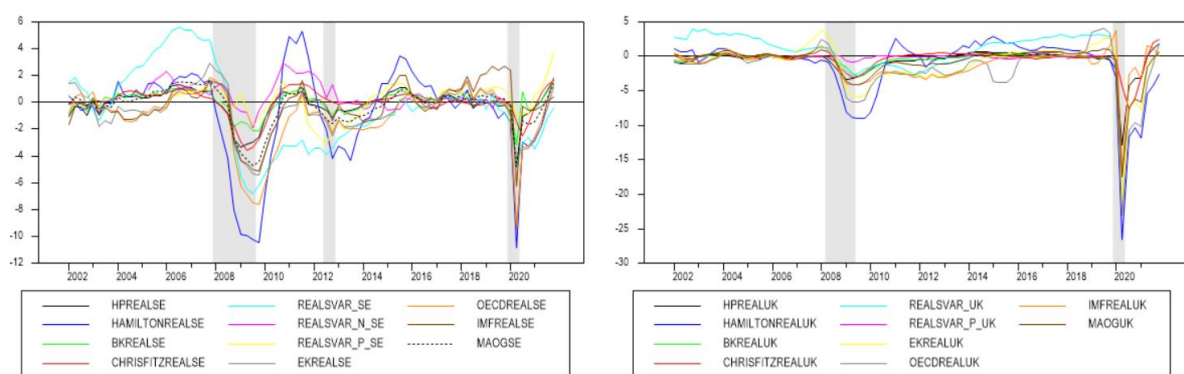
Grafikon 24 - Kretanje procjena jaza dohotka za Rumunjsku i Slovačku



Grafikon 25 - Kretanje procjena jaza dohotka za Sloveniju i Španjolsku



Grafikon 26 - Kretanje procjena jaza dohotka za Švedsku i Ujedinjeno Kraljevstvo



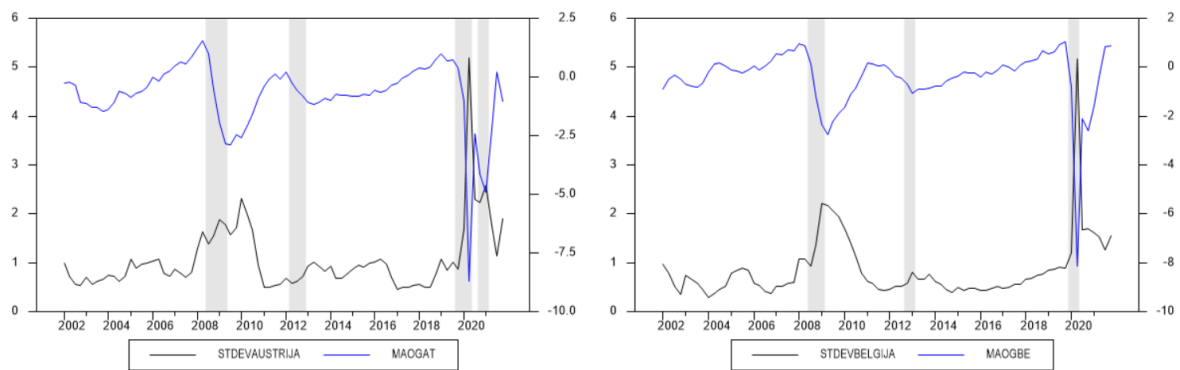
Izvor: Procjene autora, Europska komisija (2023a i 2023b), MMF (2023.) i OECD (2023c)
 Napomena: Jazovi procijenjeni od strane triju međunarodnih institucija (Europska komisija, OECD i MMF) su procijenjeni u stvarnom vremenu, dok su svi ostali jazovi procijenjeni u kvazi-stvarnom vremenu.

Legenda: HPREAL označava Hodrick-Prescott filter, HAMILTONREAL označava Hamilton filter, BKREAL označava Baxter-King filter, CHRISFITZREAL označava Christiano-Fitzgerald filter, REALSVAR označava Blanchard-Quah SVAR model sa stopom nezaposlenosti, REALSVAR_N označava Blanchard-Quah SVAR model sa stopom zaposlenosti, REALSVAR_P označava Bayoumi i Eichengreen SVAR model sa stopom inflacije, EKREAL označava procjene Europske komisije, OECDREAL označava procjene OECD-a, IMFREAL označava procjene MMF-a, a MAOG označava modelski uprosječeni jaz dohotka izračunat kao aritmetička sredina svih procijenjenih jazova.

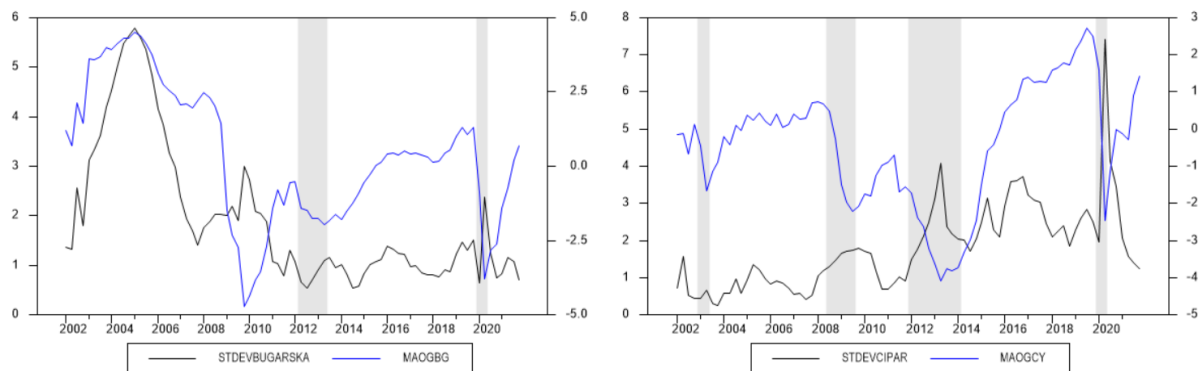
Kada govorimo o modelskoj neizvjesnosti u kontekstu prikazanih grafikona, veličina modelske neizvjesnosti se očituje kao stupanj disperzije između različitih procjena jaza dohotka za isto razdoblje. Razdoblja u kojima različite metode procjene jaza daju sličan rezultat, odnosno slične procjene jaza su obilježena niskim stupnjem modelske neizvjesnosti, dok su razdoblja u kojima dolazi do velikih razlika između procjena jaza dobivenih različitim metodama obilježena visokim stupnjem modelske neizvjesnosti. U kontekstu testiranja prve hipoteze da u razdobljima recesija dolazi do porasta modelske neizvjesnosti u usporedbi s nerecesijskim razdobljima, na grafikonima se može vidjeti da se rezultati razlikuju među zemljama. Za neke je zemlje kao što su, primjerice, Austrija, Estonija, Finska, Latvija i Švedska, jasno vidljivo da su razdoblja recesija obilježena većom modelskom neizvjesnosti u

odnosu na nerecesijska razdoblja, odnosno da je stupanj disperzije procjena jaza dobivenih različitim metodama oko njihove prosječne vrijednosti (oko modelski uprosječenog jaza, MAOG-a) u recesijama veći. S druge strane, za neke zemlje kao što su Bugarska, Portugal i Slovenija porast disperzije u recesijama nije uočljiv. Kako bi se jasnije prikazalo i pratilo kretanje modelske neizvjesnosti, na sljedećim je grafikonima prikazano kretanje modelske neizvjesnosti zajedno s kretanjem modelski uprosječenog jaza dohotka za 26 analiziranih zemalja.

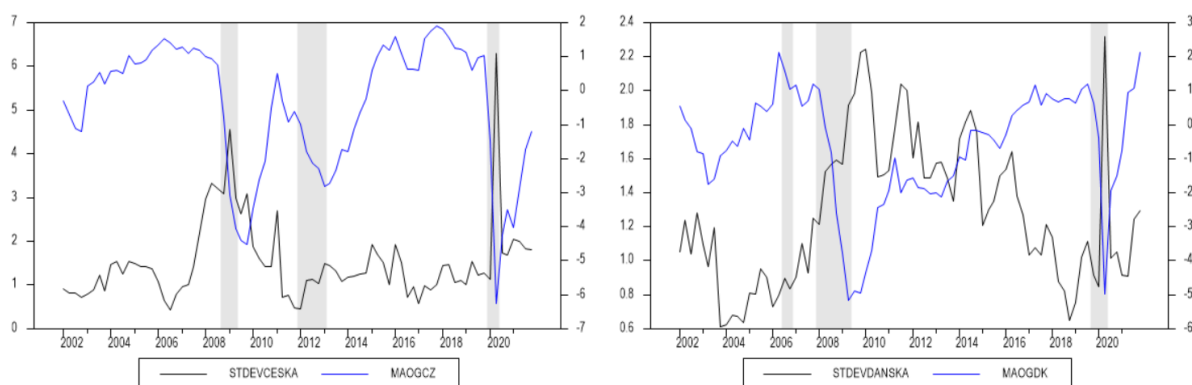
Grafikon 27 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Austriji i Belgiji



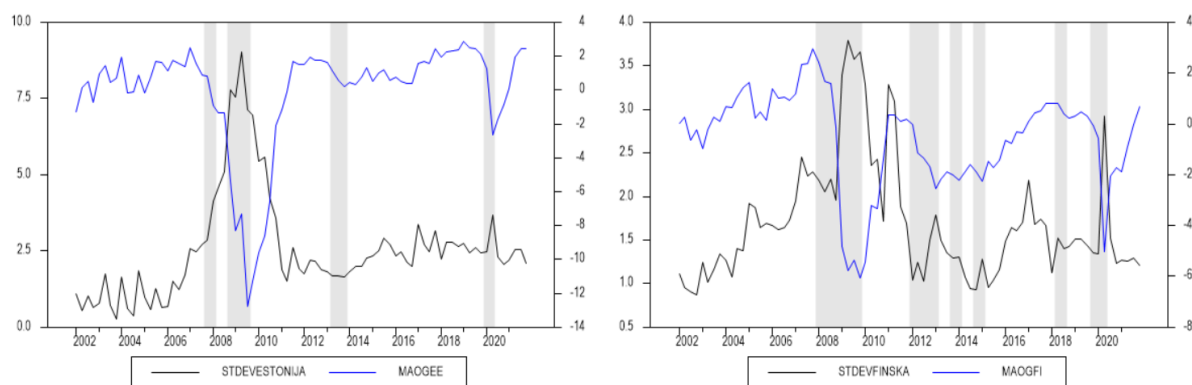
Grafikon 28 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Bugarskoj i Cipru



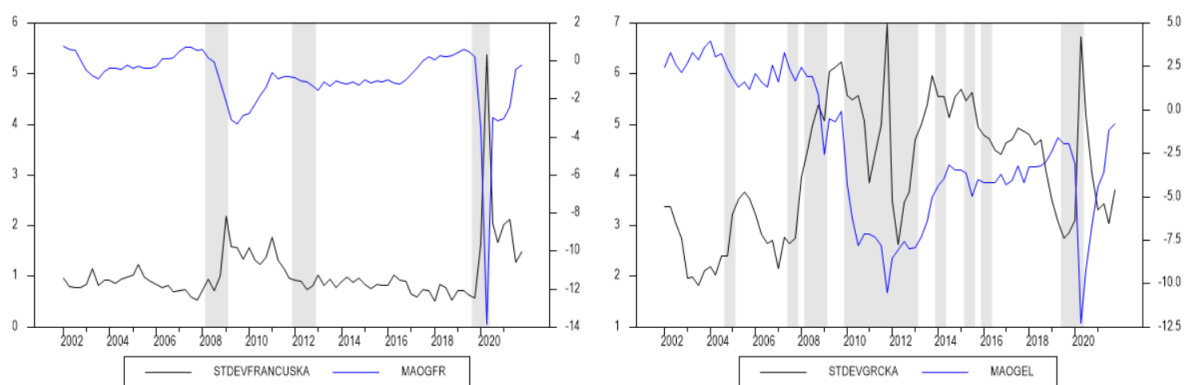
Grafikon 29 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Češkoj i Danskoj



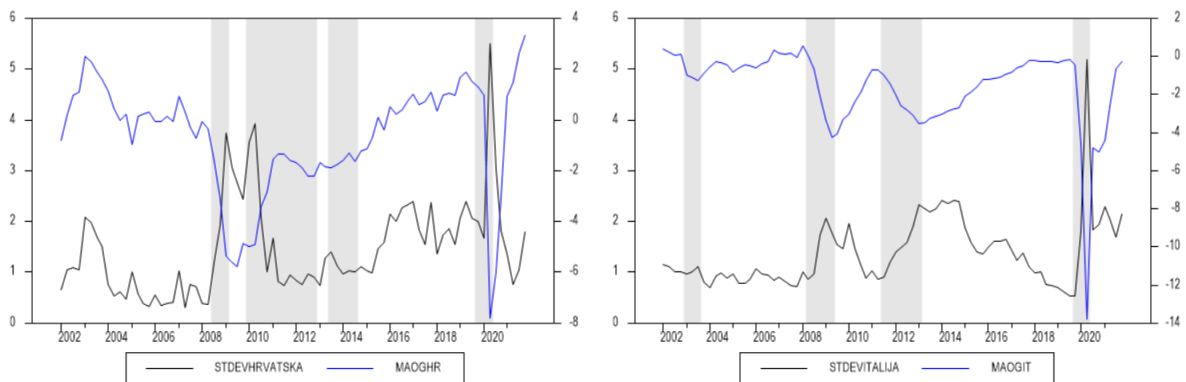
Grafikon 30 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Estoniji i Finskoj



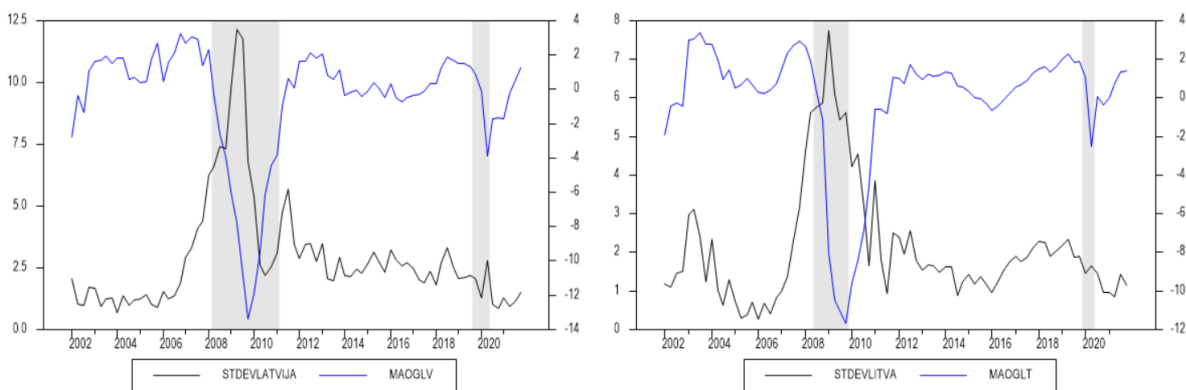
Grafikon 31 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Francuskoj i Grčkoj



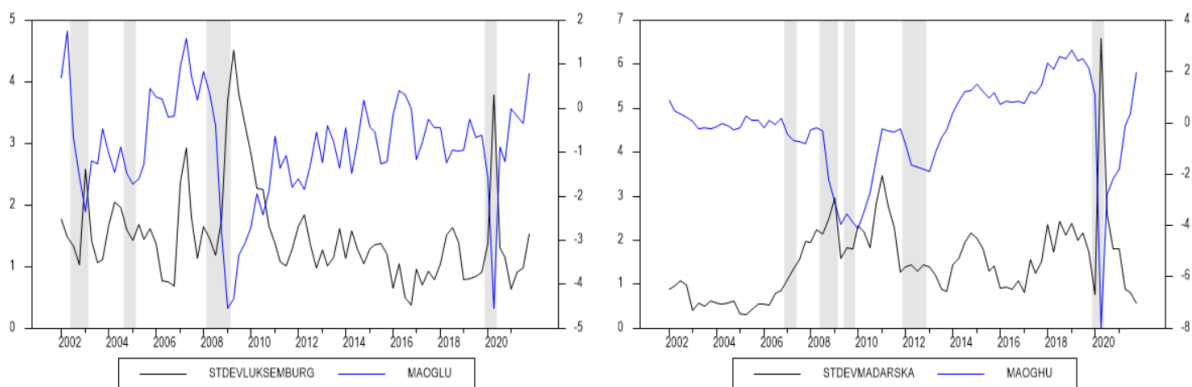
Grafikon 32 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Hrvatskoj i Italiji



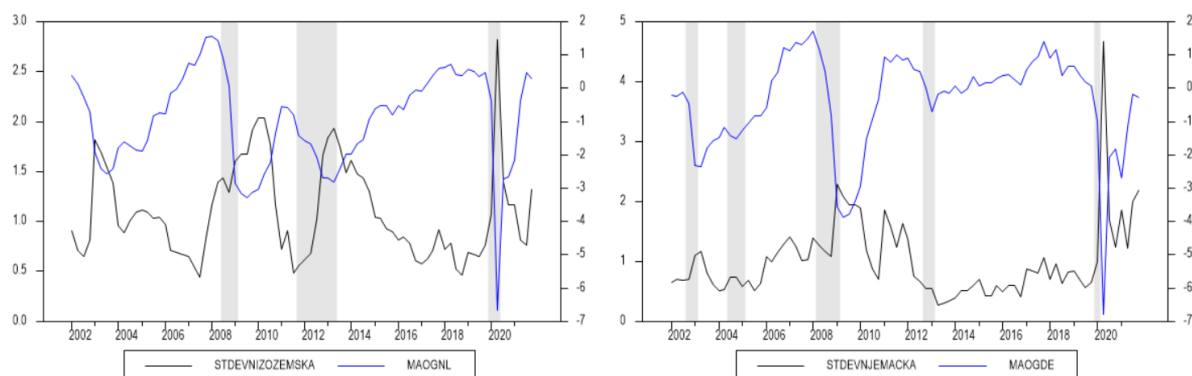
Grafikon 33 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Latviji i Litvi



Grafikon 34 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Luksemburgu i Mađarskoj



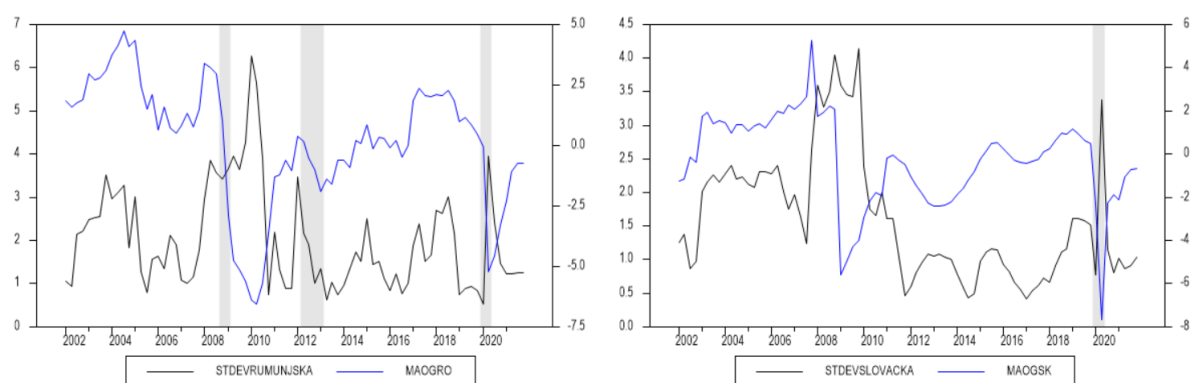
Grafikon 35 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Nizozemskoj i Njemačkoj



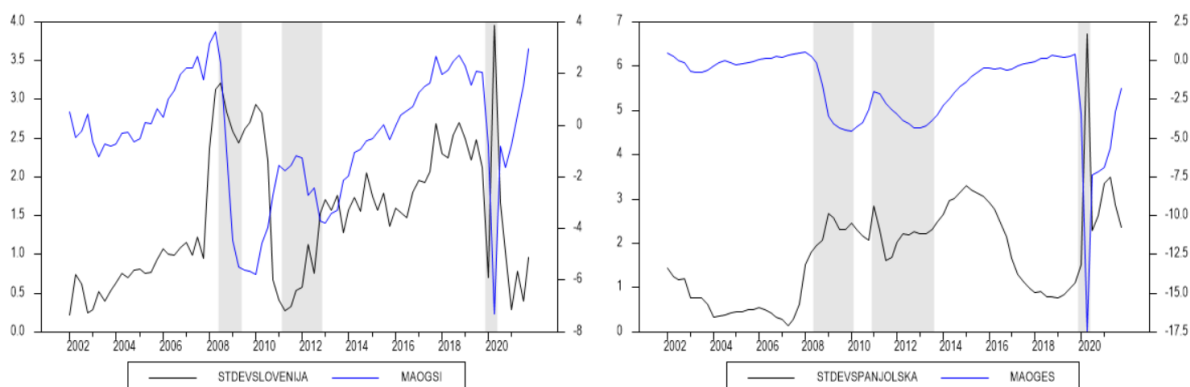
Grafikon 36 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Poljskoj i Portugalu



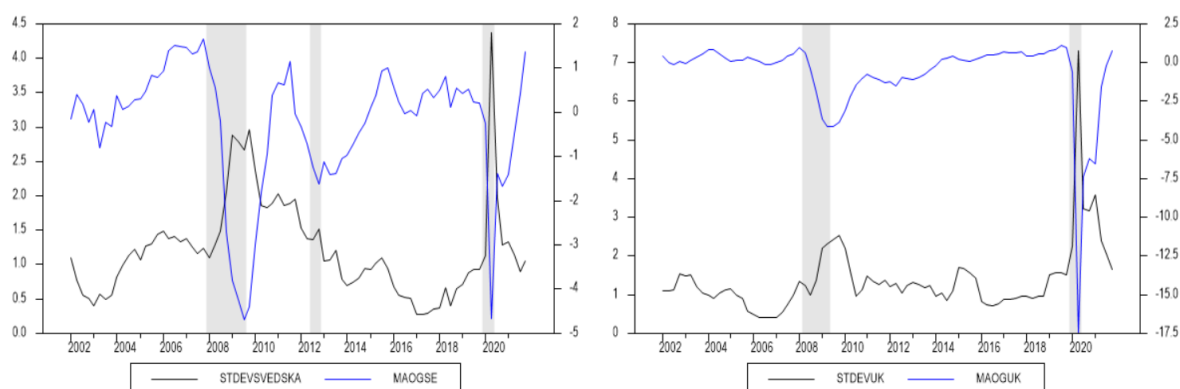
Grafikon 37 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Rumunjskoj i Slovačkoj



Grafikon 38 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Sloveniji i Španjolskoj



Grafikon 39 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Švedskoj i Ujedinjenom Kraljevstvu



Izvor: procjene autora

Legenda: Oznaka STDEV označava standardnu devijaciju povezanu s procjenama jaza dohotka, odnosno modelsku neizvjesnost. Oznaka MAOG označava modelski uprosječen jaz dohotka.

Iz grafičkih je prikaza modelske neizvjesnosti i modelski uprosječenog jaza dohotka vidljivo da u znatnom broju slučajeva u razdobljima u kojima dolazi do zamjetnog pada modelski uprosječenog jaza ujedno dolazi i do uočljivog porasta modelske neizvjesnosti. Na primjer, na grafikonu 27 prikazano je kretanje ove dvije varijable za Austriju i Belgiju. U obje je zemlje u recesiji povezanoj s globalnom financijskom krizom 2008. došlo do pada modelski uprosječenog jaza i istovremenog porasta modelske neizvjesnosti. Ova se negativna veza između te dvije varijable može vidjeti i u razdoblju Covid recesije, kada je u obje zemlje snažan pad modelski uprosječenog jaza bio praćen oštrim porastom modelske neizvjesnosti. U razdoblju nakon te dvije recesije je vidljivo da, kako su se gospodarstva Austrije i Belgije oporavljala, modelski uprosječeni jaz dohotka raste, dok se modelska neizvjesnost istovremeno smanjuje prema razinama zabilježenim prije recesija. Razdoblja recesija su

obilježena padom modelski uprosječenog jaza dohotka zbog toga što u recesijama dolazi do pada realnog BDP-a, a jedan dio tog pada je cikličke prirode, odnosno on se manifestira kao veći pad stvarnog od potencijalnog BDP-a, što rezultira smanjenjem modelski uprosječenog jaza.

I kod brojnih je drugih zemalja vidljiv sličan obrazac kretanja u okviru kojega u razdobljima recesija dolazi do pada modelski uprosječenog jaza dohotka, uz istovremeni porast modelske neizvjesnosti. Time se otvara pitanje jesu li ti porasti modelske neizvjesnosti u recesijama statistički značajni. U sljedećoj su tablici stoga prikazani rezultati formalnog statističkog testa (Welchovog T-testa) kojim se testira je li prosječna standardna devijacija (modelska neizvjesnost) u razdobljima recesija statistički značajno veća u usporedbi s nerecesijskim razdobljima.

Tablica 9 - Prosječne standardne devijacije izvan recesija i u recesijama i rezultati Welchovog T-testa o nejednakosti modelske neizvjesnosti u recesijama i izvan recesija, razdoblje od prvog tromjesečja 2002. do četvrtog tromjesečja 2021.

Zemlja	Prosječna standardna devijacija izvan recesija	Prosječna standardna devijacija u recesijama	Broj opažanja izvan recesija	Broj opažanja u recesijama	P-vrijednost Welchovog T-testa	Je li modelska neizvjesnost statistički značajno veća u recesijama u odnosu na ostatak razdoblja?
Austrija	0,93	1,76	68	12	0,023	Da
Belgija	0,78	1,75	73	7	0,080	Da, ali pri razini značajnosti od 10%
Bugarska	2,04	0,99	73	7	0,998	Ne
Cipar	1,67	2,44	62	18	0,029	Da
Češka	1,40	2,33	70	10	0,078	Da, ali pri razini značajnosti od 10%
Danska	1,26	1,38	69	11	0,228	Ne
Estonija	2,24	4,51	69	11	0,012	Da
Finska	1,60	1,95	58	22	0,049	Da
Francuska	1,00	1,44	69	11	0,160	Ne
Grčka	3,87	4,54	49	31	0,012	Da
Hrvatska	1,36	1,73	57	23	0,099	Da, ali pri razini značajnosti od 10%
Italija	1,32	1,60	62	18	0,136	Ne
Latvija	2,26	5,58	65	15	0,002	Da
Litva	1,77	4,95	72	8	0,002	Da
Luksemburg	1,43	1,93	69	11	0,066	Da, ali pri razini značajnosti od 10%
Mađarska	1,40	2,05	67	13	0,076	Da, ali pri razini značajnosti od 10%
Nizozemska	1,04	1,38	68	12	0,053	Da, ali pri razini značajnosti od 10%
Njemačka	0,97	1,27	67	13	0,181	Ne
Poljska	1,17	1,20	78	2	0,433	Ne
Portugal	1,62	1,45	60	20	0,755	Ne
Rumunjska	1,99	2,25	72	8	0,302	Ne
Slovačka	1,59	2,08	78	2	0,385	Ne
Slovenija	1,45	1,60	67	13	0,393	Ne
Španjolska	1,52	2,42	60	20	0,001	Da
Švedska	1,08	2,06	69	11	0,005	Da
Ujedinjeno Kraljevstvo	1,27	2,53	73	7	0,089	Da, ali pri razini značajnosti od 10%

Izvor: izračun autora

U tablici 9, stupcima 2 i 3, prikazane su prosječne standardne devijacije izvan recesija i u recesijama za 26 zemalja obuhvaćenih prvom hipotezom. Prosjek standardnih devijacija izračunat je nastavno na prethodno prikazane grafikone o kretanju modelske neizvjesnosti u recesijskim i nerecesijskim razdobljima. Iz rezultata je vidljivo da je prosječna modelska neizvjesnost u recesijama veća u odnosu na nerecesijska razdoblja za 24 od 26 zemalja u uzorku, odnosno za sve zemlje izuzev Bugarske i Portugala. U stupcima 4 i 5 prikazan je broj tromjesečja, odnosno opažanja u razdobljima izvan recesija i u recesijama za razdoblje od prvog tromjesečja 2002. do četvrtog tromjesečja 2021. Svih 26 zemalja u uzorku je veći broj tromjesečja provelo u nerecesijskim u odnosu na recesijska razdoblja, a iz podataka je vidljiv i problem relativno malog broja recesijskih tromjesečja kod nekih zemalja kao što su, na primjer, Slovačka, Poljska i Ujedinjeno Kraljevstvo. Relativno mali uzorak recesijskih tromjesečja ima implikacije na provođenje formalnog statističkog testa kojim se testira je li modelska neizvjesnost statistički značajno veća u recesijskim u odnosu na nerecesijska razdoblja zbog toga što je na relativno malom uzorku teže dokazati statističku značajnost razlike u modelskoj neizvjesnosti u odnosu na veći uzorak, uz sve ostale vrijednosti potrebne za provođenje testa jednake.

U stupcima 6 i 7 prikazani su rezultati provedenog Welchovog T-testa kojim se testira je li modelska neizvjesnost u recesijama veća u odnosu na nerecesijska razdoblja, odnosno dolazi li u recesijama do porasta modelske neizvjesnosti. Sukladno rezultatima, prva se hipoteza može potvrditi za 9 od 26 zemalja u uzorku pri razini signifikantnosti od 5 posto. Uz to, na dodatnih se 7 zemalja prva hipoteza može potvrditi uz razinu signifikantnosti od 10 posto. Kod nekih je zemalja u uzorku kao što su Slovačka i Francuska vidljiva relativno velika razlika u visini modelske neizvjesnosti u recesijskim u odnosu na nerecesijska razdoblja, a moguć uzrok toga što ova razlika nije statistički značajna je upravo mali broj recesijskih tromjesečja u uzorku.

Sumarno, u potpoglavlju 2.2. prikazane su i analizirane različite metode procjene jaza dohotka. Od prikazanih metoda, u ovom je istraživanju korišteno njih 10: Hodrick-Prescott filter, Baxter-King filter, Christiano-Fitzgerald filter i Hamilton filter, kao i dvije različite inačice Blanchard-Quah SVAR modela i Bayoumi-Eichengreen SVAR model. Uz tih 7 metoda, korištene su i tri različite procjene jaza dohotka koje objavljuju Europska komisija, MMF i OECD. U ovom je potpoglavlju grafički prikazano kretanje procjena jazova dohotka

dobivenih ovim metodama⁹¹ za 26 zemalja obuhvaćenih prvom hipotezom (grafikoni 14-26). Nastavno na te procjene, na grafikonima 27-39 prikazano je kretanje pripadajuće modelske neizvjesnosti i modelski uprosječenog jaza dohotka u recesijskim i nerecesijskim razdobljima. Kako bi se detaljnije istražila kretanja vidljiva na tim grafičkim prikazima proveden je i formalan statistički test kojim se testiralo je li modelska neizvjesnost statistički značajno veća u recesijskim u odnosu na nerecesijska razdoblja. U skladu s rezultatima Welchovog T-testa, prva se hipoteza može potvrditi samo djelomično.

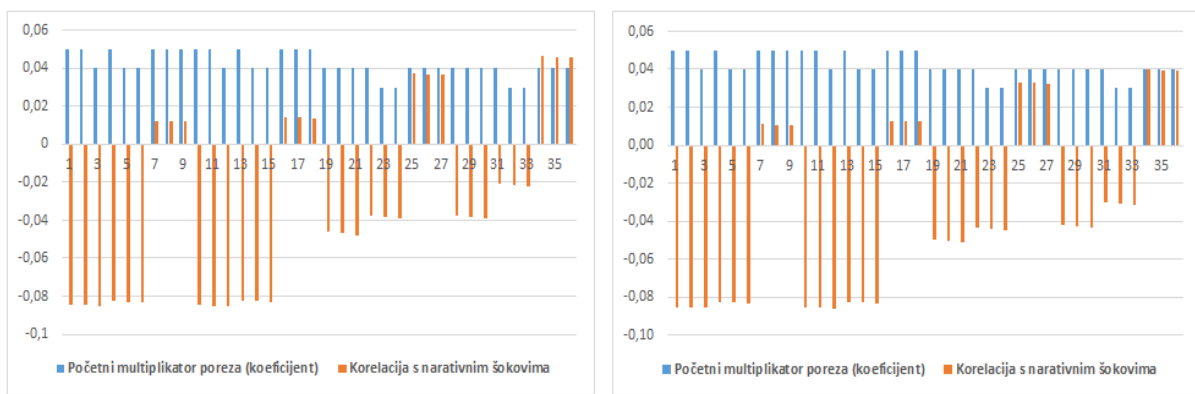
5.1.2. Procjene strukturnih šokova u porezima i državnoj potrošnji i fiskalnih multiplikatora za Republiku Hrvatsku

U ovom će se potpoglavlju prikazati rezultati empirijskih procjena povezani s testiranjem druge hipoteze. Kako je prethodno navedeno, da bi se testirala druga hipoteza procjenjuje se sveukupno 1440 različitih specifikacija Blanchard-Perotti SVAR modela te se za svaku od njih gleda kolika je korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, kao i može li se pronaći jedno tromjesečje u kojem modelski identificirani šokovi snažno odstupaju od onoga što se događalo u stvarnosti. Kako je narativnim pristupom obuhvaćeno razdoblje od prvog tromjesečja 2004. do četvrtog tromjesečja 2019., to je razdoblje koje se analizira u okviru druge hipoteze. U dodatku 3, tablici 36 prikazano je 20 osnovnih specifikacija modela koje odgovaraju 20 kombinacija različito definiranih varijabli porezi i državna potrošnja koje su objašnjene u potpoglavlju 4.2.2.2. Tablica 37 prikazuje 36 različitih specifikacija modela koje se procjenjuju jednom kada se definiraju varijable porezi i državna potrošnja u skladu s tablicom 36. U skladu s te dvije tablice, primjerice, model 5 koji ima ekstenziju .16, odnosno model 5.16 koristi drugu definiciju poreza i prvu definiciju državne potrošnje (vidjeti potpoglavlje 4.2.2.2., tablica 2). Model se procjenjuje s uključenim kvadratnim trendom, s uključenom binarnom varijablom za recesijsku 2009. godinu i bez kontrole za BDP europodručja, a koristi se najmanji koeficijent elastičnosti poreza od koeficijenata specificiranih u potpoglavlju 4.2.2.2. Analogno se interpretiraju i sve ostale kombinacije modela. 20 kombinacija definicija varijabli porezi i državna potrošnja skupa s 36 specifikacija modela procijenjenih za tih 20 kombinacija daje 720 različitih modela. Povrh toga, tih će se 720 modela procijeniti uz dva različita ograničenja povezana s parametrima a_2 i b_2 iz jednadžbi 105 i 106, što daje spomenutih 1440 modela.

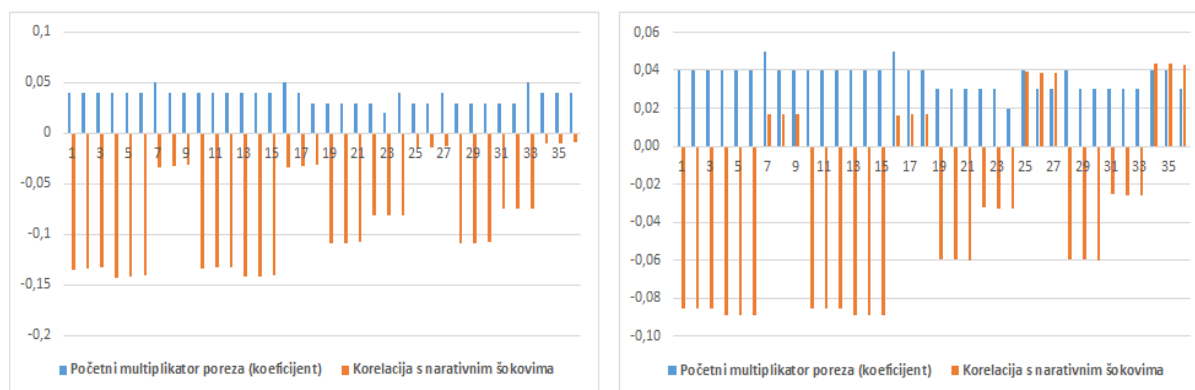
⁹¹ Vodeći računa o tome da procjene dobivene pomoću svih 10 metoda nisu dostupne za sve zemlje u uzorku.

Na sljedećim su grafikonima prikazane procjene početnih multiplikatora poreza i korelacije između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima za 20 osnovnih modela. Unutar svakog osnovnog modela su prikazani početni multiplikatori poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima za svih 36 različitih specifikacija tog osnovnog modela, odnosno za 36 ekstenzija. Rezultati modela s prvim ograničenjem povezanim s parametrima a_2 i b_2 su dani na lijevom grafikonu, a rezultati modela s drugim ograničenjem na desnom grafikonu.

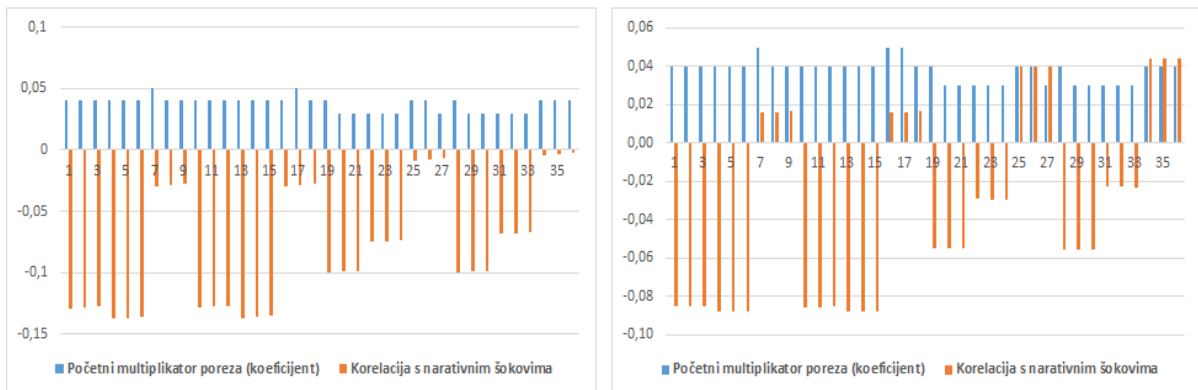
Grafikon 40 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 1, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



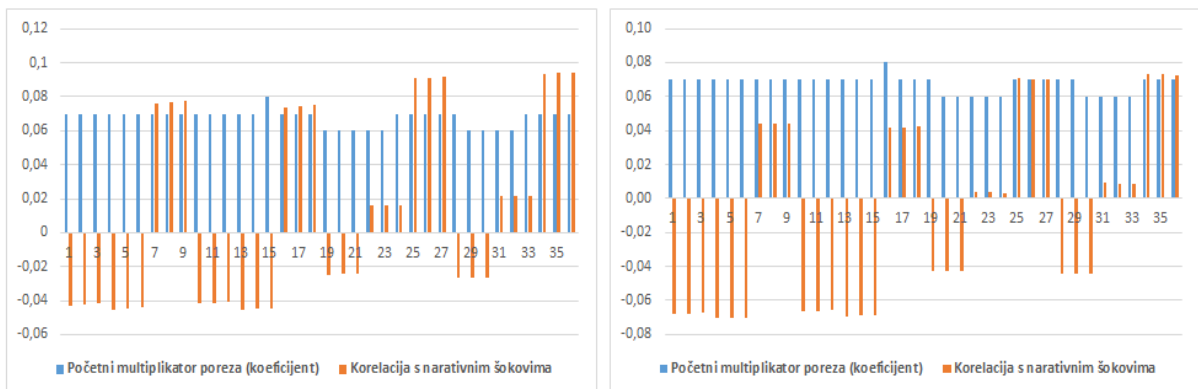
Grafikon 41 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 2, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



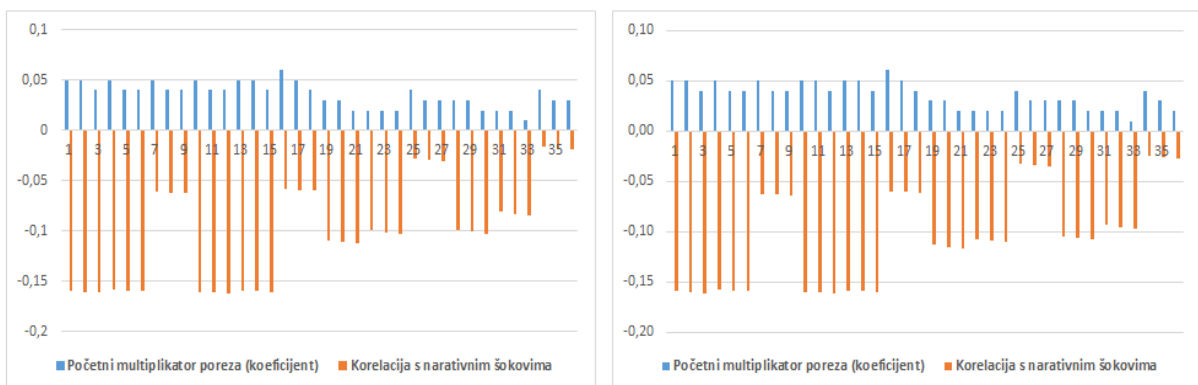
Grafikon 42 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 3, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



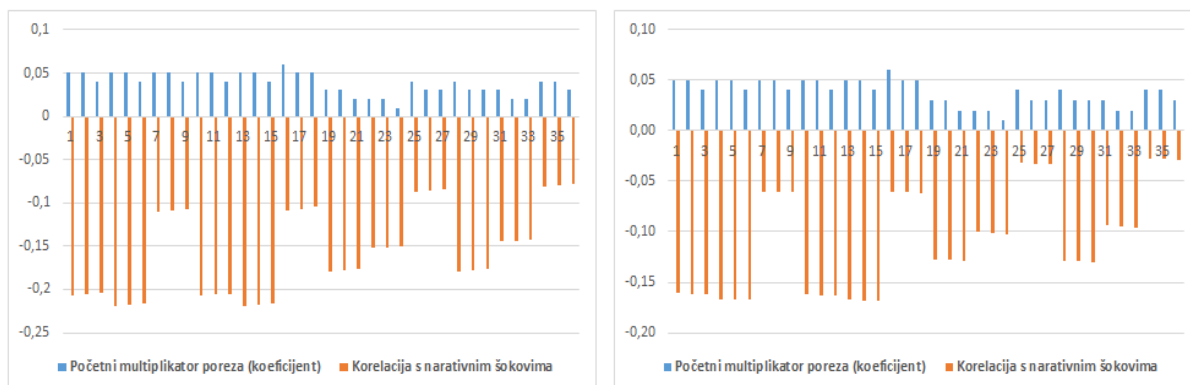
Grafikon 43 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 4, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



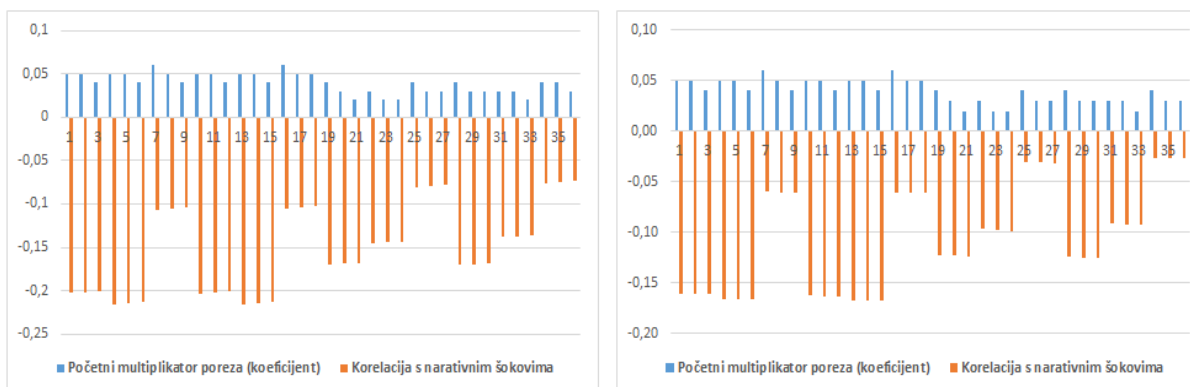
Grafikon 44 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 5, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



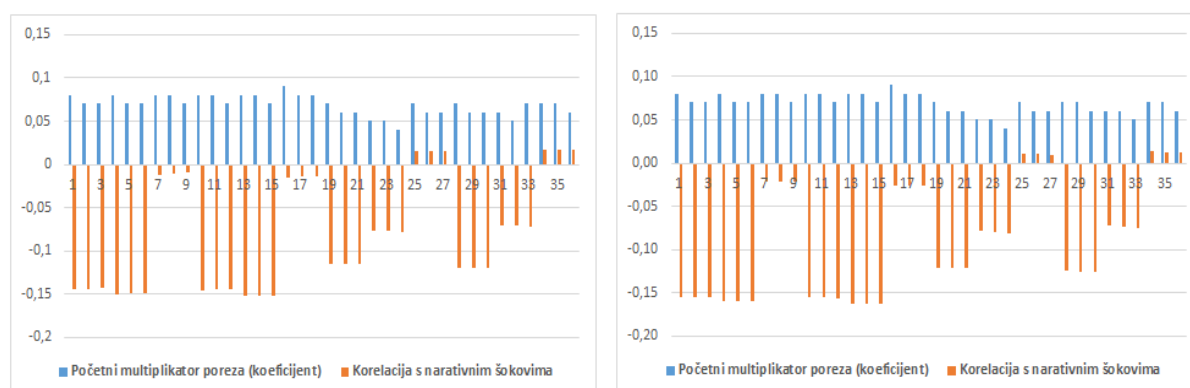
Grafikon 45 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 6, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



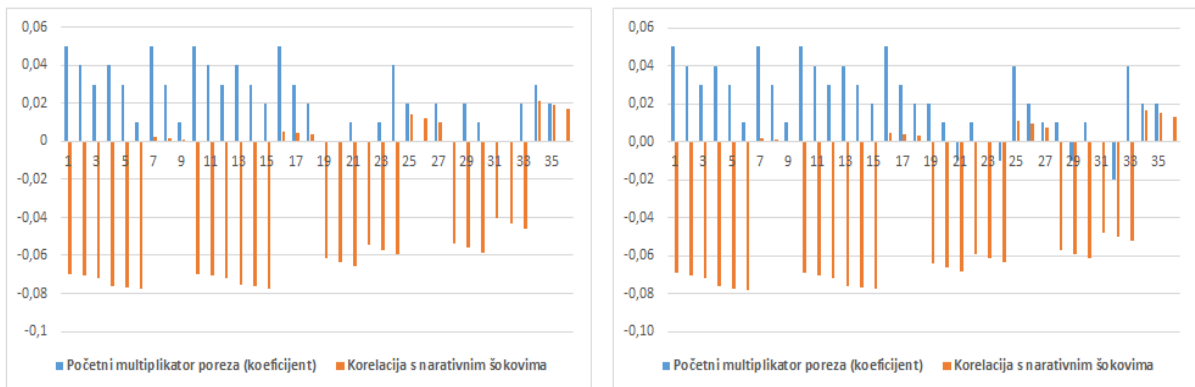
Grafikon 46 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 7, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



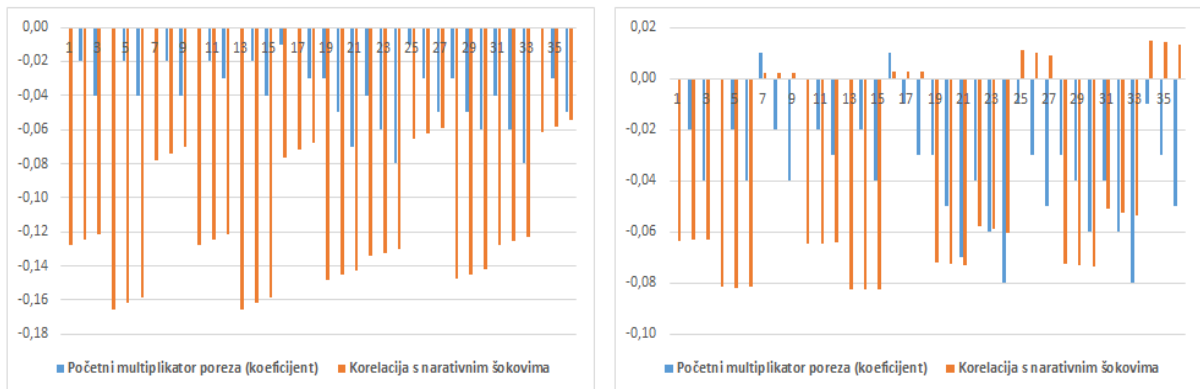
Grafikon 47 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 8, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



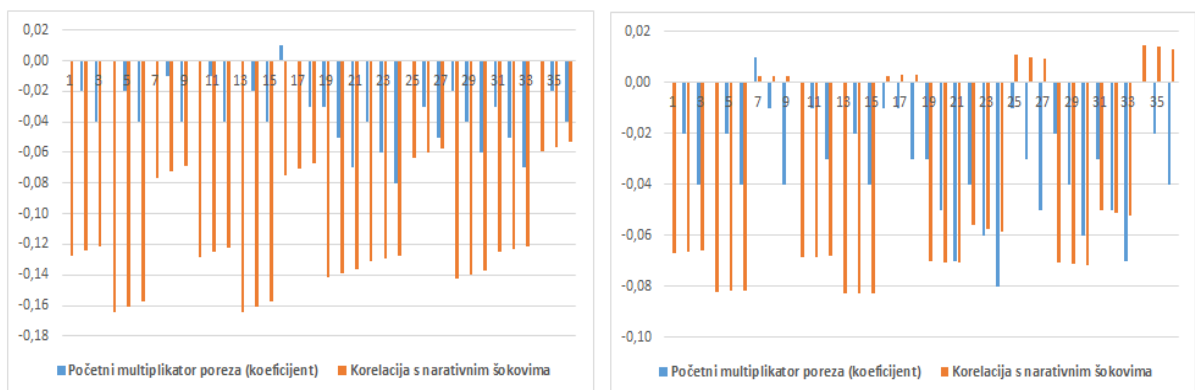
Grafikon 48 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 9, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



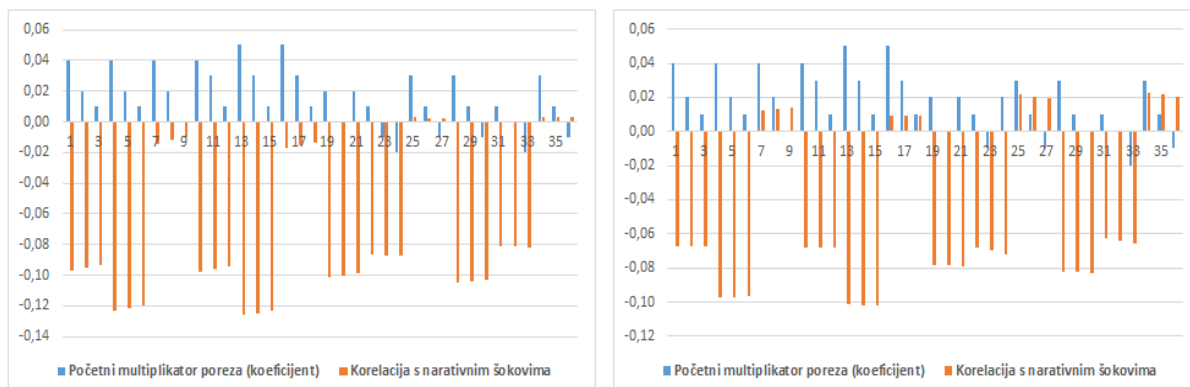
Grafikon 49 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 10, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



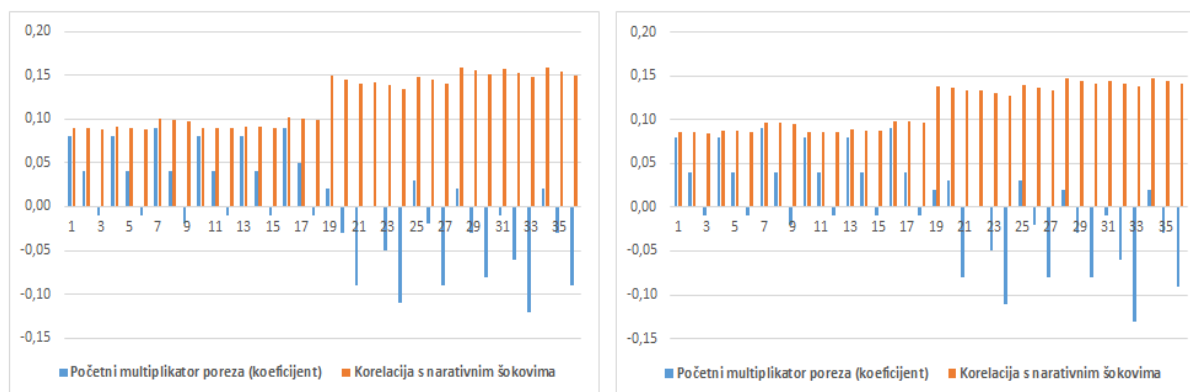
Grafikon 50 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 11, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



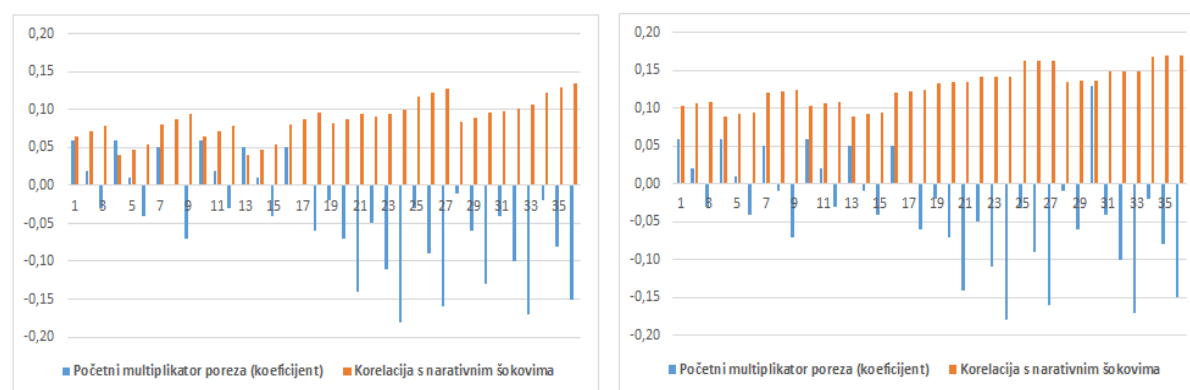
Grafikon 51 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 12, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



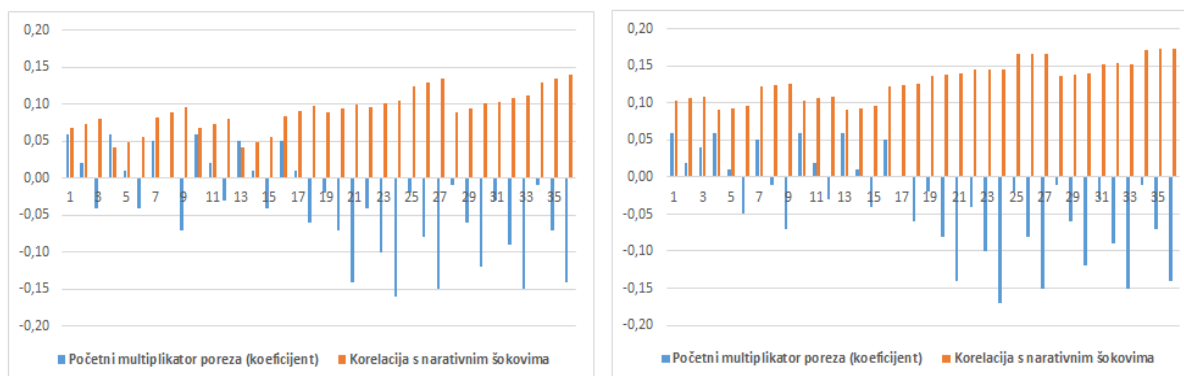
Grafikon 52 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 13, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



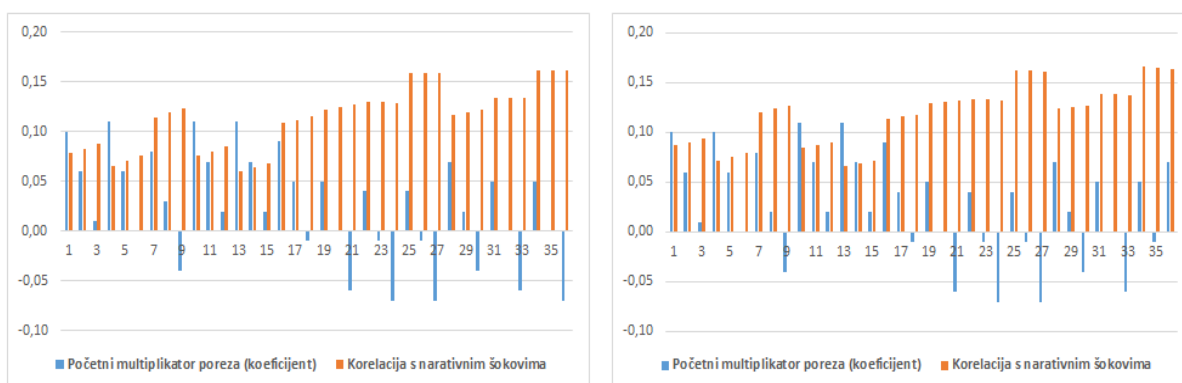
Grafikon 53 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 14, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



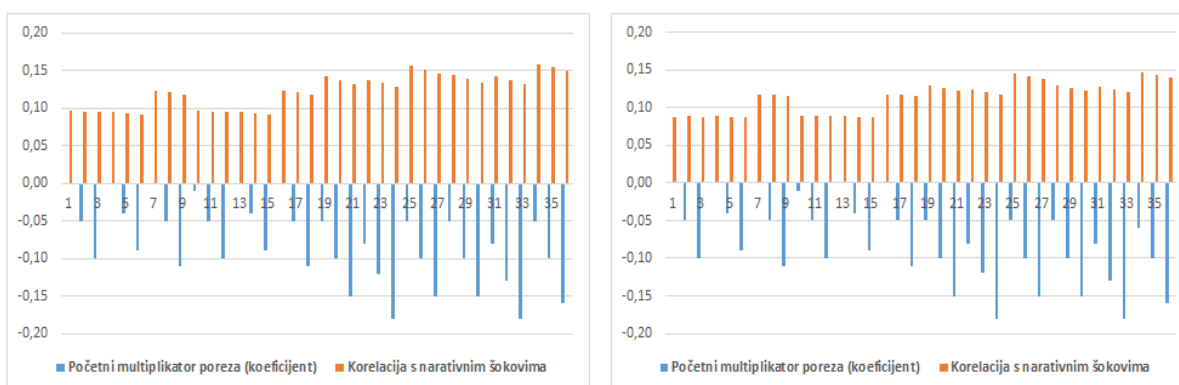
Grafikon 54 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 15, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



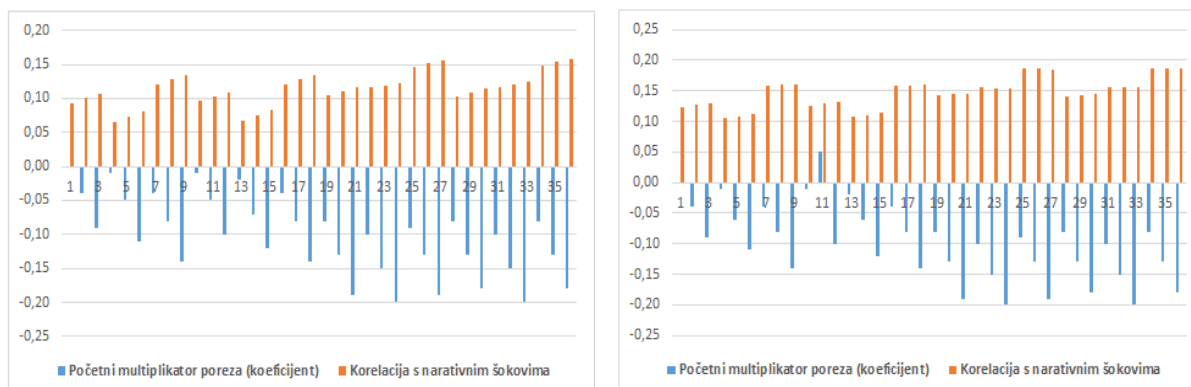
Grafikon 55 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 16, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



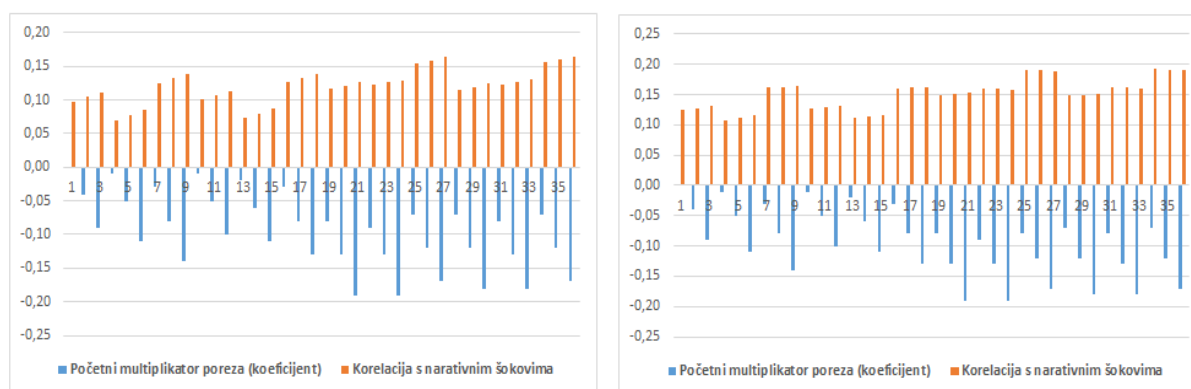
Grafikon 56 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 17, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



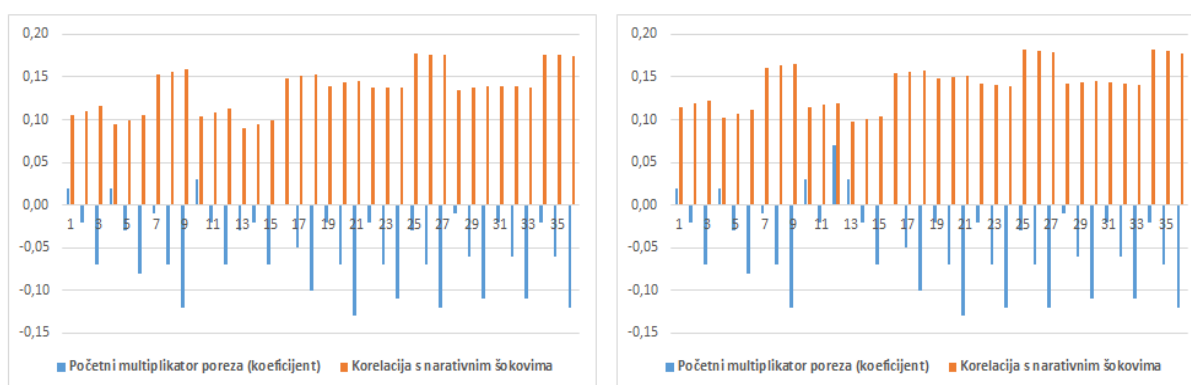
Grafikon 57 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 18, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



Grafikon 58 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 19, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



Grafikon 59 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 20, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno)



Izvor: izračun autora

Iz grafičkih je prikaza vidljivo da je korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova vrlo niska u svih 1440 procijenjenih modela. U velikom je broju specifikacija modela

korelacija negativna, dok niti u jednom modelu u kojem je korelacija pozitivna ona nije veća od 0,2, što je vrlo slaba korelacija. Na tom tragu, u idućoj je tablici navedeno i objašnjeno jedno tromjesečje u kojem modelski identificirani šok ne odgovara stvarnom egzogenom kretanju u poreznom opterećenju u Republici Hrvatskoj u tom tromjesečju za svaki od 20 osnovnih modela.

Tablica 10 - Odstupanje modelski identificiranih šokova od stvarnih egzogenih promjena u poreznom opterećenju

Osnovni model	Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti
1	Sve 72 specifikacije modela pokazuju snažan porast poreznog opterećenja u 4. tromjesečju 2006. koji se nije dogodio u stvarnosti
2	Sve 72 specifikacije modela pokazuju snažan porast poreznog opterećenja u 4. tromjesečju 2006. koji se nije dogodio u stvarnosti
3	Sve 72 specifikacije modela pokazuju snažan porast poreznog opterećenja u 4. tromjesečju 2006. koji se nije dogodio u stvarnosti
4	Sve 72 specifikacije modela pokazuju snažan porast poreznog opterećenja u 4. tromjesečju 2006. koji se nije dogodio u stvarnosti
5	Sve 72 specifikacije modela pokazuju veliko porezno rasterećenje u 4. tromjesečju 2005. koje se nije dogodilo u stvarnosti
6	Sve 72 specifikacije modela pokazuju veliko porezno rasterećenje u 4. tromjesečju 2005. koje se nije dogodilo u stvarnosti
7	Sve 72 specifikacije modela pokazuju veliko porezno rasterećenje u 4. tromjesečju 2005. koje se nije dogodilo u stvarnosti
8	Sve 72 specifikacije modela pokazuju veliko porezno rasterećenje u 4. tromjesečju 2005. koje se nije dogodilo u stvarnosti
9	Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja
10	Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja
11	Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja
12	Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja
13	Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja
14	Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja
15	Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja
16	Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja
17	Sve 72 specifikacije modela pokazuju porezno rasterećenje u prvom tromjesečju 2014., a tada je u stvarnosti došlo do porasta poreznog opterećenja
18	Sve 72 specifikacije modela pokazuju porezno rasterećenje u prvom tromjesečju 2014., a tada je u stvarnosti došlo do porasta poreznog opterećenja
19	Sve 72 specifikacije modela pokazuju porezno rasterećenje u prvom tromjesečju 2014., a tada je u stvarnosti došlo do porasta poreznog opterećenja
20	Sve 72 specifikacije modela pokazuju porezno rasterećenje u prvom tromjesečju 2014., a tada je u stvarnosti došlo do porasta poreznog opterećenja

Izvor: izrada autora

Ovim je jednim objašnjenjem pokriveno 36 različitih specifikacija modela unutar svakog od osnovnih modela, kao i oba ograničenja povezana s parametrima a_2 i b_2 , odnosno jednim objašnjenjem su obuhvaćena 72 različita modela. Jedno objašnjenje je dostatno za 72 različite specifikacije modela zbog toga što su, jednom kada je definiran način na koji se mjere varijable porezi i državna potrošnja, daljnje promjene u specifikaciji modela imale vrlo mali utjecaj na procijenjene šokove, koji su bili gotovo identični u sve 72 različite specifikacije osnovnih modela. Stoga su modelski identificirani šokovi u sve 72 specifikacije patili od potpuno identičnih neusklađenosti s narativno identificiranim šokovima. Ove će se sličnosti u modelski identificiranim šokovima detaljnije istražiti kada će se testirati treća hipoteza.

Iz tablice je vidljivo da se za svaki od 1440 modela može pronaći barem jedno⁹² tromjesečje u kojemu šok u porezima procijenjen pomoću modela značajno odstupa od onoga što je poznato da se u stvarnosti događalo s poreznim opterećenjem. Posljedica ovih rezultata i prethodno prikazane niske korelacije između modelski i narativno identificiranih šokova je da se druga hipoteza prihvaća. Vodeći računa o modelskoj neizvjesnosti, može se zaključiti da su šokovi u porezima procijenjeni pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela procijenjeni pogrešno za Republiku Hrvatsku. Posljedica pogrešne procjene šokova u porezima je da je utjecaj poreza, ali i utjecaj državne potrošnje na BDP procijenjen pomoću ovog modela procijenjen pristrano i nekonzistentno, u skladu s argumentacijom iznesenom u potpoglavlju 4.2.2.2. Drugim riječima, multiplikatore i funkcije impulsnog odaziva dobivene pomoću ovog modela ne može se smatrati potpuno kredibilnima.

Dokazivanjem ove hipoteze pokazano je da procjene utjecaja poreza na BDP dobivene pomoću ovog modela nisu točne. Što se tiče procjena utjecaja državne potrošnje na BDP, dokazivanje druge hipoteze nema toliko jake implikacije na ovu vezu. Iako je dokazivanjem druge hipoteze pokazano da je procjena utjecaja državne potrošnje na BDP pristrana i nekonzistentna, moguće je da je ova pristranost relativno mala ako su šokovi u državnoj potrošnji i svi ostali koeficijenti u modelu identificirani, to jest procijenjeni ispravno. No, zbog toga što zbog nedostatka informacija u hrvatskom gospodarstvu nije bilo dovoljno šokova u državnoj potrošnji koji se mogu okarakterizirati kao egzogeni korištenjem narativnog pristupa, ovu je tvrdnju nemoguće provjeriti. Ono što ide u prilog toj tezi je to što je početni multiplikator državne potrošnje procijenjen unutar svih 1440 specifikacija modela pozitivan i statistički značajan, što je u skladu s dominantnim viđenjem fiskalne politike i u

⁹² U tablici 10 je izdvojeno jedno, ali ih je moguće pronaći više.

teoriji i prema rezultatima empirijskih istraživanja. Taj utjecaj ostaje pozitivan u velikoj većini, ali ne i svim modelima i u narednom razdoblju (funkcije impulsnog odaziva).

Zanimljivo je i da početni multiplikatori poreza u većini procijenjenih modela nisu statistički značajni, dok su jedini modeli u kojima porezi imaju statistički značajan početni multiplikator pri razini od 5 posto ili manje oni modeli u kojima je utjecaj poreza na BDP pozitivan. Radi provjere robusnosti rezultata, svi SVAR modeli procijenjeni su i na kraćim vremenskim razdobljima, primjerice na razdoblju od prvog tromjesečja 2003. do četvrtog tromjesečja 2019. Implikacije rezultata su ostale identične, odnosno druga hipoteza se može dokazati i ako se modeli procijene na kraćim vremenskim razdobljima. Rezultati se ne mijenjaju ni ako se u modelima koriste 4 pomaka u skladu s originalnim radom od Blancharda i Perottija⁹³, kao niti ako se varijable stacioniraju diferenciranjem, odnosno ako se model procijeni u prvim diferencijama. U Dodatku 3 dan je detaljniji numerički prikaz rezultata koji proizlaze iz ovih 1440 modela, kao i statistička značajnost procijenjenih početnih multiplikatora poreza.

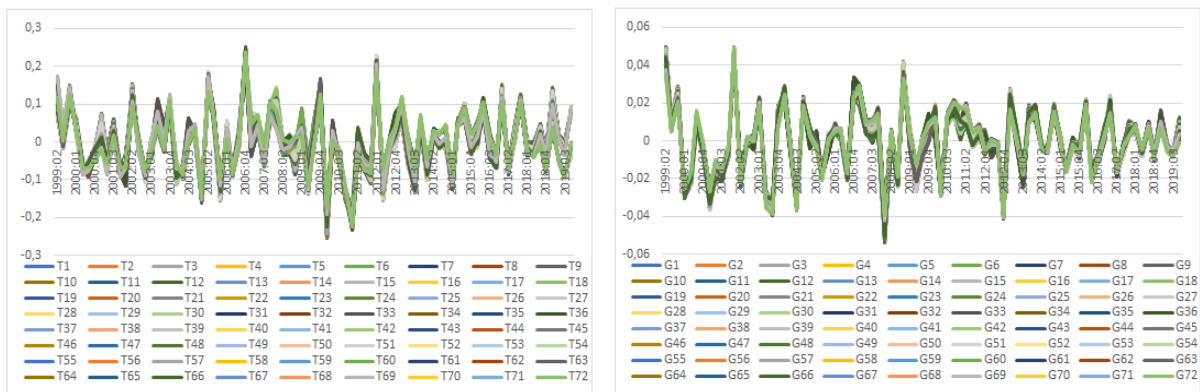
5.1.3. Korelacije između strukturnih šokova u porezima i korelacije između strukturnih šokova u državnoj potrošnji za Republiku Hrvatsku

Treća hipoteza glasi da promjene u specifikaciji Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela, koje uključuju načine modeliranja trenda, različite vrijednosti koeficijenta parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na bruto domaći proizvod, korigiranje za inozemni poslovni ciklus i korigiranje za kriznu 2009. godinu, ne djeluju značajno na identifikaciju strukturnih šokova u porezima i državnoj potrošnji za Republiku Hrvatsku. Kako bi se testirala ova hipoteza, u ovom će se potpoglavlju prikazati i analizirati kretanje i međusobno podudaranje strukturnih šokova u porezima i strukturnih šokova u državnoj potrošnji koji su procijenjeni u sklopu 20 prethodno prikazanih osnovnih modela. Svaki od 20 osnovnih modela se procjenjuje u 36 različitih specifikacija, a svaka od tih 36 specifikacija se procjenjuje uz dva različita ograničenja (ona vezana uz parametre a_2 i b_2 iz jednadžbi 105 i 106). To ukupno daje 72 specifikacije modela za svaki od 20 osnovnih modela (detaljnije objašnjeno u potpoglavlju 4.2.2.2.), čime je pokriveno svih 1440 različitih specifikacija obuhvaćenih ovim istraživanjem. Na sljedećim je grafikonima prikazano kretanje 72

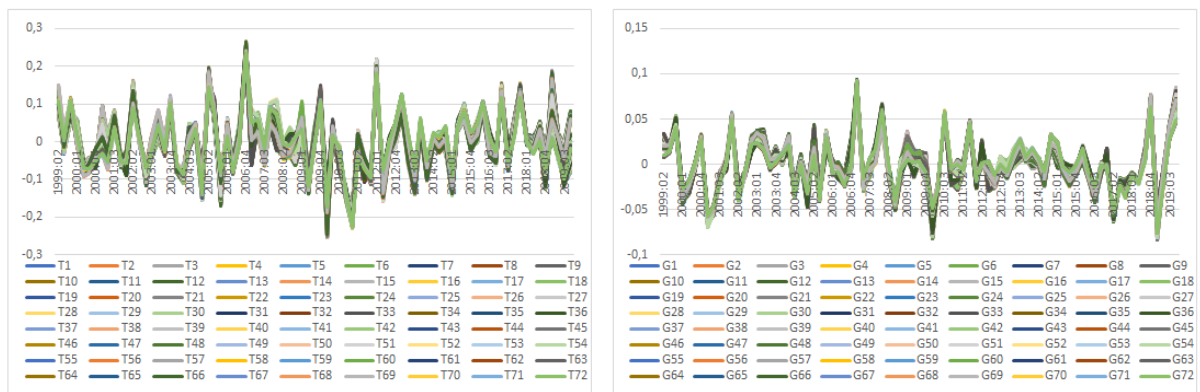
⁹³ Kako je prethodno napomenuto, broj pomaka u specifikacijama modela koje su do sada komentirane određen je pomoću Akaike i Hannan-Quinn informacijskih kriterija, koji su u gotovo svim slučajevima upućivali na to da optimalan broj pomaka u modelu iznosi 1.

vremenska niza strukturnih šokova u porezima (lijevi grafikoni) i 72 vremenska niza strukturnih šokova u državnoj potrošnji (desni grafikoni) koji su procijenjeni u sklopu 72 specifikacije svakog od 20 osnovnih Blanchard-Perotti SVAR modela. Treća se hipoteza testira na razdoblje od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. jer za njeno testiranje nisu potrebni šokovi u porezima identificirani narativnim pristupom, koji su identificirani za kraće vremensko razdoblje.

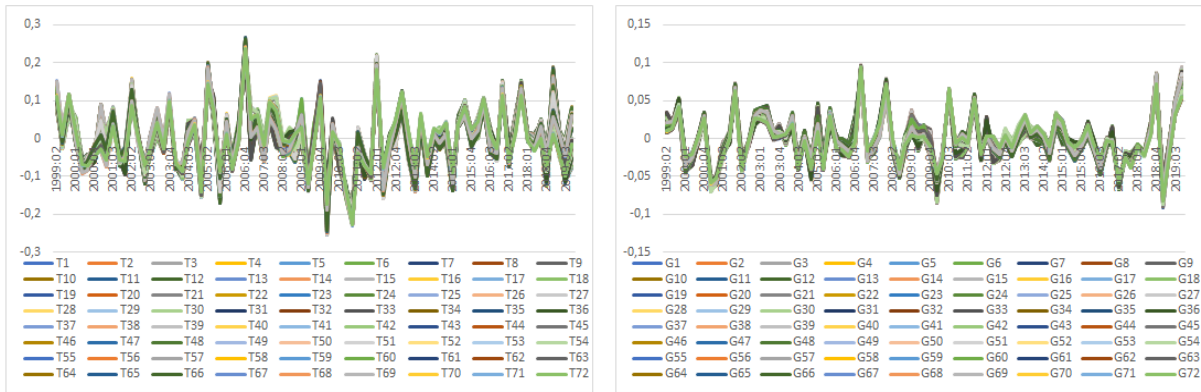
Grafikon 60 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 1, 72 specifikacije modela



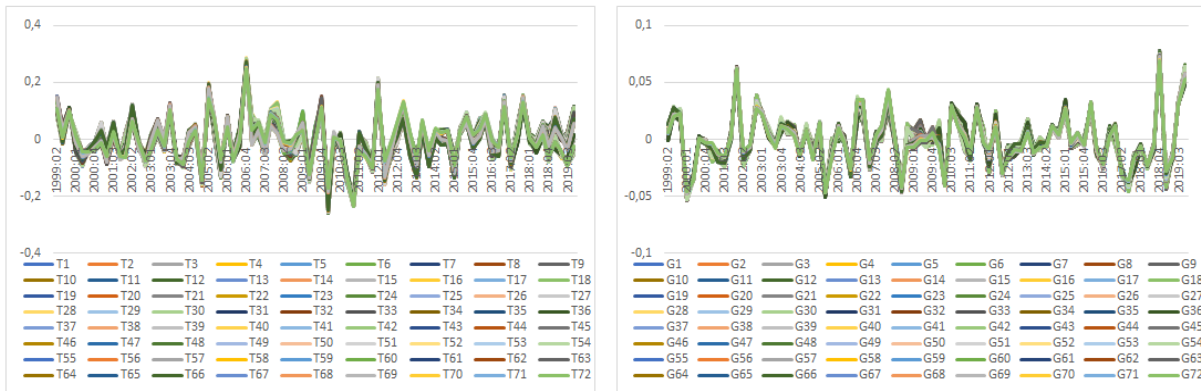
Grafikon 61 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 2, 72 specifikacije modela



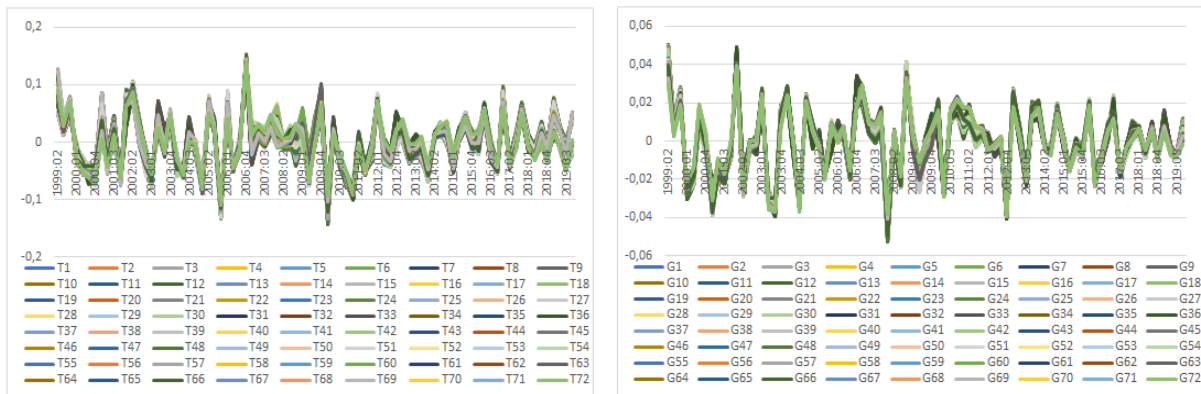
Grafikon 62 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 3, 72 specifikacije modela



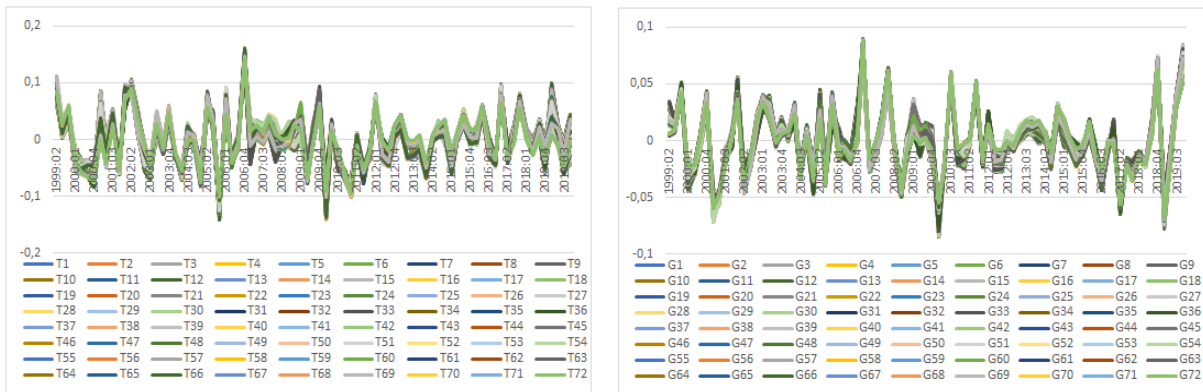
Grafikon 63 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 4, 72 specifikacije modela



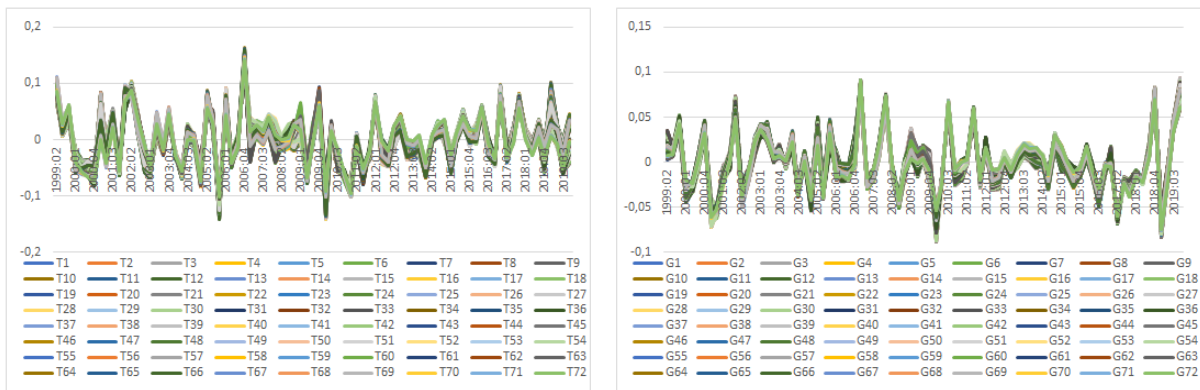
Grafikon 64 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 5, 72 specifikacije modela



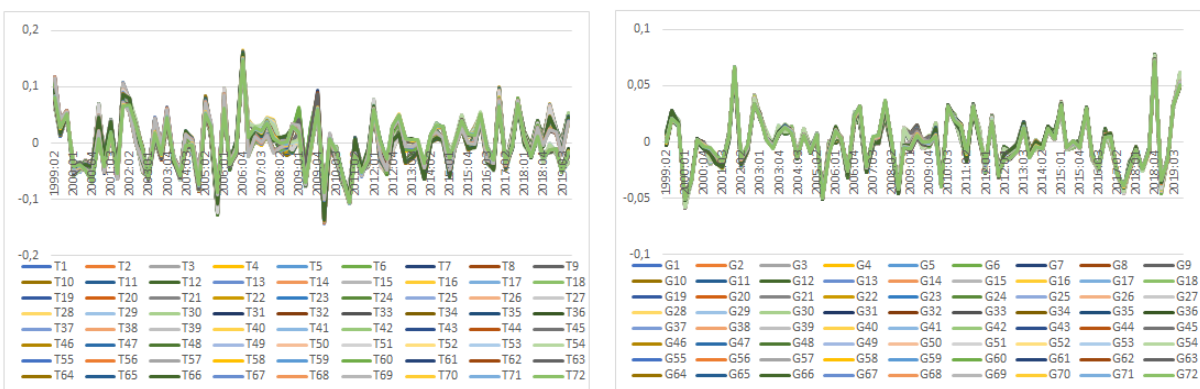
Grafikon 65 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 6, 72 specifikacije modela



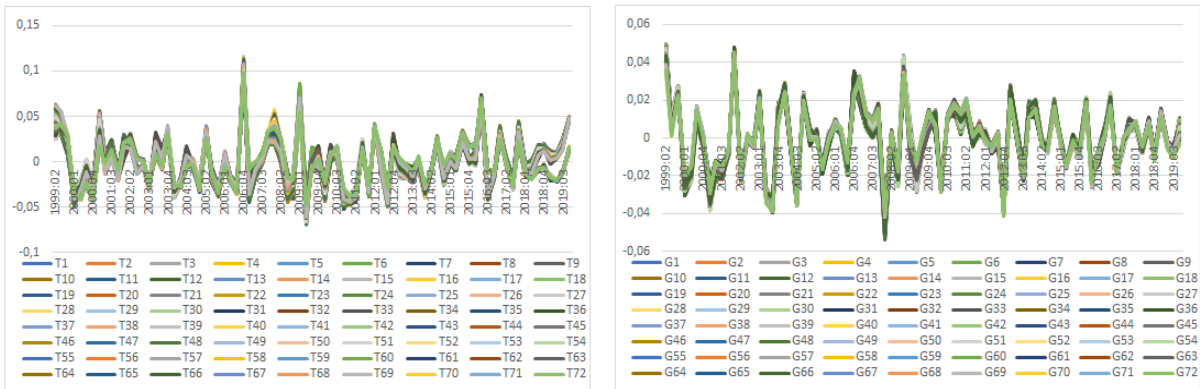
Grafikon 66 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 7, 72 specifikacije modela



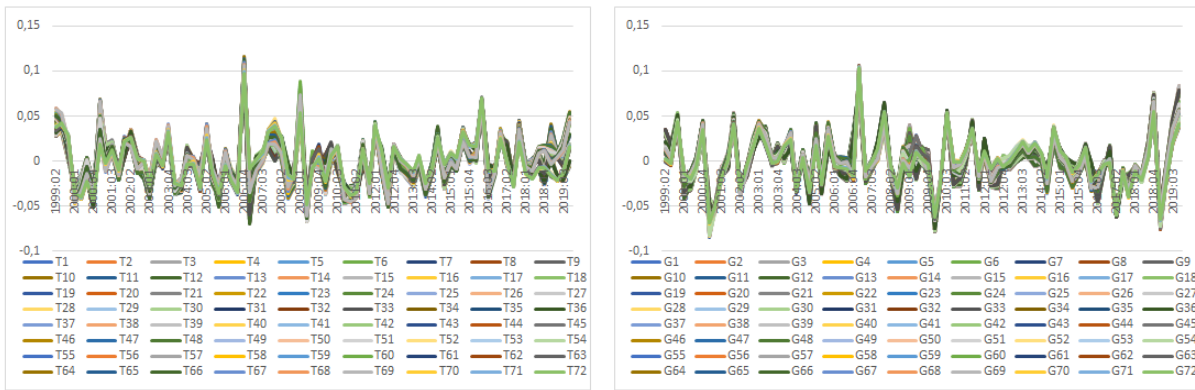
Grafikon 67 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 8, 72 specifikacije modela



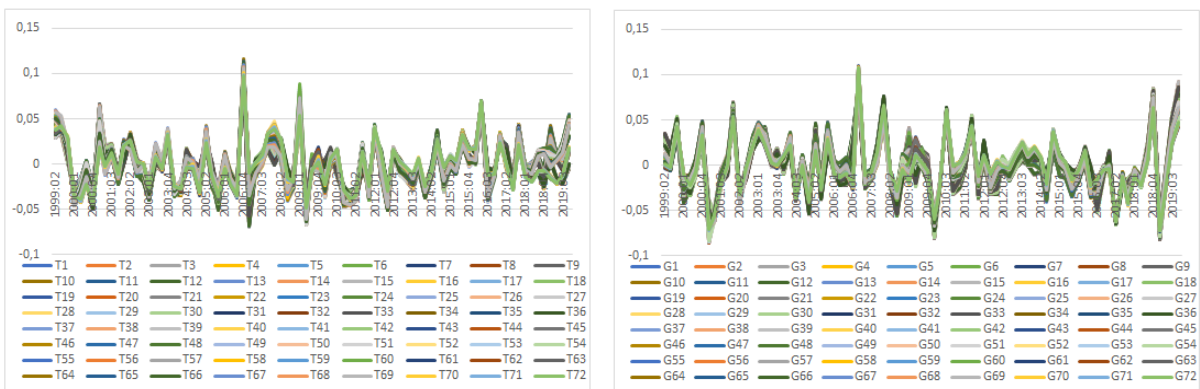
Grafikon 68 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 9, 72 specifikacije modela



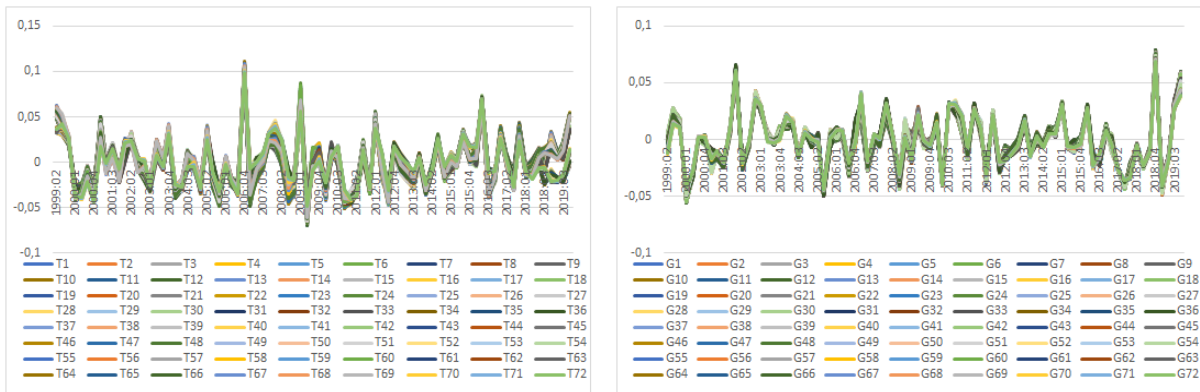
Grafikon 69 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 10, 72 specifikacije modela



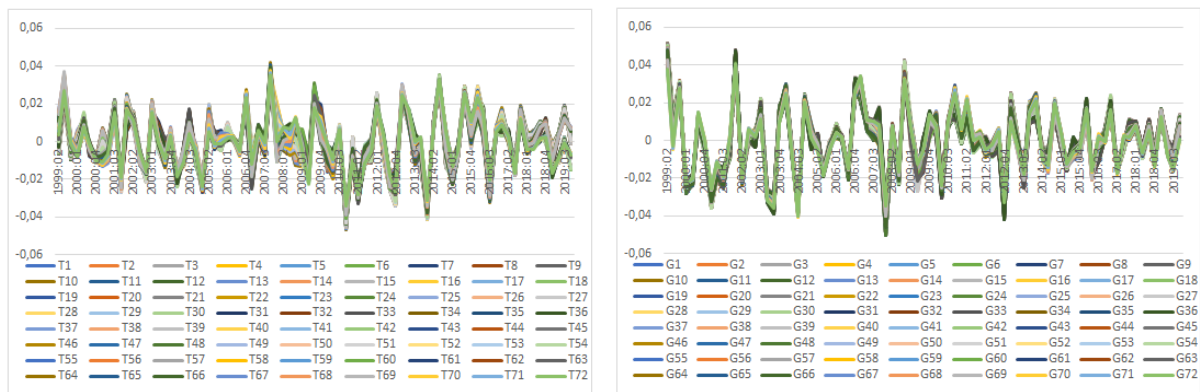
Grafikon 70 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 11, 72 specifikacije modela



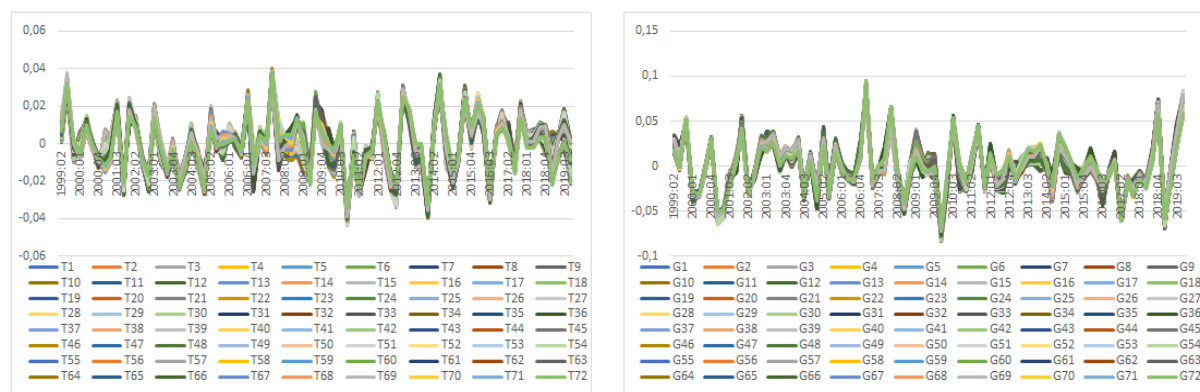
Grafikon 71 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 12, 72 specifikacije modela



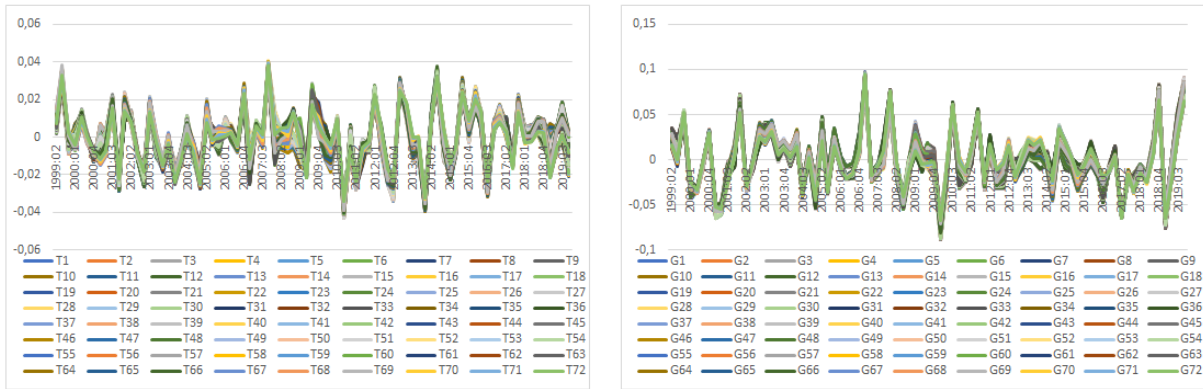
Grafikon 72 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 13, 72 specifikacije modela



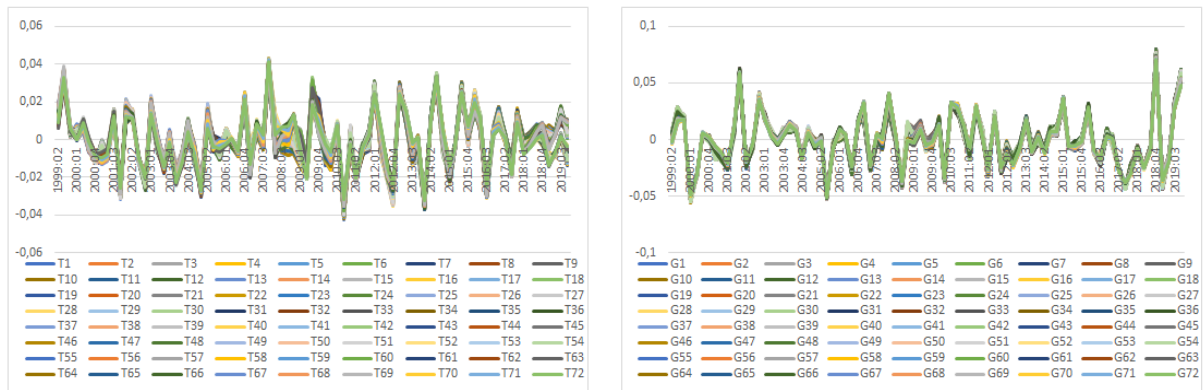
Grafikon 73 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 14, 72 specifikacije modela



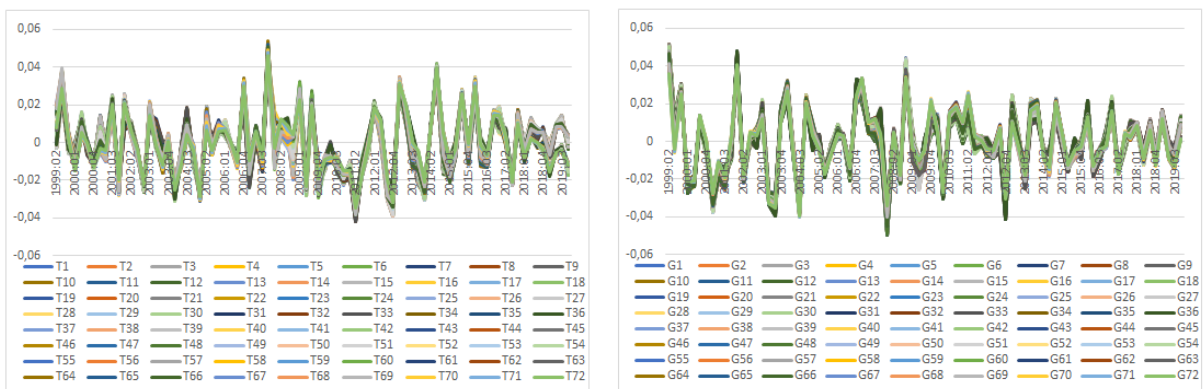
Grafikon 74 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 15, 72 specifikacije modela



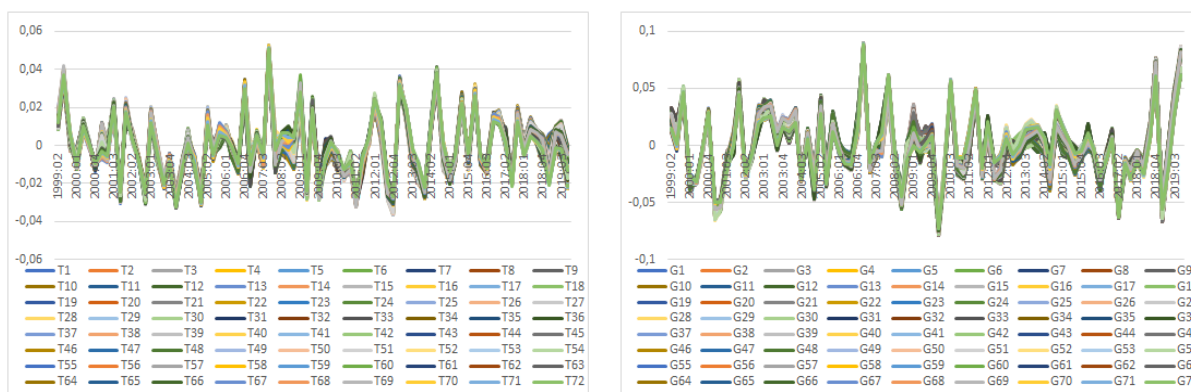
Grafikon 75 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 16, 72 specifikacije modela



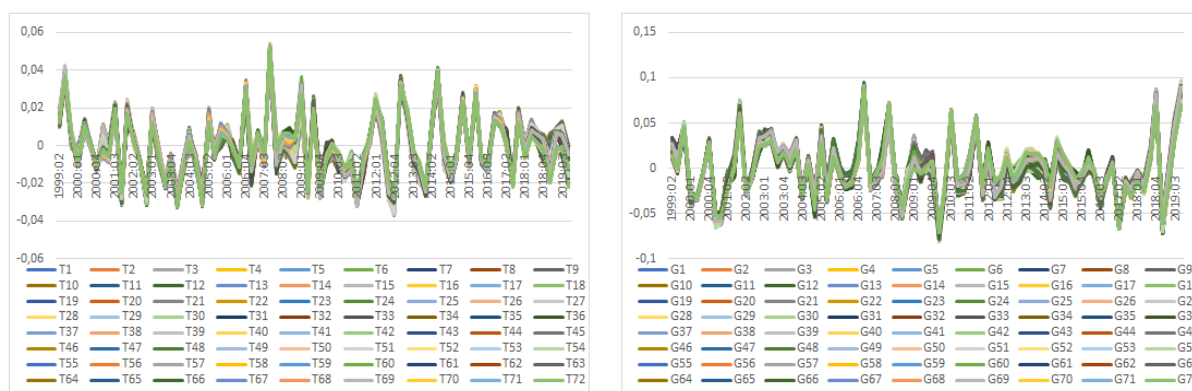
Grafikon 76 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 17, 72 specifikacije modela



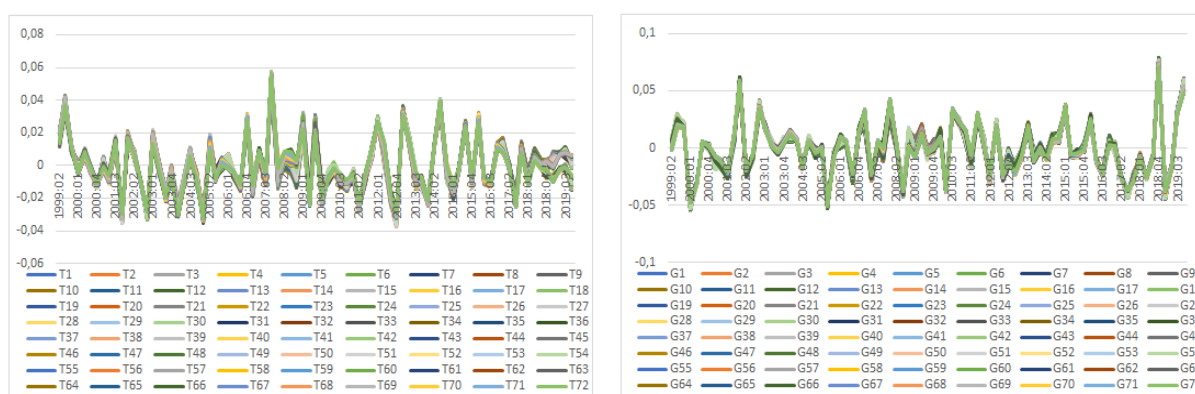
Grafikon 77 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 18, 72 specifikacije modela



Grafikon 78 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 19, 72 specifikacije modela



Grafikon 79 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 20, 72 specifikacije modela



Izvor: izračun autora

Iz gornjih je grafikona vidljivo da se strukturni šokovi u porezima međusobno malo razlikuju između svake od 72 specifikacije za svaki od 20 osnovnih modela pojedinačno. Drugim riječima, za svaki su osnovni model strukturni šokovi u porezima slični neovisno o specifikaciji modela. Zbog toga što su ta preklapanja velika, moguće je 72 vremenska niza

strukturnih šokova u porezima prikazati pregledno na istom grafikonu. Isto se može reći i za strukturne šokove u državnoj potrošnji, kod kojih također postoje velika međusobna preklapanja između svake od 72 specifikacije za svaki od 20 osnovnih modela. Kako bi se detaljnije istražila i testirala treća hipoteza, u sljedećoj su tablici prikazane minimalne, prosječne i maksimalne korelacije između šokova u porezima, kao i između šokova u državnoj potrošnji za 20 osnovnih modela. Minimalna korelacija predstavlja najmanji koeficijent korelacije unutar 72 različite specifikacije modela koje koriste iste definicije varijabli porezi i državna potrošnja (isti osnovni model), a analogno se tumače i prosječna i maksimalna korelacija.

Tablica 11 - Minimalne, prosječne i maksimalne korelacije između šokova u porezima i između šokova u državnoj potrošnji za 20 osnovnih modela

Šokovi u porezima				Šokovi u državnoj potrošnji			
Osnovni model	Minimalna korelacija	Prosječna korelacija	Maksimalna korelacija	Osnovni model	Minimalna korelacija	Prosječna korelacija	Maksimalna korelacija
1	0,88	0,94	1,00	1	0,94	0,98	1,00
2	0,86	0,93	1,00	2	0,89	0,95	1,00
3	0,87	0,94	1,00	3	0,89	0,95	1,00
4	0,86	0,94	1,00	4	0,93	0,97	1,00
5	0,85	0,93	1,00	5	0,92	0,97	1,00
6	0,86	0,93	1,00	6	0,91	0,96	1,00
7	0,86	0,93	1,00	7	0,91	0,96	1,00
8	0,87	0,94	1,00	8	0,97	0,99	1,00
9	0,86	0,94	1,00	9	0,94	0,98	1,00
10	0,81	0,91	1,00	10	0,84	0,94	1,00
11	0,82	0,91	1,00	11	0,83	0,93	1,00
12	0,85	0,93	1,00	12	0,93	0,97	1,00
13	0,85	0,93	1,00	13	0,91	0,97	1,00
14	0,86	0,94	1,00	14	0,90	0,96	1,00
15	0,87	0,94	1,00	15	0,90	0,96	1,00
16	0,89	0,95	1,00	16	0,96	0,98	1,00
17	0,88	0,94	1,00	17	0,91	0,97	1,00
18	0,92	0,97	1,00	18	0,92	0,97	1,00
19	0,92	0,97	1,00	19	0,91	0,96	1,00
20	0,94	0,98	1,00	20	0,96	0,98	1,00

Izvor: izračun autora

U drugom, trećem i četvrtom stupcu prikazane su minimalne, prosječne i maksimalne korelacije strukturnih šokova u porezima za 20 osnovnih modela. U šestom, sedmom i osmom stupcu prikazane su minimalne, prosječne i maksimalne korelacije strukturnih šokova u državnoj potrošnji za 20 osnovnih modela. Iz gornje je tablice vidljivo da je najmanji koeficijent korelacije između 72 različite specifikacije modela veći od 0,80, odnosno da je korelacija među šokovima između 2 modela s najmanjom korelacijom među šokovima unutar

svih 72 modela i dalje veoma jaka i pozitivna. Ovo vrijedi i za šokove u porezima i za šokove u državnoj potrošnji za svih 20 osnovnih modela. Prosječna korelacija između šokova izračunata za sve međusobne korelacije unutar 72 modela⁹⁴ je u svih 20 osnovnih modela veća od 0,90 i kod poreza i kod državne potrošnje. Rezultati stoga pokazuju da nakon definiranja načina mjerenja varijabli porezi i državna potrošnja naknadne promjene u specifikaciji modela imaju relativno mali utjecaj na identificirane šokove u porezima i državnoj potrošnji. U skladu s time, prihvaća se treća hipoteza ovog rada.

Ovaj nalaz ima najmanje dvije implikacije. Prvo, kada se govori o procjenama šokova u porezima i državnoj potrošnji pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela za Republiku Hrvatsku, točna specifikacija modela nije presudna za identifikaciju šokova. Čak i modeli u kojima se trend ne modelira, odnosno modeli koji se procjenjuju u logaritmima i bez uključivanja linearnog ili kvadratnog trenda rezultiraju procjenama šokova koji su snažno korelirani sa šokovima dobivenim pomoću složenijih specifikacija modela. Ovo daje dodatnu kredibilnost rezultatima dobivenim u kontekstu druge hipoteze, odnosno destimulira daljnju potragu za specifikacijom modela koja bi davala drugačije rezultate, to jest šokove u porezima koji više odgovaraju narativno identificiranim šokovima.

Drugo, u kontekstu potencijalnih budućih istraživanja fiskalnih multiplikatora u Republici Hrvatskoj pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela, ovaj nalaz olakšava posao istraživaču jer nepravilno identificirani šokovi u porezima dobiveni pomoću jedne specifikacije modela upućuju na to da će i šokovi u porezima dobiveni pomoću neke druge specifikacije također biti nepravilno identificirani. Stoga nije potrebno investirati vrijeme u procjenu različitih specifikacija modela u potrazi za specifikacijom čiji šokovi u porezima odgovaraju šokovima identificiranim narativnim pristupom i onome za što je poznato da se u stvarnosti događalo s poreznim opterećenjem u Republici Hrvatskoj.

5.1.4. Procjene utjecaja različitih komponenti državne potrošnje na bruto domaći proizvod Republike Hrvatske

Četvrta hipoteza glasi da je početni multiplikator državnih izdataka za plaće u javnom sektoru najveći u usporedbi s početnim multiplikatorima ostalih komponenti državne potrošnje

⁹⁴ Međusobne korelacije su izračunate na principu matrice kovarijanci kod koje se umjesto kovarijance koriste koeficijenti korelacije. Odnosno, izračunom su obuhvaćene međusobne korelacije između svih 72 modela unutar svakog osnovnog modela.

(kapitalnih investicija, intermedijarne potrošnje i socijalnih transfera) za Republiku Hrvatsku. U svrhu testiranja četvrte hipoteze u sljedećih su pet tablica prikazane procjene početnih multiplikatora za te četiri komponente državne potrošnje. Svaka tablica odgovara jednoj od pet definicija poreza iz tablice 2, to jest modeli su procijenjeni korištenjem pet različitih definicija varijable porezi. Za svaku definiciju varijable porezi procijenjena su 72 različita modela⁹⁵ kako bi se adresirala modelska neizvjesnost, a u tablici su prikazane prosječne, medijalne, minimalne i maksimalne vrijednosti početnih multiplikatora dobivenih unutar te 72 specifikacije za svaku komponentu državne potrošnje. Četvrta se hipoteza testira na istom razdoblju kao i treća, od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. godine.

Tablica 12 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s prvom definicijom

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,48	0,39	1,43	0,22
Medijalni multiplikator	1,50	0,41	1,42	0,23
Minimalni multiplikator	1,26	0,23	1,27	0,11
Maksimalni multiplikator	1,65	0,55	1,62	0,29
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,48	0,39	1,43	0,22
Medijalni multiplikator	1,50	0,41	1,42	0,23
Minimalni multiplikator	1,26	0,23	1,27	0,11
Maksimalni multiplikator	1,65	0,55	1,62	0,29

Tablica 13 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s drugom definicijom

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,53	0,47	1,25	-0,04
Medijalni multiplikator	1,57	0,48	1,23	-0,03
Minimalni multiplikator	1,32	0,30	1,07	-0,14
Maksimalni multiplikator	1,71	0,63	1,52	0,01
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,53	0,47	1,25	-0,04
Medijalni multiplikator	1,57	0,48	1,23	-0,03
Minimalni multiplikator	1,32	0,30	1,07	-0,14
Maksimalni multiplikator	1,71	0,63	1,52	0,01

⁹⁵ Specifikacije tih modela navedene su u potpoglavlju 4.2.2.2.

Tablica 14 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s trećom definicijom

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,65	0,55	1,27	0,07
Medijalni multiplikator	1,68	0,55	1,25	0,08
Minimalni multiplikator	1,41	0,36	1,06	-0,06
Maksimalni multiplikator	1,85	0,73	1,53	0,15
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,65	0,55	1,27	0,07
Medijalni multiplikator	1,68	0,55	1,25	0,08
Minimalni multiplikator	1,41	0,36	1,06	-0,06
Maksimalni multiplikator	1,85	0,73	1,53	0,15

Tablica 15 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s četvrtom definicijom

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,47	0,47	1,14	0,02
Medijalni multiplikator	1,49	0,46	1,12	0,03
Minimalni multiplikator	1,26	0,26	0,91	-0,10
Maksimalni multiplikator	1,66	0,71	1,43	0,11
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,47	0,47	1,14	0,02
Medijalni multiplikator	1,49	0,46	1,12	0,03
Minimalni multiplikator	1,26	0,26	0,91	-0,10
Maksimalni multiplikator	1,66	0,71	1,43	0,11

Tablica 16 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s petom definicijom

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,57	0,56	1,27	0,03
Medijalni multiplikator	1,60	0,56	1,27	0,05
Minimalni multiplikator	1,33	0,37	0,96	-0,13
Maksimalni multiplikator	1,80	0,77	1,65	0,15
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,57	0,56	1,27	0,03
Medijalni multiplikator	1,60	0,56	1,27	0,05
Minimalni multiplikator	1,33	0,37	0,96	-0,13
Maksimalni multiplikator	1,80	0,77	1,65	0,15

Izvor: izračun autora

U gornjim su tablicama u stupcima 2-5 prikazane prosječne, medijalne, minimalne i maksimalne vrijednosti početnih multiplikatora četiri navedene komponente državne potrošnje. Rezultati su prikazani za oba ograničenja povezana s jednadžbama 105 i 106, a za svako je ograničenje procijenjeno 36 modela, što ukupno daje 72 različita modela za svaku

definiciju varijable porezi. Iz rezultata je vidljivo da je prosječni početni multiplikator za 36 različitih modela procijenjenih za svaku od različito definiranih varijabli porezi veći za plaće u javnom sektoru u odnosu na sve ostale komponente državne potrošnje. Ovaj zaključak stoga vrijedi za svih pet različitih definicija varijable porezi, kao i neovisno o tome koje se od dva ograničenja vezana uz parametre a_2 i b_2 postavi na model, čime se pokriva svih 72 modela. Ovaj zaključak vrijedi u svim modelima i kada su u pitanju medijalne i maksimalne vrijednosti početnih multiplikatora, dok za minimalnu vrijednost početnih multiplikatora on vrijedi za sve definicije varijable porezi osim one prve. Rezultati iz modela s pet različitih definicija varijable porezi su međusobno konzistentni pa tako plaće u javnom sektoru imaju najveći početni multiplikator, nešto niži početni multiplikator ima intermedijarna potrošnja, osjetno niži početni multiplikator imaju kapitalne investicije, dok je početni utjecaj socijalnih transfera oko nule u većini modela.

Nastavno na rezultate modela koji su prikazani u prethodnih pet tablica, u sljedećoj su tablici dani rezultati formalnih testova hipoteze da je početni multiplikator plaća u javnom sektoru veći u odnosu na početne multiplikatore drugih komponenti državne potrošnje. Kako je prosječni početni multiplikator intermedijarne potrošnje drugi po redu po veličini u svim modelima, ako se može pokazati da je prosječni početni multiplikator plaća u javnom sektoru veći od prosječnog početnog multiplikatora intermedijarne potrošnje, automatski se pokazuje da je on veći i od prosječnog početnog multiplikatora preostale dvije komponente državne potrošnje. Četvrta se hipoteza testira pomoću t-testa o razlici aritmetičkih sredina za nezavisne uzorke, a s obzirom na to da su multiplikatori za prvo i drugo ograničenje identični test je proveden za samo jedno od ta dva ograničenja.

Tablica 17 - Rezultati t-testa o statističkoj značajnosti razlike između prosječnog početnog multiplikatora plaća u javnom sektoru i prosječnog početnog multiplikatora intermedijarne potrošnje, p-vrijednosti, modeli s jednim pomakom

	Porezi, prva definicija	Porezi, druga definicija	Porezi, treća definicija	Porezi, četvrta definicija	Porezi, peta definicija
P-vrijednost t-testa	0,074	0,000	0,000	0,000	0,000

Izvor: izračun autora

Rezultati t-testa upućuju na zaključak da je prosječni početni multiplikator plaća u javnom sektoru statistički značajno veći u odnosu na prosječni početni multiplikator intermedijarne potrošnje pri razini signifikantnosti od 1 posto za četiri od pet definicija varijable porezi, dok za posljednju (odnosno prvu) definiciju ovaj zaključak vrijedi pri razini signifikantnosti od 10 posto. U skladu s tim rezultatima i vrijednostima početnih multiplikatora prikazanim u gornjim tablicama, može se zaključiti da je početni multiplikator plaća u javnom sektoru veći

u usporedbi s početnim multiplikatorima intermedijarne potrošnje, kapitalnih investicija i socijalnih transfera.

Kako bi se dodatno provjerila robusnost dobivenih rezultata i adresirao problem modelske neizvjesnosti, u sljedećim su tablicama prikazani početni multiplikatori dobiveni u modelu s četiri pomaka (svi su prethodni modeli procijenjeni s uključenim jednim pomakom, u skladu s prethodno komentiranim rezultatima formalnih testova o prikladnom broju pomaka u modelu). Četiri pomaka u modelu odnose se i na broj pomaka BDP-a eurozone, koji je u nekima od 36 modela uključen kao dodatna kontrolna varijabla.

Tablica 18 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s prvom definicijom, model s četiri pomaka

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,16	0,31	1,26	-0,01
Medijalni multiplikator	1,23	0,31	1,16	-0,04
Minimalni multiplikator	0,57	0,16	0,73	-0,25
Maksimalni multiplikator	1,64	0,45	2,18	0,27
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,16	0,31	1,26	-0,01
Medijalni multiplikator	1,23	0,31	1,16	-0,04
Minimalni multiplikator	0,57	0,16	0,73	-0,25
Maksimalni multiplikator	1,64	0,45	2,18	0,27

Tablica 19 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s drugom definicijom, model s četiri pomaka

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,29	0,41	1,04	-0,34
Medijalni multiplikator	1,34	0,42	0,89	-0,36
Minimalni multiplikator	0,73	0,25	0,57	-0,54
Maksimalni multiplikator	1,72	0,55	2,00	-0,14
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,29	0,41	1,04	-0,34
Medijalni multiplikator	1,34	0,42	0,89	-0,36
Minimalni multiplikator	0,73	0,25	0,57	-0,54
Maksimalni multiplikator	1,72	0,55	2,00	-0,14

Tablica 20 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s trećom definicijom, model s četiri pomaka

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,42	0,47	0,90	-0,24
Medijalni multiplikator	1,50	0,49	0,76	-0,29
Minimalni multiplikator	0,76	0,24	0,50	-0,44
Maksimalni multiplikator	2,08	0,66	1,75	-0,02
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,42	0,47	0,90	-0,24
Medijalni multiplikator	1,50	0,49	0,76	-0,29
Minimalni multiplikator	0,76	0,24	0,50	-0,44
Maksimalni multiplikator	2,08	0,66	1,75	-0,02

Tablica 21 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s četvrtom definicijom, model s četiri pomaka

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,30	0,33	0,78	-0,38
Medijalni multiplikator	1,38	0,33	0,62	-0,37
Minimalni multiplikator	0,72	0,10	0,30	-0,63
Maksimalni multiplikator	1,77	0,56	1,79	-0,12
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,30	0,33	0,78	-0,38
Medijalni multiplikator	1,38	0,33	0,62	-0,37
Minimalni multiplikator	0,72	0,10	0,30	-0,63
Maksimalni multiplikator	1,77	0,56	1,79	-0,12

Tablica 22 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s petom definicijom, model s četiri pomaka

Prvo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,53	0,43	0,90	-0,38
Medijalni multiplikator	1,59	0,45	0,71	-0,36
Minimalni multiplikator	0,75	0,12	0,34	-0,72
Maksimalni multiplikator	2,20	0,70	2,03	-0,03
Drugo ograničenje				
	Plaće u javnom sektoru	Kapitalne investicije	Intermedijarna potrošnja	Socijalni transferi
Prosječni multiplikator	1,53	0,43	0,90	-0,38
Medijalni multiplikator	1,59	0,45	0,71	-0,36
Minimalni multiplikator	0,75	0,12	0,34	-0,72
Maksimalni multiplikator	2,20	0,70	2,03	-0,03

Izvor: izračun autora

Rezultati modela s četiri pomaka uvelike potvrđuju do sada izneseni osnovni zaključak da je početni multiplikator plaća u javnom sektoru u prosjeku veći u usporedbi s početnim multiplikatorima ostale tri komponente državne potrošnje. Ovaj zaključak ne vrijedi jedino u modelima s prvom definicijom varijable porezi, ali razlike u magnitudama početnih

multiplikatora u ostalim modelima uvelike idu u prilog zaključku da je početni multiplikator plaća u javnom sektoru najveći među četiri promatrane komponente državne potrošnje. U sljedećoj su tablici prikazani rezultati t-testa za modele s četiri pomaka, odnosno testirano je je li prosječna vrijednost početnog multiplikatora plaća u javnom sektoru statistički značajno veća u odnosu na prosječnu vrijednost drugog najvećeg početnog multiplikatora, onog intermedijarne potrošnje, u modelima s četiri pomaka.

Tablica 23 - Rezultati t-testa o statističkoj značajnosti razlike između prosječnog početnog multiplikatora plaća u javnom sektoru i prosječnog početnog multiplikatora intermedijarne potrošnje, p-vrijednosti, modeli s četiri pomaka

	Porezi, prva definicija	Porezi, druga definicija	Porezi, treća definicija	Porezi, četvrta definicija	Porezi, peta definicija
P-vrijednost t-testa	Prosječni multiplikator plaća je manji od prosječnog multiplikatora intermedijarne potrošnje	0,017	0,000	0,000	0,000

Izvor: izračun autora

Rezultati t-testova za modele s četiri pomaka upućuju na sličan zaključak kao rezultati za modele s jednim pomakom. Glavna je razlika kod modela s četiri pomaka što je prosječna vrijednost početnog multiplikatora plaća u javnom sektoru manja u usporedbi s istovjetnim multiplikatorom intermedijarne potrošnje za modele koji koriste prvu definiciju varijable porezi. S druge strane, za modele koji koriste preostale četiri definicije varijable porezi se može pokazati da je početni multiplikator plaća u javnom sektoru statistički značajno veći u usporedbi s početnim multiplikatorom intermedijarne potrošnje, a samim time i kapitalnih investicija i socijalnih transfera.

Uzevši sve prethodno prikazane rezultate u obzir, s velikom se sigurnošću može zaključiti da je početni multiplikator plaća u javnom sektoru procijenjen pomoću Blanchard-Perotti SVAR modela veći u usporedbi s istovjetnim multiplikatorima kapitalnih investicija i socijalnih transfera. Do sličnog se zaključka može doći i kada je u pitanju početni multiplikator intermedijarne potrošnje, uz ogradu da ovaj rezultat ne vrijedi u svim modelima, odnosno da postoje iznimke kao što su modeli koji koriste prvu definiciju varijable porezi i četiri pomaka. Ipak, kako je u velikoj većini procijenjenih modela prosječni početni multiplikator plaća u javnom sektoru statistički značajno veći u usporedbi s prosječnim početnim multiplikatorom intermedijarne potrošnje, četvrta se hipoteza može smatrati većinski potvrđenom, uz mogućnost da su početni multiplikatori plaća u javnom sektoru i intermedijarne potrošnje otprilike jednaki. Naravno, ovaj zaključak treba tumačiti uz oprez s obzirom na nedostatke

ovog modela kada je u pitanju Republika Hrvatska, koji su analizirani u okviru druge hipoteze.

5.1.5. Procjene utjecaja narativno identificiranih šokova u poreznom opterećenju na bruto domaći proizvod Republike Hrvatske

Kako bi se testirala peta hipoteza vezana uz utjecaj poreza na BDP u Republici Hrvatskoj, procjenjuje se više različitih specifikacija modela. U prvom se modelu jednostavnom linearnom regresijom procjenjuje utjecaj egzogenih promjena u porezima na tromjesečnu stopu rasta sezonski i kalendarski prilagođenog realnog BDP-a. U drugom, trećem i četvrtom modelu se kao regresori uključuju dva, četiri i šest pomaka egzogenih promjena u porezima zbog toga što promjene u porezima potencijalno nemaju utjecaj na BDP samo u tekućem, već i u narednim tromjesečjima. U petom i šestom modelu su kao nezavisne varijable dodani jedan i dva pomaka zavisne varijable. Sedmi model kontrolira za utjecaj inozemne gospodarske aktivnosti uključivanjem logaritmiranog i potom diferenciranog tromjesečnog sezonski i kalendarski prilagođenog BDP-a europodručja⁹⁶.

Prije procjene ovih sedam modela provodi se Grangerov test uzročnosti kako bi se testiralo jesu li porezne izmjene egzogene u odnosu na stopu rasta BDP-a. Grangerovim testom uzročnosti testira se pomažu li prošla kretanja stope rasta BDP-a u predviđanju kretanja narativno identificiranih egzogenih poreznih izmjena. Test se radi pomoću modela višestruke linearne regresije tako da se sadašnja vrijednost egzogenih promjena regresira na pomake stope rasta hrvatskog BDP-a. Sukladno radu Deskar-Škrbića, Grdović Gnip i Šimovića (2022.), u analizu je uključeno 6 pomaka.

Tablica 24 - Rezultati Grangerovog testa uzročnosti

	Pomaci stope rasta realnog BDP-a					
	1	2	3	4	5	6
P-vrijednost	0,896	0,448	0,418	0,551	0,378	0,27

Izvor: procjena autora

⁹⁶ Riječ je o BDP-u devetnaest zemalja članica eurozone, bez Republike Hrvatske.

Iz gornje je tablice vidljivo da se nulta hipoteza o tome da stopa rasta hrvatskog BDP-a ne uzrokuje egzogene promjene u porezima sukladno Grangerovom testu uzročnosti ne može odbaciti⁹⁷.

U sljedećoj su tablici prikazani rezultati procjene sedam prethodno definiranih modela. Kako je prethodno napomenuto, zavisna varijabla u svim modelima je tromjesečna stopa rasta sezonski i kalendarski prilagođenog realnog BDP-a za Hrvatsku.

Tablica 25 - Procjene utjecaja egzogenih poreznih izmjena na realni BDP za Republiku Hrvatsku, razdoblje od prvog tromjesečja 2004. do četvrtog tromjesečja 2019.

Varijabla/statistički test	Koeficijent (p-vrijednost)						
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
Porezi	-0,05 (0,84)	-0,04 (0,87)	-0,09 (0,73)	-0,21 (0,43)	-0,15 (0,56)	-0,1 (0,7)	-0,09 (0,64)
Porezi (-1)		-0,13 (0,61)	-0,13 (0,62)	0,09 (0,72)	0,13 (0,6)	0,18 (0,49)	0,04 (0,86)
Porezi (-2)		0,03 (0,88)	0,06 (0,82)	0,06 (0,81)	0,09 (0,71)	0,11 (0,66)	0,00 (0,98)
Porezi (-3)			-0,1 (0,69)	-0,12 (0,63)	-0,13 (0,59)	-0,1 (0,69)	-0,09 (0,63)
Porezi (-4)			0,19 (0,52)	0,25 (0,41)	0,28 (0,34)	0,25 (0,38)	0,14 (0,54)
Porezi (-5)				-0,06 (0,83)	-0,13 (0,66)	-0,1 (0,72)	0,07 (0,76)
Porezi (-6)				-0,16 (0,59)	-0,15 (0,6)	-0,2 (0,48)	-0,27 (0,23)
Stopa rasta hrvatskog BDP-a (-1)					0,24 (0,07)	0,21 (0,12)	-0,05 (0,66)
Stopa rasta hrvatskog BDP-a (-2)						0,2 (0,13)	0,09 (0,38)
Stopa rasta BDP-a europodručja							1,29 (0,00)
Breusch-Godfrey (LM) test autokorelacije, 6 pomaka (p-vrijednost Hi-kvadrat testa)	0,17	0,27	0,34	0,105	0,30	0,51	0,25
Breusch-Pagan-Godfrey test heteroskedastičnosti (p-vrijednost Hi-kvadrat testa)	0,58	0,54	0,8	0,97	0,26	0,16	0,96
Jarque-Bera test normalnosti distribucije grešaka relacije (p-vrijednost)	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,92

Izvor: izračun autora

U stupcima 2-8 prikazani su rezultati povezani s procjenom sedam prethodno definiranih modela. Za svaki su model prikazani procijenjeni koeficijenti vezani uz tekući (u tromjesečju t) utjecaj egzogenih poreznih izmjena (varijabla Porezi) na stopu rasta realnog BDP-a Hrvatske, kao i utjecaj šest vremenskih pomaka varijable Porezi. U zagradama pored svakog koeficijenta dana je i pripadajuća p-vrijednost. Nadalje, u nekim su modelima kao kontrolne varijable uključeni i vremenski pomaci zavisne varijable, stoga modeli 5, 6 i 7 uključuju jedan ili dva vremenska pomaka stope rasta hrvatskog BDP-a. Model 7 kao kontrolnu varijablu uključuje i stopu rasta BDP-a europodručja. Procijenjeni koeficijenti i pripadajuće p-vrijednosti za ove kontrolne varijable dani su u redcima 10, 11 i 12. Redci 13, 14 i 15

⁹⁷ Prije regresiranja egzogenih promjena u porezima na pomake realnog BDP-a testirano je utječu li pomaci u egzogenim promjenama na sadašnju vrijednost egzogenih promjena u porezima, a utjecaj nije statistički značajan niti za jedan od 6 uključenih pomaka.

prikazuju p-vrijednosti povezane s Breusch-Godfrey (LM) testom autokorelacije, Breusch-Pagan-Godfrey testom heteroskedastičnosti i Jarque-Bera testom normalnosti distribucije grešaka relacije. Peta hipoteza glasi da je utjecaj egzogenih šokova u porezima i doprinosima u Republici Hrvatskoj u skladu s kejnzejanskom ekonomskom teorijom. Stoga prihvaćanje ili odbacivanje ove hipoteze ovisi o predznaku i statističkoj značajnosti koeficijenata povezanih s varijablom Porezi, pri čemu je najvažniji utjecaj u tekućem tromjesečju.

Iz gornjih je rezultata vidljivo da utjecaj egzogenih poreznih izmjena identificiranih u ovom radu (varijabla Porezi) nije statistički značajan u tekućem razdoblju niti u jednom od 7 procijenjenih modela. Uz to, utjecaj niti jednog od 6 pomaka u toj varijabli nije statistički značajan niti u jednom od 7 modela. Jedina varijabla koja ima statistički značajan utjecaj na hrvatsku stopu rasta je stopa rasta BDP-a europodručja (Model 7). Iako je predznak trenutnog utjecaja poreza na stopu rasta u razdoblju t negativan u svih 7 modela, što je u skladu s kejnzejanskom ekonomskom teorijom i petom hipotezom, koeficijent je vrlo blizu nule, što objašnjava i njegovu statističku nesignifikantnost.

Iz rezultata statističkih testova je vidljivo da modeli ne pate od problema autokorelacije i heteroskedastičnosti, ali da prvih 6 modela pati od problema nenormalnosti distribucije grešaka relacije. Iako nenormalnost distribucije grešaka relacije ne utječe na procjene parametara, koje ostaju nepristrane i kada greške nisu normalno distribuirane, testovi značajnosti regresora temelje se na pretpostavci o normalnoj distribuiranosti grešaka i u ovom slučaju njihovi rezultati (p-vrijednosti u gornjoj tablici) nisu pouzdani (Allison, 1999.). No, problem nenormalnosti distribucije grešaka relacije u ovom slučaju ne ugrožava osnovne zaključke o nesignifikantnom utjecaju egzogenih poreznih izmjena iz tri razloga. Prvo, sedmi model ne pati od tog problema, a utjecaj egzogenih poreznih izmjena iz tekućeg i prošlih razdoblja nije statistički značajan. Drugo, procjene parametara (njihova veličina) nisu pod utjecajem ovog problema, a kako su procjene utjecaja egzogenih poreznih izmjena u tekućem i prošlim razdobljima blizu nule po magnitudi, to daje dodatan kredibilitet zaključku da utjecaj nije statistički značajan. Treće, svih sedam modela je procijenjeno i pomoću Huberovog (1974.) M-procjenitelja kako bi se potencijalno adresirao problem nenormalnosti distribucije grešaka relacije, a rezultati kvalitativno ostaju identični onima dobivenim pomoću metode najmanjih kvadrata, odnosno egzogene porezne izmjene u tekućem i prošlim razdobljima nemaju statistički značajan utjecaj na stopu rasta niti u jednom od procijenjenih modela.

Jedan od mogućih uzroka statističke neznačajnosti utjecaja poreza na BDP je pogrešna identifikacija egzogenih šokova u porezima. U skladu s tablicama i objašnjenjima u Dodatku 2, neke izmjene u porezu na dohodak nije bilo moguće sa sigurnošću okarakterizirati kao egzogene ili endogene. Povrh toga, može se postaviti i pitanje točnosti klasifikacije nekih drugih izmjena. Primjerice, smanjenje stope doprinosa za zdravstveno osiguranje s 15 na 13% koje je stupilo na snagu 1. svibnja 2012. je klasificirano kao endogeno jer je bila riječ o protucikličkoj mjeri. S druge strane, ponovno vraćanje stope doprinosa na 15 posto koje je stupilo na snagu 1. travnja 2014. je klasificirano kao egzogeno jer je mjera donesena radi ulaska u proceduru prekomjernog proračunskog manjka i u svrhu povećanja prihoda proračuna. Stoga je radi provjere robusnosti dobivenih rezultata gornjih 7 modela ponovno procijenjeno korištenjem drugačijih egzogenih izmjena u porezima, a novi su vremenski nizovi egzogenih izmjena konstruirani isključivanjem i uključivanjem spornih izmjena, kao i uključivanjem i isključivanjem različitih kombinacija spornih izmjena. Rezultati procjena ovih alternativnih modela su kvalitativno identični osnovnim rezultatima prikazanim u gornjoj tablici. Neovisno o promjenama u načinu klasifikacije šokova kod kojih nije u potpunosti jasno je li riječ o egzogenim ili endogenim izmjenama, egzogene promjene u porezima niti iz tekućeg niti iz prošlih razdoblja nemaju statistički značajan utjecaj na stopu rasta. Jedina varijabla koja je statistički značajna u alternativnim modelima je stopa rasta BDP-a europodručja.

U skladu s time, peta hipoteza da je utjecaj egzogenih šokova u porezima i doprinosima identificiranih Romer i Romer narativnim pristupom u Republici Hrvatskoj bio u skladu s kejnzejanskom ekonomskom teorijom u razdoblju od prvog tromjesečja 2004. do četvrtog tromjesečja 2019. ne može se potvrditi ovim istraživanjem. To pak ne znači da egzogene izmjene u poreznom opterećenju u stvarnosti nisu imale utjecaja na proizvodnju, a jedno od mogućih objašnjenja ovakvih rezultata je što u osnovnoj specifikaciji egzogenih izmjena u 47 od 64 promatrana tromjesečja nije bilo izmjena (nedovoljna varijabilnost nezavisne varijable), kao i to što su izmjene koje su rađene u prosjeku bile relativno male (prosječna vrijednost izmjena od -0,32% tromjesečnog nominalnog BDP-a). Izmjena koje su u apsolutnom iznosu bile veće od 1 posto tromjesečnog nominalnog BDP-a je bilo svega 7. Uz to se može postaviti i pitanje točnosti procjena fiskalnih učinaka egzogenih izmjena, dok egzogene izmjene za koje nije napravljena procjena fiskalnog učinka ne bi trebale biti glavni uzrok ovakvih rezultata jer njih nije bilo mnogo.

5.1.6. Procjene potencijalnog bruto domaćeg proizvoda u uvjetima visokih migracija

U ovom će se potpoglavlju testirati šesta hipoteza tako što će se procijeniti imaju li neto migracije utjecaj na stopu nezaposlenosti u uzorku zemalja koje su kategorizirane kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima. Ako se može pokazati da je ovaj utjecaj statistički značajan i da je predznak tog utjecaja u skladu s očekivanjima, to znači da migracijski tokovi imaju značajan utjecaj na tržište rada. Značajan utjecaj migracijskih tokova na tržište rada implicira da će procjene potencijalnog dohotka dobivene metodama koje eksplicitno vode računa o tim kretanjima, odnosno modeliraju tržište rada, divergirati u odnosu na procjene dobivene metodama koje ne modeliraju ova kretanja kao što su univarijatni filteri. Rezultati panel analize, odnosno procjene osam različitih specifikacija modela prikazanog u potpoglavlju 4.2.4. dani su u sljedećoj tablici. Objašnjenja svake od osam različitih specifikacija također su dana u potpoglavlju 4.2.4.

Tablica 26 - Procjene utjecaja neto migracija na stopu nezaposlenosti u zemljama koje su klasificirane kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima, razdoblje od 2012. do 2021. (modeli 1-6), razdoblje od 2013. do 2021. (Model 7) i razdoblje od 2011. do 2021. godine (Model 8)

	Koeficijent (p-vrijednost)			
Varijabla	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Neto migracije	0,602 (0,009)	0,418 (0,000)	0,860 (0,018)	0,839 (0,040)
Stopa rasta BDP-a	-0,049 (0,084)	-0,088 (0,001)	-0,04 (0,127)	-0,042 (0,164)
Broj opažanja	138	138	128	118
R ²	0,493	0,436	0,496	0,506
	Koeficijent (p-vrijednost)			
Varijabla	Model 5	Model 6	Model 7	Model 8
Neto migracije	0,358 (0,012)	0,535 (0,007)	0,525 (0,008)	0,637 (0,012)
Stopa rasta BDP-a	-0,025 (0,195)	-0,054 (0,071)	-0,016 (0,517)	-0,079 (0,009)
Broj opažanja	108	158	124	152
R ²	0,509	0,491	0,516	0,467

Izvor: izračun autora. Napomena: svi modeli uključuju vremenske fiksne učinke i fiksne učinke za pojedine zemlje izuzev Modela 2, koji uključuje samo vremenske fiksne učinke. Svi su modeli procijenjeni s klasteriranim standardnim greškama. Zavisna varijabla u svim modelima je promjena stope nezaposlenosti.

U redcima 3 i 4 prikazani su procijenjeni koeficijenti vezani uz utjecaj neto migracija i stope rasta BDP-a na stopu nezaposlenosti za modele 1-4, a u zagradama su navedene pripadajuće

p-vrijednosti. Redci 5 i 6 prikazuju broj opažanja i koeficijente determinacije za modele 1-4. Analogno tome, redci 9 i 10 prikazuju procijenjene koeficijente i pripadajuće p-vrijednosti za modele 5-8, dok redci 11 i 12 prikazuju broj opažanja i koeficijente determinacije za te modele.

Iz prikazanih je rezultata vidljivo da u svih osam specifikacija modela neto migracije imaju statistički značajan i pozitivan utjecaj na promjenu stope nezaposlenosti. Ovaj je utjecaj statistički značajan pri razini signifikantnosti od 1% u modelima 1, 2, 6 i 7 i pri razini signifikantnosti od 5% u preostala četiri modela. Pozitivan utjecaj neto migracija na stopu nezaposlenosti može se objasniti time da imigranti u prosjeku imaju veće stope nezaposlenosti od domaćeg stanovništva (Eurostat, 2022c), stoga veći priljev imigranata dovodi do porasta promjene stope nezaposlenosti. S druge strane, rezultati impliciraju da je gubitak stanovništva zbog emigracije (negativna neto migracija) u zemljama kao što su Hrvatska, Latvija i Litva imao negativan utjecaj na promjene stope nezaposlenosti radi disproportionalne emigracije nezaposlenog stanovništva. Kontrolna varijabla (stopa rasta BDP-a) ima očekivano negativan utjecaj na promjenu stope nezaposlenosti, što se može tumačiti u kontekstu Okunovog zakona sukladno kojemu veća stopa rasta realnog BDP-a dovodi do smanjenja stope nezaposlenosti i obrnuto. S druge strane, ovaj utjecaj nije statistički značajan u četiri od osam procijenjenih modela.

U skladu sa šestom hipotezom, ovi rezultati impliciraju da u uvjetima visokih migracija procjene potencijalnog dohotka dobivene pomoću metoda koje modeliraju tržište rada divergiraju u odnosu na procjene dobivene metodama koje ne modeliraju tržište rada upravo zbog toga što neto migracije imaju statistički značajan utjecaj na promjenu stope nezaposlenosti, koja je temeljna varijabla za procjenu potencijalnog dohotka pomoću metoda kao što je Cobb-Douglasova proizvodna funkcija. Ipak, ovi se rezultati mogu uzeti tek kao argument u prilog toj hipotezi, a ne kao konačan dokaz šeste hipoteze. Šesta se hipoteza nastojala testirati neizravnim putem, preko utjecaja neto migracija na stopu nezaposlenosti, zbog toga što je potencijalni BDP neopaziva varijabla. Drugim riječima, potencijalni BDP nije moguće izmjeriti točno i precizno, dok je s druge strane mjerenje stope nezaposlenosti znatno egzaktnije. Kako je stopa nezaposlenosti temeljna varijabla potrebna za procjenu potencijalnog BDP-a metodama koje modeliraju tržište rada, utjecaj neto migracija na potencijalni BDP može se analizirati i ovim neizravnim putem, preko utjecaja neto migracija na stopu nezaposlenosti, što se nastojalo postići testiranjem ove hipoteze. Postoje i druga

ograničenja povezana s dobivenim rezultatima koja će se navesti i objasniti u potpoglavlju 5.2.

5.2. Ograničenja empirijske analize

U potpoglavlju 5.1. prikazani su rezultati provedenog empirijskog istraživanja, koje se sastoji od šest hipoteza. Potpoglavlje 5.1. se stoga sastoji od šest dijelova, a u svakom je dijelu testirana jedna od šest hipoteza. Nastavno na te rezultate, u ovom će se potpoglavlju istaknuti ograničenja povezana s empirijskom analizom i dobivenim rezultatima.

Glavno ograničenje vezano uz testiranje prve hipoteze je ograničena duljina vremenske serije dostupnih podataka i, u skladu s time, relativno mali broj recesijskih tromjesečja za mnoge zemlje u uzorku. Dok je prosječna modelska neizvjesnost u recesijama bila veća u odnosu na nerecesijska razdoblja za 24 od 26 zemalja u uzorku, ova je razlika statistički značajna pri razini signifikantnosti od 5 posto za tek 9 promatranih zemalja. Vrlo je izgledno da tome doprinosi relativno mali broj recesijskih tromjesečja u zemljama kao što su, primjerice, Belgija, Češka i Ujedinjeno Kraljevstvo. Uz ograničenje povezano s duljinom vremenske serije dostupnih podataka vezan je i problem različitog broja jazova korištenih za različite zemlje. Tako je za Litvu korišteno pet različitih jazova, dok je za neke starije članice Europske unije kao što je Belgija korišteno svih deset jazova uključenih u ovo istraživanje. Produljivanje će vremenskih serija u budućnosti omogućiti da se pitanje porasta modelske neizvjesnosti u recesijama u zemljama Europske unije istraži na većem uzorku recesijskih tromjesečja, kao i da se jazovi korišteni u analizi unificiraju među zemljama kako će podaci postajati dostupniji, što se poglavito odnosi na novije članice Europske unije. Uz to, još jedno ograničenje povezano s testiranjem prve hipoteze leži u odabiru metoda procjene jaza dohotka uključenih u analizu, gdje postoji mogućnost uključivanja dodatnih metoda.

Dostupnost podataka je također jedno od glavnih ograničenja povezanih s testiranjem druge hipoteze, dok je najveće ograničenje povezano s testiranjem ove hipoteze korištenje strukturnog VAR modela usprkos prisutnosti kointegracijskih vektora. Prisutnost kointegracijskih vektora implicira da bi bilo prikladnije koristiti vektorski model s korekcijom odstupanja (VEC model), a ovo se istraživanje temelji na primjeni SVAR modela radi velike zastupljenosti te metodologije u domaćoj literaturi. Novija istraživanja u domaćoj literaturi u kojima se procjenjuju fiskalni multiplikatori temelje se isključivo⁹⁸ na procjenama Blanchard-Perotti SVAR modela, a neka od ovih istraživanja eksplicitno naglašavaju postojanje

⁹⁸ Uz iznimku rada Deskar-Škrbića, Grdović Gnip i Šimovića (2022.) koji koristi Romer i Romer narativni pristup za procjenu utjecaja poreza na hrvatski BDP.

kointegracijskih vektora i argumentiraju zašto se usprkos tome koristi SVAR model (vidjeti, primjerice, Grdović Gnip, 2015.).

Dostupnost podataka predstavlja i jedno od temeljnih ograničenja vezanih uz testiranje četvrte hipoteze. Kada se govori o veličini početnih multiplikatora (četvrta hipoteza), zaključak da je početni multiplikator državnih izdataka za plaće u javnom sektoru veći u odnosu na početne multiplikatore ostalih komponenti državne potrošnje donosi se na temelju analize razdoblja od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. godine. Usporedbe radi, originalan rad Blancharda i Perottija (2002.) se fokusira na analizu znatno duljeg razdoblja od prvog tromjesečja 1960. do četvrtog tromjesečja 1997. Uz to, kredibilnost rezultata dobivenih u kontekstu četvrte hipoteze se može dovesti u pitanje rezultatima dobivenim testiranjem druge hipoteze, koji pokazuju da Blanchard-Perotti SVAR metodološki pristup pati od mnogih nedostataka kada je u pitanju njegova primjena na hrvatsko gospodarstvo.

Glavno ograničenje vezano uz testiranje pete hipoteze je ograničena vremenska serija dostupnih podataka, ali i, još važnije, nizak stupanj varijabilnosti u identificiranim egzogenim izmjenama u poreznom opterećenju. Upravo se niskim stupnjem varijabilnosti u egzogenim poreznim izmjenama, kao i relativno malom veličinom tih izmjena izraženo u postotku nominalnog BDP-a potencijalno može objasniti statistički neznakačajan utjecaj poreza na hrvatski BDP procijenjen u sklopu ovog istraživanja.

Kada je u pitanju šesta hipoteza, u potpoglavlju 5.1.6. je objašnjeno da je jedno od temeljnih ograničenja povezanih s testiranjem te hipoteze to što se hipoteza nastojala testirati neizravno, putem procjene utjecaja neto migracija na stopu nezaposlenosti. Povrh toga, kod rezultata dobivenih procjenom osam modela prikazanih u tablici 26 mogao bi postojati problem endogenosti zbog, primjerice, prostorne zavisnosti. Isto tako, potrebno je napomenuti i da je kvaliteta podataka o neto migracijama u slučaju nekih država u uzorku ozbiljno ograničena. Tako je, primjerice, u slučaju Hrvatske prema podacima objavljenim na Eurostatu u razdoblju od 1. 1. 2021. do 1. 1. 2022. broj stanovnika pao za 174 050, odnosno za 4,3 posto (Eurostat, 2023j). Ovo smanjenje je posljedica provođenja novog Popisa stanovništva i točnijeg utvrđivanja ukupne emigracije zabilježene između dva Popisa (koji su provedeni 2011. i 2021. godine), a ne stvarnog smanjenja broja stanovnika u tom obujmu unutar tih godinu dana. Problemi s kvalitetom i detaljnošću dostupnih podataka o migracijama također su jedan

faktor koji uzrokuje metodološke probleme Europskoj komisiji pri procjeni potencijalnog dohotka (Havik et al., 2014.).

5.3. Smjernice za buduća istraživanja

Nastavno na glavne rezultate i zaključke ove disertacije otvara se zanimljivo pitanje smjera budućih istraživanja. Kada je u pitanju istraživanje veličine (ali i predznaka) fiskalnih multiplikatora, rezultati ovog istraživanja pokazuju da su dvije vrlo zastupljene metode u domaćoj i inozemnoj literaturi, Blanchard-Perotti SVAR model i Romer i Romer narativni pristup, neadekvatni alati za procjenu fiskalnih multiplikatora za Republiku Hrvatsku. Narativni pristup je neadekvatan za procjenu multiplikatora poreza zbog niskog stupnja varijabilnosti i malih vrijednosti egzogenih poreznih izmjena, dok je taj pristup još manje adekvatan za procjenu multiplikatora državne potrošnje radi nedovoljno detaljnih informacija o državnoj potrošnji na temelju kojih bi se mogle identificirati egzogene izmjene.

Hipotetski govoreći, radi toga bi procjeni fiskalnih multiplikatora za Republiku Hrvatsku trebalo prići pristupom koji se ne zasniva na ekonometriji, ali za koji je potrebno puno više podataka koji su po svojoj prirodi osobni i radi toga nedostupni javnosti. Tako bi se, na primjer, procjeni multiplikatora povezanih s državnim izdacima za plaće u javnom sektoru moglo pristupiti praćenjem osobne potrošnje zaposlenika u javnom sektoru, odnosno identificiranjem onog dijela njihovog raspoloživog dohotka koji se odvaja za štednju i onog dijela koji je namijenjen potrošnji. Potom bi se detaljnom analizom te osobne potrošnje mogao izolirati onaj dio osobne potrošnje koji se odnosi na potrošnju na domaće proizvode i usluge, odnosno onaj dio koji utječe na hrvatski BDP. Uz to bi bilo potrebno procijeniti i utjecaj te osobne potrošnje na investicije poduzeća, kao i posljedični utjecaj tih investicija na hrvatski BDP, a također i sve druge popratne multiplikativne efekte koji proizlaze iz osobne potrošnje zaposlenika u javnom sektoru. Radi toga što bi ovakav pristup zahtijevao veliku količinu javno nedostupnih podataka, on je trenutno samo teorijska mogućnost. Stoga bi se praktično istraživanje fiskalnih multiplikatora za Republiku Hrvatsku u budućnosti moglo provesti na temelju input-output analize (vidjeti Mikulić, 2018.) ili korištenjem VAR modela s restrikcijama predznaka.

6. ZAKLJUČAK

U ovom je radu istraženo kako modelska neizvjesnost utječe na procjene jaza dohotka u zemljama Europske unije i Ujedinjenom Kraljevstvu i na procjene fiskalnih multiplikatora za Republiku Hrvatsku. U empirijskoj analizi se testiralo šest hipoteza. Prva hipoteza glasi da u razdobljima recesija dolazi do porasta modelske neizvjesnosti povezane s procjenama jaza dohotka različitim metodama u zemljama Europske unije i Ujedinjenom Kraljevstvu. U svrhu testiranja ove hipoteze se za sve navedene zemlje koristilo, ovisno o dostupnosti podataka, do 10 različitih procjena jaza dohotka. S obzirom na rezultate analize koja je provedena na razdoblju od prvog tromjesečja 2002. do četvrtog tromjesečja 2021. godine, ova se hipoteza može smatrati djelomično potvrđenom. Konkretno, rezultati pokazuju da modelska neizvjesnost statistički značajno raste u recesijama u usporedbi s nerecesijskim razdobljima u 9 od 26 promatranih zemalja pri razini signifikantnosti od 5%, dok ovaj rezultat vrijedi pri razini signifikantnosti od 10% u 16 od 26 promatranih zemalja. Ovaj nalaz implicira da je vođenje ekonomske politike na temelju procjena jaza dohotka u razdobljima recesija u nekim zemljama manje pouzdano, odnosno obilježeno većim stupnjem neizvjesnosti u usporedbi s nerecesijskim razdobljima.

U okviru druge hipoteze se pitanje modelske neizvjesnosti istraživalo u kontekstu procjena utjecaja fiskalne politike na hrvatski BDP pomoću Blanchard-Perotti strukturnog vektorskog autoregresivnog modela. U nastojanju da se obuhvati što veći broj različitih specifikacija ovog modela koje su zastupljene u empirijskoj literaturi procijenio se skup od 1440 različitih specifikacija modela. U radu se potom pokazuje da su procjene utjecaja državne potrošnje i poreza na BDP dobivene temeljem svake od tih 1440 specifikacija pristrane i nekonzistentne kada je riječ o Republici Hrvatskoj. Testiranje ove hipoteze temeljilo se na usporedbi modelski identificiranih šokova u poreznom opterećenju sa stvarnim kretanjima u poreznom opterećenju, iz čega je vidljivo da modelski identificirani šokovi ne odražavaju stvarna kretanja u hrvatskoj poreznoj politici. Samim time se i rezultate ovog modela vezane uz utjecaj državne potrošnje i poreza na BDP može smatrati nekredibilnima, a to se poglavito odnosi na poreze, što znači da je njihova korisnost ograničena kada je u pitanju praktično vođenje fiskalne politike.

Treća hipoteza dodatno produbljuje analizu provedenu u sklopu druge hipoteze i njenim se testiranjem pokazuje da različite promjene u specifikaciji Blanchard-Perotti SVAR modela ne djeluju značajno na identifikaciju strukturnih šokova u porezima i državnoj potrošnji za

Republiku Hrvatsku. Drugim riječima, pogrešno identificirani šokovi u porezima, a koji za posljedicu imaju pristrane i nekonzistentne procjene utjecaja državne potrošnje i poreza na BDP, nisu posljedica odabira neispravne specifikacije modela kada se govori o različitim promjenama u specifikaciji koje su obuhvaćene ovim istraživanjem. Jednom kada se definira način mjerenja varijabli porezi i državna potrošnja te odredi broj pomaka u modelu, daljnje kredibilne promjene u specifikaciji modela vrlo malo utječu na identificirane šokove u porezima i državnoj potrošnji. Ovaj nalaz može biti koristan u budućim istraživanjima jer destimulira potragu za onom specifikacijom modela koja daje intuitivnije rezultate upravo iz razloga što se to ne može postići promjenama u specifikaciji modela koje su analizirane u ovom radu.

Nastavno na rezultate dobivene testiranjem druge hipoteze, bitno je napomenuti da ovom analizom nije bilo moguće testirati jesu li početni multiplikatori utjecaja državne potrošnje na BDP procijenjeni pristrano i nekonzistentno, već je to moguće pokazati isključivo za utjecaj državne potrošnje na BDP dobiven pomoću funkcija impulsnog odaziva. Stoga su u okviru četvrte hipoteze procijenjene i uspoređene vrijednosti početnih multiplikatora različitih komponenti državne potrošnje izračunatih na temelju šireg skupa modela kako bi se vodilo računa o modelskoj neizvjesnosti. Rezultati dobiveni testiranjem četvrte hipoteze upućuju na zaključak da je početni multiplikator državnih izdataka za plaće u javnom sektoru veći od početnih multiplikatora kapitalnih investicija, intermedijarne potrošnje i socijalnih transfera. Ove rezultate treba tumačiti s oprezom radi toga što su rezultatima testiranja druge hipoteze naglašene brojne manjkavosti povezane s primjenom Blanchard-Perotti SVAR modela za Republiku Hrvatsku.

Osim Blanchard-Perotti SVAR modelom, utjecaj poreza na BDP može se procijeniti i pomoću Romer i Romer narativnog pristupa. U ovom se istraživanju pokušalo identificirati egzogene izmjene u porezu na dodanu vrijednost, doprinosima za zdravstveno i mirovinsko osiguranje, porezu na dohodak i porezu na dobit te potom procijeniti utjecaj tih egzogenih izmjena na hrvatski BDP. Rezultati testiranja pete hipoteze pokazuju da je utjecaj tih egzogenih izmjena u poreznom opterećenju na BDP u tekućem razdoblju blago negativan, što je u skladu s kejnzejanskom ekonomskom teorijom, ali on nije statistički značajan niti u jednom od procijenjenih modela. Ovaj se rezultat može tumačiti u kontekstu relativno malih vrijednosti egzogenih poreznih izmjena i relativno malog broja tromjesečja u kojima je došlo do egzogenih izmjena.

Ovim je istraživanjem stoga pokazano da je modelska neizvjesnost bitna i za procjene jaza dohotka i za procjene fiskalnih multiplikatora, a vođenje računa o modelskoj neizvjesnosti važno kako bi se dobile kredibilne i robusne procjene koje ne ovise isključivo o jednoj metodi kada se govori o procjenama jaza dohotka, odnosno o jednoj specifikaciji modela kada se govori o procjenama fiskalnih multiplikatora.

PRILOZI

Dodatak 1 – Izvori podataka i korišteni jazovi

Tablica 27 - Vremensko razdoblje, prosječne vrijednosti, standardna devijacija, minimum i maksimum za podatke o realnom BDP-u za 26 zemalja u uzorku

Zemlja	Vremensko razdoblje	Prosjek	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Austrija	1975:01 - 2023:01	59992	16483	32884	87369
Belgija	1975:01 - 2023:01	74095	19303	43039	108496
Bugarska	1995:01 - 2023:01	8911	2004	5472	12480
Cipar	1995:01 - 2023:01	4393	890	2827	6200
Češka	1994:01 - 2023:01	37299	7796	24302	49718
Danska	1975:01 - 2023:01	52457	12588	31286	77109
Estonija	1995:01 - 2023:01	3791	1025	1930	5538
Finska	1975:01 - 2023:01	36931	10716	19864	52624
Francuska	1975:01 - 2023:01	413713	101405	237076	569834
Grčka	1975:01 - 2023:01	44236	9722	27868	65827
Hrvatska	1995:01 - 2023:01	10381	2079	6034	14461
Italija	1975:01 - 2023:01	348521	61652	209548	426611
Latvija	1995:01 - 2023:01	4561	1206	2392	6311
Litva	1995:01 - 2023:01	7110	2087	3574	10642
Luksemburg	1975:01 - 2023:01	7464	3699	2565	13982
Mađarska	1995:01 - 2023:01	25294	4813	17425	35044
Nizozemska	1975:01 - 2023:01	127542	37515	69294	195826
Njemačka	1975:01 - 2023:01	553106	127710	323392	752566
Poljska	1995:01 - 2023:01	87240	26484	46200	140826
Portugal	1975:01 - 2023:01	35862	9535	17707	50607
Rumunjska	1995:01 - 2023:01	31991	8630	20572	48653
Slovačka	1993:01 - 2023:01	15294	4691	7688	22562
Slovenija	1995:01 - 2023:01	8665	1655	5674	11913
Španjolska	1975:01 - 2023:01	204743	62296	112520	297942
Švedska	1975:01 - 2023:01	75677	23157	45073	121715
UK	1975:01 - 2023:01	389371	105250	224919	561480

Tablica 28 - Vremensko razdoblje, prosječne vrijednosti, standardna devijacija, minimum i maksimum za podatke o stopi nezaposlenosti za 26 zemalja u uzorku

Zemlja	Vremensko razdoblje	Prosjeak	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Austrija	1993:01 - 2023:01	5,1	0,8	3,6	7,1
Belgija	1983:01 - 2023:01	8,0	1,5	5,1	10,9
Bugarska	2000:01 - 2023:01	9,7	4,5	4,0	21,1
Cipar	1997:01 - 2023:01	7,5	3,9	3,4	16,7
Češka	1993:01 - 2023:01	5,5	2,1	1,9	9,2
Danska	1983:01 - 2023:01	6,1	1,5	3,4	9,9
Estonija	1997:01 - 2023:01	8,9	3,4	3,9	18,2
Finska	1988:01 - 2023:01	9,0	3,2	2,9	17,4
Francuska	1983:01 - 2023:01	9,7	1,4	7,1	12,5
Grčka	1992:02 - 2023:01	14,1	6,0	7,5	28,0
Hrvatska	2000:01 - 2023:01	12,1	3,5	6,2	18,4
Italija	1983:01 - 2023:01	9,5	1,6	6,0	12,9
Latvija	1997:01 - 2023:01	10,6	4,0	4,0	18,6
Litva	1997:01 - 2023:01	11,2	3,7	5,4	20,4
Luksemburg	1983:01 - 2023:01	3,9	1,5	1,5	7,4
Mađarska	1996:01 - 2023:01	6,9	2,4	3,2	10,9
Nizozemska	1983:01 - 2023:01	6,2	1,6	3,1	9,5
Njemačka	1991:01 - 2023:01	6,7	2,5	2,9	11,2
Poljska	1997:01 - 2023:01	10,3	5,5	2,7	20,4
Portugal	1983:01 - 2023:01	8,7	3,1	4,8	18,1
Rumunjska	1997:02 - 2023:01	6,4	1,1	3,9	9,0
Slovačka	1997:01 - 2023:01	12,5	4,2	5,6	19,4
Slovenija	1996:01 - 2023:01	6,6	1,6	3,6	10,5
Španjolska	1986:02 - 2023:01	16,6	4,7	7,9	26,3
Švedska	1983:01 - 2023:01	6,5	2,4	1,4	10,3
UK	1983:01 - 2023:01	6,9	2,3	3,6	11,3

Tablica 29 - Vremensko razdoblje, prosječne vrijednosti, standardna devijacija, minimum i maksimum za podatke o stopi zaposlenosti za 26 zemalja u uzorku

Zemlja	Vremensko razdoblje	Prosjeak	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Austrija	1995:01 - 2023:01	73,8	2,4	69,9	78,0
Belgija	1992:02 - 2023:01	66,1	2,5	60,8	71,0
Bugarska	2000:01 - 2023:01	67,2	4,1	60,2	74,6
Cipar	1997:01 - 2023:01	73,1	2,6	68,1	79,4
Češka	1997:02 - 2023:01	72,6	2,6	69,5	77,9
Danska	1992:02 - 2023:01	79,1	1,3	76,1	82,0
Estonija	1997:01 - 2023:01	74,4	3,4	68,6	81,5
Finska	1992:02 - 2023:01	75,3	2,2	70,1	80,2
Francuska	1992:01 - 2023:01	70,0	1,7	67,1	73,8
Grčka	1992:02 - 2023:01	65,4	3,1	58,3	69,7
Hrvatska	2000:01 - 2023:01	65,2	2,1	61,2	70,5
Italija	1992:04 - 2023:01	62,1	2,6	57,5	66,8
Latvija	1997:01 - 2023:01	72,5	3,6	67,1	79,9
Litva	1997:01 - 2023:01	72,9	3,4	66,8	78,6
Luksemburg	1992:02 - 2023:01	66,8	4,2	59,5	74,6
Mađarska	1996:02 - 2023:01	64,5	5,6	57,3	75,7
Nizozemska	1992:02 - 2023:01	76,4	4,1	67,5	83,3
Njemačka	1992:02 - 2023:01	74,9	3,4	70,5	80,9
Poljska	1997:02 - 2023:01	67,0	3,2	63,1	75,2
Portugal	1992:02 - 2023:01	72,5	2,5	67,5	77,3
Rumunjska	1997:02 - 2023:01	66,0	2,8	60,4	72,0
Slovačka	1997:01 - 2023:01	70,3	1,6	68,2	74,5
Slovenija	1996:02 - 2023:01	71,0	3,0	66,1	77,4
Španjolska	1992:02 - 2023:01	69,3	5,2	59,8	74,5
Švedska	1995:02 - 2023:01	79,5	2,5	75,1	84,0
UK	1992:02 - 2023:01	76,0	0,9	75,0	78,4

Tablica 30 - Vremensko razdoblje, prosječne vrijednosti, standardna devijacija, minimum i maksimum za podatke o promjeni cijena mjerenoj BDP deflatorom, postotna promjena u odnosu na isto tromjesečje prošle godine, podaci za 26 zemalja u uzorku

Zemlja	Vremensko razdoblje	Prosjek	Standardna devijacija	Minimum	Maksimum
Austrija	1996:01 - 2023:01	1,8	1,2	0,0	8,3
Belgija	1996:01 - 2023:01	1,8	1,1	-0,2	6,8
Bugarska	1996:01 - 2023:01	43,0	183,3	-3,9	1223,6
Cipar	1996:01 - 2023:01	1,9	2,2	-4,1	8,6
Češka	1997:01 - 2023:01	3,0	2,9	-2,2	12,3
Danska	1996:01 - 2023:01	2,1	1,7	-0,3	10,3
Estonija	1996:01 - 2023:01	6,0	5,2	-2,9	24,9
Finska	1996:01 - 2023:01	1,8	1,4	-0,7	6,2
Francuska	1996:01 - 2023:01	1,4	1,0	-1,0	5,7
Grčka	1996:01 - 2023:01	2,2	2,9	-4,3	9,8
Hrvatska	1996:01 - 2023:01	3,2	2,6	-1,7	12,9
Italija	1997:01 - 2023:01	1,8	1,1	0,0	5,5
Latvija	1996:01 - 2023:01	5,1	5,8	-13,2	21,0
Litva	1996:01 - 2023:01	4,3	5,6	-8,9	23,1
Luksemburg	1996:01 - 2023:01	3,1	2,9	-4,1	10,6
Mađarska	1996:01 - 2023:01	6,9	5,6	-0,5	28,2
Nizozemska	1996:01 - 2023:01	2,0	1,5	-1,0	7,9
Njemačka	1996:01 - 2023:01	1,5	1,3	-0,9	6,5
Poljska	1996:01 - 2023:01	4,4	4,8	-1,7	26,6
Portugal	1996:01 - 2023:01	2,4	1,6	-2,0	8,1
Rumunjska	1996:01 - 2023:01	20,0	27,1	0,6	151,1
Slovačka	1996:01 - 2023:01	3,1	3,1	-3,0	11,9
Slovenija	1996:01 - 2023:01	3,9	3,3	-1,5	12,8
Španjolska	1996:01 - 2023:01	2,1	1,6	-0,5	6,0
Švedska	1996:01 - 2023:01	1,9	1,4	-0,3	7,5
UK	1996:01 - 2023:01	2,6	2,2	-1,2	10,3

Tablica 31 - Jazovi korišteni za testiranje prve hipoteze

Zemlja	HP filter	BK filter	CF filter	Hamilton filter	SVAR nezaposlenost	SVAR zaposlenost	SVAR cijene	Europska komisija	OECD	MMF
Austrija	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen od prvog tromjesečja 2003. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen od prvog tromjesečja 2005. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do 4. tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do 4. tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen	Uključen	Uključen
Belgija	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen do 4. tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do 4. tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen	Uključen	Uključen
Bugarska	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen zbog nedovoljno velikog uzorka podataka o stopi nezaposlenosti	Isključen zbog nedovoljno velikog uzorka podataka o stopi nezaposlenosti	Uključen	Uključen od prvog tromjesečja 2006. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz	Institucija ne procjenjuje jaz
Cipar	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen jer u drugoj recesiji u razdoblju pokazuje velike atipične vrijednosti	Uključen od prvog tromjesečja 2007. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Uključen od prvog tromjesečja 2003. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz	Uključen od prvog tromjesečja 2008. u skladu s dostupnosti podataka
Česka	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj i trećoj recesiji	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj recesiji	Uključen od prvog tromjesečja 2003. u skladu s dostupnosti podataka	Uključen od prvog tromjesečja 2005. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz
Danska	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Uključen	Uključen	Uključen od prvog tromjesečja 2008. u skladu s dostupnosti podataka
Estonija	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen od prvog tromjesečja 2007. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Uključen	Institucija ne procjenjuje jaz	Uključen od prvog tromjesečja 2011. u skladu s dostupnosti podataka
Finska	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Uključen	Uključen	Uključen
Francuska	Uključen	Uključen do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen	Uključen	Uključen do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do 4. tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen	Uključen	Uključen
Grčka	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen jer u prvom recesiji pokazuje velike atipične vrijednosti	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Isključen jer u recesijama ne pokazuje negativan jaz	Uključen	Uključen	Uključen od prvog tromjesečja 2008. u skladu s dostupnosti podataka
Hrvatska	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen zbog nedovoljno velikog uzorka podataka o stopi nezaposlenosti	Isključen jer u recesijama ne pokazuje negativan jaz	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do 4. tromjesečja 2019. zbog toga što ne pokazuje negativan jaz u Covid recesiji	Uključen od prvog tromjesečja 2012. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz	Institucija ne procjenjuje jaz
Italija	Uključen	Uključen do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen	Uključen	Uključen do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih pozitivnih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do 4. tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen	Uključen	Uključen
Latvija	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj recesiji	Isključen zbog velikih pozitivnih vrijednosti u recesijama	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Uključen od prvog tromjesečja 2003. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz	Institucija ne procjenjuje jaz

Tablica 31 - nastavak

Zemlja	HP filter	BK filter	CF filter	Hamilton filter	SVAR nezaposlenost	SVAR zaposlenost	SVAR cijene	Europska komisija	OECD	MMF
Litva	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u recesijama	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u recesijama	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u recesijama	Uključen od prvog tromjesečja 2003. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz	Institucija ne procjenjuje jaz
Luksemburg	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Uključen od prvog tromjesečja 2003. u skladu s dostupnosti podataka	Uključen od prvog tromjesečja 2005. u skladu s dostupnosti podataka	Uključen od prvog tromjesečja 2011. u skladu s dostupnosti podataka
Mađarska	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen jer u recesijama pokazuje velike atipične vrijednosti	Isključen jer u prvoj recesiji pokazuje velike pozitivne atipične vrijednosti	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do 4. tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen od prvog tromjesečja 2003. u skladu s dostupnosti podataka	Uključen od prvog tromjesečja 2005. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz
Nizozemska	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen jer pokazuje velike atipične vrijednosti prije prve recesije	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj recesiji	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do 4. tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen	Uključen	Uključen
Njemačka	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj recesiji	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj recesiji	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Uključen	Uključen	Uključen
Poljska	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen od prvog tromjesečja 2007. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti prije recesije i u Covid recesiji	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Uključen od prvog tromjesečja 2003. u skladu s dostupnosti podataka	Uključen od prvog tromjesečja 2007. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz
Portugal	Uključen	Uključen do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih pozitivnih vrijednosti u 2020.	Uključen	Uključen	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj recesiji	Isključen jer u prvoj recesiji pokazuje pozitivan jaz dohotka	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj recesiji	Uključen	Uključen	Uključen
Rumunjska	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen jer u prvoj recesiji ne pokazuje negativan jaz, a u drugoj pokazuje pozitivan jaz	Isključen jer u prvoj recesiji ne pokazuje negativan jaz, a u drugoj pokazuje pozitivan jaz	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Uključen od prvog tromjesečja 2006. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz	Institucija ne procjenjuje jaz
Slovačka	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivan jaz	Uključen od prvog tromjesečja 2003. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz	Uključen od prvog tromjesečja 2008. u skladu s dostupnosti podataka
Slovenija	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj recesiji	Isključen zbog velikih atipičnih vrijednosti u prvoj recesiji	Isključen jer za gotovo cijelo razdoblje pokazuje jaz oko nule	Uključen od prvog tromjesečja 2003. u skladu s dostupnosti podataka	Institucija ne procjenjuje jaz	Uključen od prvog tromjesečja 2008. u skladu s dostupnosti podataka
Španjolska	Uključen	Uključen do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u Covid recesiji	Uključen	Uključen	Isključen jer u drugoj recesiji pokazuje relativno velike pozitivne vrijednosti jaza	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivne vrijednosti jaza	Isključen jer u recesijama pokazuje pozitivne vrijednosti jaza	Uključen	Uključen	Uključen
Švedska	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen	Uključen od drugog tromjesečja 2005. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih pozitivnih vrijednosti u 2020.	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza	Uključen	Uključen	Uključen
UK	Uključen	Uključen do prvog tromjesečja 2020. zbog velikih atipičnih vrijednosti u Covid recesiji	Uključen	Uključen	Uključen do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Isključen jer u recesijama pokazuje velike atipične vrijednosti	Uključen od prvog tromjesečja 2006. da se osigura dovoljno velik uzorak za procjenu jaza pa do četvrtog tromjesečja 2019. zbog velikih atipičnih vrijednosti u 2020.	Uključen	Uključen	Uključen

Dodatak 2 – Egzogene promjene u porezu na dodanu vrijednost, doprinosima za zdravstveno i mirovinsko osiguranje, porezu na dohodak i porezu na dobit

Tablica 32- Popis, klasifikacija i obrazloženje klasifikacije izmjena u porezu na dodanu vrijednost

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Obrazloženje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2006.	Usluge smještaja ili smještaja s doručkom, polupansiona ili punog pansiona u svim vrstama komercijalnih ugostiteljskih objekata i usluge agencijske provizije za navedene usluge se oporezuju po sniženoj stopi od 10% umjesto po dotadašnjih 22%, ukidanje nulte stope PDV-a na usluge organiziranog boravka koje se plaćaju doznakama iz inozemstva	Egzogeno	Usklađivanje s regulativom Europske unije	Porezno rasterećenje od oko 100 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2005.)
1. kolovoza 2007.	Uvođenje snižene stope poreza na dodanu vrijednost od 10% na novine i časopise koji izlaze dnevno i periodično, osim na one koji u cijelosti ili uglavnom sadrže oglase ili služe oglašavanju.	Egzogeno	Prema službenom objašnjenju mjera je donesena s ciljem poticanja i razvoja djelatnosti izdavanja novina i časopisa	Porezno rasterećenje od oko 290 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2007.)
1. kolovoza 2009.	Povećanje opće stope poreza na dodanu vrijednost s 22 na 23 posto	Endogeno	Prema službenom objašnjenju mjera je donesena kako bi se povećali prihodi državnog proračuna, što bi imalo pozitivan učinak na preraspodjelu sredstava za potrebe dijelova gospodarstva i skupina stanovništva pogođenih recesijom. Mjera se ne može klasificirati kao protuciklička jer je u naravi prociklička, ali je njeno donošenje izravna posljedica pada BDP-a, odnosno nije neovisna o kretanju BDP-a te je u tom smislu endogena	Povećanje poreznog opterećenja od oko 1,5 milijardi kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2009a)
1. siječnja 2010.	Širi skup izmjena s ciljem usklađivanja Zakona o porezu na dodanu vrijednost s regulativom Europske unije	Egzogeno	Usklađivanje s regulativom Europske unije	Porezno rasterećenje od 32,5 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2009b)

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Obrazloženje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. ožujka 2012./1. siječnja 2013.	Povećanje stope poreza na dodanu vrijednost s 23% na 25%, uvođenje snižene stope na isporuke jestivog ulja i masti, dječje hrane, vode i bijelog šećera od trske i šećerne repe, snižena stopa PDV-a u ugostiteljstvu	Endogeno	Mjera se ne može klasificirati kao protuciklička jer je u naravi prociklička, ali je njeno donošenje izravna posljedica pada BDP-a odnosno potrebe za osiguranjem dodatnih prihoda proračuna u recesiji. Stoga ona nije neovisna o kretanju BDP-a te je u tom smislu endogena	Povećanje poreznih prihoda u iznosu od 2,5 milijarde kuna u prvih 9 mjeseci 2012.	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012f)
1. siječnja 2013.	Ukidanje nulte stope PDV-a i propisivanje korištenja minimalne stope od 5%, uvođenje snižene stope PDV-a na plovila za sport i razonodu	Egzogeno	Usklađivanje s regulativom Europske unije	Povećanje poreznih prihoda za oko 1,3 milijarde kuna na godišnjoj razini	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012b)
1. srpnja 2013.	Širi skup izmjena s ciljem usklađivanja Zakona o porezu na dodanu vrijednost s regulativom Europske unije	Egzogeno	Usklađivanje s regulativom Europske unije	Smanjenje poreznih prihoda za oko 1 milijardu kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013c)
Siječanj 2014.	Povećanje snižene stope PDV-a s 10 na 13%, propisivanje snižene stope od 5% na sve novine koje izlaze dnevno, osim onih koje u cijelosti ili u većem dijelu sadrže oglase ili služe oglašavanju	Egzogeno	Usklađivanje s regulativom Europske unije	Povećanje poreznih prihoda za oko 600 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013d)
1. siječnja 2015.	Uvođenje snižene stope PDV-a od 5% za lijekove i medicinske proizvode koji se izdaju na liječnički recept, uvođenje mogućnosti obračuna PDV-a prema naplaćenim naknadama za sve porezne obveznike čije isporuke nisu veće od 3 milijuna kuna bez PDV-a	Egzogeno	Usklađivanje s regulativom Europske unije, izjednačavanje tretmana lijekova koji se izdaju na liječnički recept	Smanjenje poreznih prihoda za oko 54 milijuna kuna godišnje. Procjena utjecaja naplate PDV-a prema naplaćenim naknadama nije napravljena	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014c)

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Obrazloženje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2017. i 1. siječnja 2018.	Preraspodjela između stope PDV-a od 25% i 13% na određena dobra i usluge, omogućavanje odbitka 50% pretporeza za nabavu ili najam osobnih automobila i drugih sredstava za osobni prijevoz čija vrijednost ne prelazi 400.000,00 kuna, povećanje praga za upis u registar obveznika PDV-a na 300.000,00 kuna od 1. siječnja 2018. godine	Egzogeno	Službeno objašnjenje ovih izmjena je postizanje smanjenja ukupnog poreznog opterećenja, poticanje konkurentnosti gospodarstva i pojednostavljenje i pojeftinjenje porezne administracije	Porezno rasterećenje od 350 milijuna kuna od 1. siječnja 2017., dodatno rasterećenje od 480 milijuna kuna od 1. siječnja 2018.	Vlada Republike Hrvatske (2016c)
1. siječnja 2019.	Proširenje primjene snižene stope PDV-a od 5% i 13%	Egzogeno	Službeno objašnjenje izmjena je postizanje poreznog rasterećenja gospodarstva i smanjenje regresivnog učinka PDV-a	Porezno rasterećenje od oko 1,5 milijardi kuna godišnje	Vlada Republike Hrvatske (2018b)

Tablica 33 - Popis, klasifikacija i obrazloženje klasifikacije izmjena u doprinosima za zdravstveno i mirovinsko osiguranje

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Obrazloženje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2004.	Uređivanje pitanja vezanih uz doprinose za samostalne djelatnosti obrta, poljoprivrede i šumarstva te slobodnog zanimanja, promjena u mogućnostima obračuna doprinosa za samostalne umjetnike	/	Klasifikacija nije bitna jer nema procjene fiskalnog učinka	Procjena fiskalnog učinka nije napravljena	Vlada Republike Hrvatske (2003.)
1. siječnja 2005.	Izuzeće isplata (primitaka) od obveze doprinosa športskim sucima i delegatima, uvođenje posebnog doprinosa za zdravstveno osiguranje za prava u slučaju ozljede na radu i profesionalne bolesti iz primitaka učenika i studenata za rad preko posrednika, ukidanje obveze osiguranja i plaćanja posebnog doprinosa za zdravstveno osiguranje za prava u slučaju ozljede na radu i profesionalne bolesti poljoprivrednika	Egzogeno	Promjenom vezanom uz doprinose športskih sudaca i delegata se nastojalo olakšati financiranje amaterskoga športa, novom obvezom za učenike ili studente zaposlene preko posrednika se nastojalo uskladiti prava i obveze učenika i studenata koji su tim putem zaposleni, ukidanje obveze osiguranja i plaćanja posebnog doprinosa za poljoprivrednike vezano je uz to da u slučaju bolesti i nesposobnosti za rad poljoprivrednici nisu ostvarivali pravo na naknadu plaće iako su plaćali taj doprinos. Odnosno, sve ove izmjene su egzogene u odnosu na BDP	Smanjenje prihoda od 6,6 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004e)
1. siječnja 2009.	Uvođenje obveze doprinosa za nekoliko kategorija osoba, primjena najniže mjesečne osnovice pri utvrđivanju obveze za osiguranika–radnika koji radi u nepunom radnom vremenu, širenje iznimaka od obveze doprinosa	Egzogeno	Usklađivanje hrvatskoga zakonodavstva sa zakonodavstvom Europske unije	Smanjenje prihoda od 198,6 milijuna kuna na godišnjoj razini	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2008c)
1. siječnja 2009.	Uvođenje obveze doprinosa za zdravstveno osiguranje za umirovljenike ovisno o visini mirovine	Egzogeno	Cilj izmjena je bio osigurati pravedniji način financiranja zdravstvenog sustava, čije je usluge koristio više nego dvostruko veći broj ljudi nego što ga je financirao	Povećanje prihoda od 136,2 milijuna kuna na godišnjoj razini	Hrvatski sabor (2008.)
Srpanj-kolovoz 2009.	Smanjenje mjesečne osnovice za obračun doprinosa za osiguranike po osnovi obavljanja samostalne djelatnosti (samostalni umjetnici)	Endogeno	Prema službenom objašnjenju, riječ je o antirecesijskoj mjeri. Neovisno o tome, ova se sredstva plaćaju iz državnog proračuna, stoga promjena nema utjecaja na porezno opterećenje gospodarstva	Smanjenje prihoda od 15,15 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2009c)

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Objasnenje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. svibanj 2012.	Smanjenje stope doprinosa za zdravstveno osiguranje s 15% na 13%	Endogeno	Antirecesijska mjera kojoj je cilj bio povećati troškovnu konkurentnost gospodarstva	Smanjenje prihoda od 2,17 milijardi kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012g)
1. travnja 2014.	Povećanje stope doprinosa za zdravstveno osiguranje s 13% na 15%	Egzogeno	Mjera je donesena radi ulaska u proceduru prekomjernog proračunskog manjka, cilj mjere je bio povećati prihode proračuna u svrhu postizanja održivijih javnih financija	Povećanje prihoda od 2,13 milijardi kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014d)
1. siječnja 2015./1. siječnja 2016.	Oslobođenje obveze doprinosa na osnovicu za poslodavce koji s mladim osobama sklope ugovor o radu na neodređeno vrijeme	Egzogeno	Riječ je o mjeri kojom se nastojala smanjiti relativno visoka stopa nezaposlenosti mladih i u što većoj mjeri osigurati njihovo zapošljavanje na neodređeno vrijeme, u skladu s preporukama Europske komisije u okviru Europskog semestra i preporukama iz Garancije za mlade	Smanjenje prihoda od 205,55 milijuna kuna u 2015., dodatno smanjenje prihoda od oko 255 milijuna kuna u 2016.	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014e)
1. siječnja 2017.	Ukidanje iznimaka od obveze doprinosa i smanjene obveze doprinosa prema drugom dohotku i drugoj djelatnosti, usklađenje najniže osnovice za obračun doprinosa s minimalnom plaćom na način da se koeficijent za obračun najniže osnovice za obračun doprinosa povećao s 0,35 na 0,38	Egzogeno	Cilj izmjena bio je postići ujednačenje obveza i pravedniji raspored tereta doprinosa, kao i smanjiti ukupno porezno opterećenje i poticati konkurentnost gospodarstva u okviru reforme poreznog sustava koja se provodila	Smanjenje prihoda od oko 38,5 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2016b)
1. siječnja 2019.	Ukidanje dvaju doprinosa na osnovicu, konkretno doprinosa za obvezno osiguranje u slučaju nezaposlenosti od 1,7% i doprinosa za zaštitu zdravlja na radu od 0,5%, povećanje doprinosa za zdravstveno osiguranje s 15% na 16,5%. Ovim je izmjenama ukupno opterećenje plaće doprinosima smanjeno s 37,2% na 36,5%	Egzogeno	Cilj izmjena je bio porezno rasteretiti rad i administrativno rasteretiti porezne obveznike	Smanjenje prihoda od 900 milijuna kuna godišnje	Vlada Republike Hrvatske (2018c)

Tablica 34 - Popis, klasifikacija i obrazloženje klasifikacije izmjena u porezu na dohodak

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Obrazloženje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. travnja 2004.	Uvećanje osobnog odbitka za umirovljenike	Egzogeno	Porezno rasterećenje napravljeno je u fazi ekspanzije, a procjene jaza dobivene različitim metodama sugeriraju pozitivan jaz dohotka u 2004., stoga se ne može govoriti o protucikličkoj mjeri	Smanjenje poreznih prihoda od oko 60 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004a)
1. siječnja 2005.	Povećanje osnovnog osobnog odbitka i povećanje neoporezivih iznosa dohotka za uzdržavane članove uže obitelji i djecu	Egzogeno	Porezno rasterećenje napravljeno je u fazi ekspanzije, a procjene jaza dobivene različitim metodama sugeriraju pozitivan jaz dohotka u 2005., stoga se ne može govoriti o protucikličkoj mjeri	Smanjenje poreznih prihoda za oko 871 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004b)
1. srpnja 2008.	Povećanje iznosa osnovnog osobnog odbitka i povećanje osobnog odbitka umirovljenika	Egzogeno, ali moguće je i da je promjena bila endogena	Ublažavanje inflatornog udara na stanovništvo koji je bio posljedica uvozne inflacije (rast cijena nafte i hrane na svjetskom tržištu). Stopa rasta je 2008. bila pozitivna, kao i u godinama prije 2008. Ipak, procjene jaza ne upućuju na jednoznačan zaključak je li jaz bio pozitivan ili negativan	Smanjenje poreznih prihoda za oko 968 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2008a)
1. srpnja 2010.	Smanjenje broja i visine stopa poreza na dohodak	Endogeno	Službeno je obrazloženje da se ovom mjerom dao dodatni poticaj potrošnji i neizravno utjecalo na trendove zapošljavanja odnosno na očuvanje postojećih radnih mjesta. Mjera je donesena u recesijskoj godini kada je jaz dohotka bio negativan, stoga je riječ o protucikličkoj i endogenoj izmjeni	Smanjenje poreznih prihoda za oko milijardu kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2010a)
13. listopada 2011.	Omogućeno je poslodavcima da svojim radnicima odobravaju kredite po povoljnijim kamatnim stopama, a da se isto ne smatra oporezivim primitkom primatelja kredita	Endogeno	Cilj mjere je bio pomoći izbjegavanju dužničke krize povezane s fluktuacijom tečaja i visokim kamatnim stopama, kao i dati poticaj osobnoj potrošnji i gospodarskom rastu. U skladu s tadašnjim makroekonomskim kontekstom može se zaključiti da je riječ o protucikličkoj mjeri, ali postoji vjerojatnost i da je mjera bila egzogena. Ipak, zbog zanemarivog fiskalnog učinka klasifikacija ove mjere nije presudna za analizu	Smanjenje poreznih prihoda za oko 20 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2011.)

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Objašnjenje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. ožujka 2012.	Povećanje osnovnog mjesečnog osobnog odbitka i osobnog odbitka umirovljenika, izmjene u poreznim razredima	Egzogeno, ali moguće je i da je promjena bila endogena	Objašnjenje motivacije za ovu izmjenu je preraspodjela poreznog tereta na način da se zaštiti porezne obveznike s najnižim primicima i očuva njihov životni standard. S druge strane, mjera je donesena u recesijskoj godini za koju procjene jaza upućuju na negativan jaz dohotka. Zbog relativno malog fiskalnog učinka pravilna klasifikacija ove mjere nije presudna	Smanjenje poreznih prihoda za oko 50 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012c)
1. siječnja 2013.	Poboljšanje naplate poreza	/	Klasifikacija nije nužna jer ne postoji procjena fiskalnog učinka	Povećanje poreznih prihoda, ali nije dostupna procjena fiskalnog učinka	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012d)
Listopad 2013.	Olakšanje ispunjavanja porezne obveze od strane umirovljenika-poreznih obveznika starije životne dobi, kao i olakšanje pravovremene naplate predujma poreza na dohodak i prireza. Usklađivanje nacionalnog zakonodavstva s pravnom stečevinom Europske unije	/	Klasifikacija nije nužna jer je procijenjeni fiskalni učinak jednak nuli	Nema ga. Prema službenom dokumentu Ministarstva financija, procijenjeno je da zbog izmjena Zakona o porezu na dohodak neće doći do većih razlika u poreznim prihodima, ali će se pospješiti naplata predujma poreza na dohodak	Vlada Republike Hrvatske (2013.)
1. siječnja 2014.	Promjena visine osobnog odbitka kojeg porezni obveznici mogu koristiti ako imaju prebivalište i borave na područjima posebne državne skrbi i brdsko-planinskim područjima, drugačiji način utvrđivanja takvih područja	Egzogeno	Temeljna motivacija za donošenje mjere bilo je smanjenje proračunskog manjka na razinu ispod 3% BDP-a u narednim godinama, odnosno riječ je o mjeri fiskalne konsolidacije	Povećanje poreznog opterećenja za 100 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013a)

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Obrazloženje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2015.	Povećanje osnovnog osobnog odbitka i povećanje osobnog odbitka umirovljenika, izmjena poreznih razreda	Endogeno, ali je moguće da je izmjena bila egzogena	U vrijeme donošenja izmjena Hrvatska je izlazila iz višegodišnje recesije. Procjene jaza ne omogućuju donošenje jednoznačnog zaključka o tome je li jaz dohotka tada bio pozitivan ili negativan. Kao objašnjenje motivacije iza ovih promjena navodi se ublažavanje utjecaja nepovoljnih kretanja na standard građana, smanjenje poreznog opterećenja rada, poboljšanje poduzetničke klime, smanjenje porezne evazije i povećanje osobne potrošnje. Neki od ovih faktora su egzogene, a neki endogene prirode	Smanjenje poreznih prihoda za 1,8 milijardi kuna godišnje od 2015. nadalje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014a)
1. siječnja 2016.	Nema promjene poreznog opterećenja; Uredbom o izmjenama Zakona o porezu na dohodak nije se uveo novi porez niti je došlo do promjene poreznog opterećenja, već se radilo o promjeni načina odnosno dinamike plaćanja i izvješćivanja poreza na dohodak po osnovi kapitalnih dobitaka za koje je već propisana obveza plaćanja poreza, osnovica i stopa poreza	/	Klasifikacija nije nužna jer je procijenjeni fiskalni učinak jednak nuli	Nema ga	Vlada Republike Hrvatske (2015.)
1. siječnja 2017.	Uvećanje osnovnog osobnog odbitka, povećanje koeficijenata za uvećanje osobnog odbitka za uzdržavane članove i djecu i za invalidnost, povećani su porezni razredi, uvedene su samo dvije porezne stope, umanjene obveze poreza na dohodak od nesamostalnog rada za 50% za umirovljenike i porezne obveznike s potpomognutih područja i područja Grada Vukovara	Egzogeno	Prema službenom objašnjenju, uočeno je da postoji visoko porezno opterećenje nesamostalnog rada (plaće), što negativno utječe na konkurentnost visokoobrazovanih radnika. Uz to, kao razlog izmjena navodi se i poticanje povratka i useljavanja hrvatskih iseljenika u Republiku Hrvatsku, kao i dodatno poticanje razvoja područja koja znatno zaostaju za nacionalnim prosjekom. Svi ovi razlozi predstavljaju motivaciju da se utječe na dugoročna gospodarska kretanja, a da nije riječ o protucikličkoj mjeri potvrđuje i to da je hrvatsko gospodarstvo u tom razdoblju bilo u fazi ekspanzije sudeći prema stopama rasta BDP-a i procjenama jaza	Smanjenje poreznih prihoda za 1,5 milijardi kuna godišnje	Vlada Republike Hrvatske (2016a)

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Objašnjenje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2019.	Povećanje iznosa porezne osnovice za primjenu poreza na dohodak, troškovi smještaja i prehrane za osobe koje obavljaju privremene odnosno povremene poslove u poljoprivredi su se prestali smatrati oporezivim primicima, davanje mogućnosti jedinicama lokalne samouprave da upravljaju visinom poreznog opterećenja za iznajmljivače u turizmu koji plaćaju paušalni porez na dohodak	Egzogeno	Prema službenom objašnjenju, cilj poreznog rasterećenja je bio povećati plaće hrvatskih radnika, osobito radnika u sektoru visokih tehnologija kako bi se spriječio odljev visokokvalificiranih radnika iz zemlje, kao i povećala konkurentnost visokoobrazovanih radnika u odnosu na zemlje u okruženju. Objašnjenje izmjene vezane uz troškove smještaja i prehrane za osobe koje obavljaju privremene odnosno povremene poslove u poljoprivredi vezano je uz poticanje zapošljavanja na sezonskim poslovima u poljoprivredi.	Smanjenje poreznih prihoda u iznosu od 210 milijuna kuna na godišnjoj razini. Utjecaj izmjena vezanih uz porezno opterećenje iznajmljivača u turizmu nije bilo moguće unaprijed procijeniti	Vlada Republike Hrvatske (2018a)

Tablica 35 - Popis, klasifikacija i obrazloženje klasifikacije izmjena u porezu na dobit

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Obrazloženje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
1. siječnja 2005.	Povećanje olakšica i oslobođenja koja se odnose na plaćanje poreza na dobit za poduzetnike koji obavljaju djelatnost na područjima od posebne državne skrbi i području grada Vukovara, mjera poticanja ulaganja u sklopu koje je omogućeno plaćanje manjeg poreza na dobit	Egzogeno	Riječ je o mjerama poticanja ulaganja i mjerama razvoja područja posebne državne skrbi i grada Vukovara, koje predstavljaju dugoročne mjere ekonomske politike. Povrh toga, hrvatsko gospodarstvo je 2004. i 2005. bilo u fazi ekspanzije s relativno visokim stopama rasta	30 milijuna kuna manje plaćenog poreza radi povećanja olakšica i oslobođenja, 40 milijuna kuna manje plaćenog poreza radi mjere poticanja ulaganja	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004c i 2004d)
1. srpnja 2010.	Promjene su donesene s ciljem sprječavanja porezne evazije u dijelu transferiranja dobiti između povezanih društava rezidenata, trgovanja poreznim gubicima i kod kupovina društava te u dijelu podmirivanja troškova za privatni život dioničara, kao i u dijelu korištenja određene imovine koja je evidentirana u dugotrajnoj imovini	Egzogeno	Kako je riječ o mjeri koja povećava porezne prihode u recesiji, glavna motivacija nije bila djelovati protuciklički	Mjera je utjecala na povećanje poreznih prihoda, ali procjena fiskalnog učinka nije napravljena, najvjerojatnije zbog nedostupnosti podataka o tome koliko je bila raširena porezna evazija koju se nastojalo spriječiti. No, zbog same prirode problematike fiskalni učinak ove mjere nije mogao biti jako velik	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2010b)
1. siječnja 2013.	Propisana mogućnost smanjenja osnovice poreza na dobit u slučaju kada se ostvarena dobit poreznog razdoblja koristi za povećanje temeljnog kapitala društva	Endogeno	Prema službenom objašnjenju, cilj izmjena bio je poticanje investicija kako bi se potaknuli rast gospodarstva i zapošljavanje. Kako je mjera donesena za vrijeme recesije, može se smatrati protucikličkom	Smanjenje poreznih prihoda od oko 2,2 milijarde kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012e)
1. srpnja 2013.	Izmjene u poreznom tretmanu spajanja, podjela, djelomičnih podjela, prijenosa imovine i zamjene dionica za prekogranične transakcije	Egzogeno	Usklađivanje Zakona o porezu na dobit s pravnom stečevinom Europske unije	Oko 3 milijuna kuna poreznog rasterećenja godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2008b)

Početak primjene	Najznačajnije izmjene	Endogeno ili egzogeno	Obrazloženje klasifikacije	Procijenjeni fiskalni učinak	Izvor
Kraj 2013., 1. siječnja 2014.	Izmjene u načinu utvrđivanja porezno priznatih rashoda od kamata po osnovi zajmova primljenih od povezanih osoba, povećano priznavanje rashoda poduzećima temeljem mogućeg otpisa potraživanja od fizičkih osoba	/	Klasifikacija nije nužna jer je procijenjeni fiskalni učinak jednak nuli	Službena procjena je bila da izmjene neće imati utjecaja na porezne prihode jer se fiskalni učinak svih izmjena međusobno poništava. Samim time nema utjecaja ni na agregatno porezno opterećenje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013b)
1. siječnja 2015.	Stroži uvjeti i način korištenja porezne olakšice za reinvestiranu dobit	Egzogeno	Cilj izmjene je bio smanjiti proračunski deficit povećanjem prihoda od poreza na dobit kao posljedice manjeg korištenja porezne olakšice za reinvestiranu dobit. Prema Romer i Romeru (2010.), porezne izmjene s ciljem smanjenja proračunskog deficita se smatraju egzogenima jer nije riječ o protucikličkoj mjeri	Prema službenoj procjeni, od 2016. godine prihodi državnog proračuna rastu za 500 milijuna kuna godišnje. No, kako se ti prihodi odnose na dobit iz 2015., može se smatrati da je do porasta poreznog opterećenja došlo 2015.	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014b)
1. siječnja 2017.	Smanjenje osnovne porezne stope s 20% na 18%, a za porezne obveznike koji ostvaruju godišnje prihode do 3 milijuna kuna na 12%	Egzogeno	Cilj smanjenja poreznog opterećenja bio je poboljšati investicijsku klimu i potaknuti gospodarski rast, s naglaskom na poticanje razvoja malog poduzetništva i poduzetnika koji započinju poslovnu aktivnost. Izmjene su donesene za vrijeme faze ekspanzije, stoga nije bila riječ o protucikličkoj mjeri	Smanjenje poreznih prihoda za 373 milijuna kuna godišnje	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2016a)
Kraj 2018.	Mjere su donesene s ciljem sprječavanja premještanja dobiti ostvarene u jednoj zemlji na područje neke druge zemlje, odnosno riječ je o mjerama protiv praksi izbjegavanja poreza	/	Klasifikacija nije nužna jer je procijenjeni fiskalni učinak jednak nuli	Prema službenoj procjeni promjene nisu imale utjecaj na prihode od poreza na dobit jer su u poreznom sustavu Republike Hrvatske već postojala pravila koja adresiraju taj problem	Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2018.)

Dodatak 3 – Usporedba modelski i narativno identificiranih šokova u porezima

Tablica 36 - Definicije varijabli u 20 osnovnih modela

Model	Objašnjenje definicija varijabli u modelu
1	Porezi, prva definicija i državna potrošnja, prva definicija
2	Porezi, prva definicija i državna potrošnja, druga definicija
3	Porezi, prva definicija i državna potrošnja, treća definicija
4	Porezi, prva definicija i državna potrošnja, četvrta definicija
5	Porezi, druga definicija i državna potrošnja, prva definicija
6	Porezi, druga definicija i državna potrošnja, druga definicija
7	Porezi, druga definicija i državna potrošnja, treća definicija
8	Porezi, druga definicija i državna potrošnja, četvrta definicija
9	Porezi, treća definicija i državna potrošnja, prva definicija
10	Porezi, treća definicija i državna potrošnja, druga definicija
11	Porezi, treća definicija i državna potrošnja, treća definicija
12	Porezi, treća definicija i državna potrošnja, četvrta definicija
13	Porezi, četvrta definicija i državna potrošnja, prva definicija
14	Porezi, četvrta definicija i državna potrošnja, druga definicija
15	Porezi, četvrta definicija i državna potrošnja, treća definicija
16	Porezi, četvrta definicija i državna potrošnja, četvrta definicija
17	Porezi, peta definicija i državna potrošnja, prva definicija
18	Porezi, peta definicija i državna potrošnja, druga definicija
19	Porezi, peta definicija i državna potrošnja, treća definicija
20	Porezi, peta definicija i državna potrošnja, četvrta definicija

Tablica 37 - Objašnjenja specifikacija modela za 36 ekstenzija

Ekstenzija	Objašnjenje specifikacije modela povezane s pripadajućom ekstenzijom
.1	Model bez trenda, binarne varijable i kontrole za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.2	Model bez trenda, binarne varijable i kontrole za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.3	Model bez trenda, binarne varijable i kontrole za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.4	Model s linearnim trendom, bez binarne varijable i kontrole za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.5	Model s linearnim trendom, bez binarne varijable i kontrole za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.6	Model s linearnim trendom, bez binarne varijable i kontrole za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.7	Model s kvadratnim trendom, bez binarne varijable i kontrole za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.8	Model s kvadratnim trendom, bez binarne varijable i kontrole za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.9	Model s kvadratnim trendom, bez binarne varijable i kontrole za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.10	Model bez trenda, s binarnom varijablom za 2009. i bez kontrole za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.11	Model bez trenda, s binarnom varijablom za 2009. i bez kontrole za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.12	Model bez trenda, s binarnom varijablom za 2009. i bez kontrole za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.13	Model s linearnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i bez kontrole za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.14	Model s linearnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i bez kontrole za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.15	Model s linearnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i bez kontrole za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.16	Model s kvadratnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i bez kontrole za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.17	Model s kvadratnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i bez kontrole za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.18	Model s kvadratnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i bez kontrole za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.19	Model bez trenda i binarne varijable s kontrolom za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.20	Model bez trenda i binarne varijable s kontrolom za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.21	Model bez trenda i binarne varijable s kontrolom za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.22	Model s linearnim trendom, bez binarne varijable i sa kontrolom za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.23	Model s linearnim trendom, bez binarne varijable i sa kontrolom za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.24	Model s linearnim trendom, bez binarne varijable i sa kontrolom za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.25	Model s kvadratnim trendom, bez binarne varijable i sa kontrolom za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.26	Model s kvadratnim trendom, bez binarne varijable i sa kontrolom za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.27	Model s kvadratnim trendom, bez binarne varijable i sa kontrolom za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.28	Model bez trenda, s binarnom varijablom za 2009. i sa kontrolom za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.29	Model bez trenda, s binarnom varijablom za 2009. i sa kontrolom za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.30	Model bez trenda, s binarnom varijablom za 2009. i sa kontrolom za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.31	Model s linearnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i sa kontrolom za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.32	Model s linearnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i sa kontrolom za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.33	Model s linearnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i sa kontrolom za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza
.34	Model s kvadratnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i sa kontrolom za BDP europa, najmanji koeficijent elastičnosti poreza
.35	Model s kvadratnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i sa kontrolom za BDP europa, srednji koeficijent elastičnosti poreza
.36	Model s kvadratnim trendom, s binarnom varijablom za 2009. i sa kontrolom za BDP europa, najveći koeficijent elastičnosti poreza

Tablica 38 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 1

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
1.1	0,05	0,00	-0,08	0,05	0,00	-0,09
1.2	0,05	0,00	-0,08	0,05	0,00	-0,09
1.3	0,04	0,00	-0,09	0,04	0,00	-0,09
1.4	0,05	0,00	-0,08	0,05	0,00	-0,08
1.5	0,04	0,00	-0,08	0,04	0,00	-0,08
1.6	0,04	0,00	-0,08	0,04	0,00	-0,08
1.7	0,05	0,00	0,01	0,05	0,00	0,01
1.8	0,05	0,00	0,01	0,05	0,00	0,01
1.9	0,05	0,00	0,01	0,05	0,00	0,01
1.10	0,05	0,00	-0,08	0,05	0,00	-0,09
1.11	0,05	0,00	-0,09	0,05	0,00	-0,09
1.12	0,04	0,00	-0,09	0,04	0,00	-0,09
1.13	0,05	0,00	-0,08	0,05	0,00	-0,08
1.14	0,04	0,00	-0,08	0,04	0,00	-0,08
1.15	0,04	0,00	-0,08	0,04	0,00	-0,08
1.16	0,05	0,00	0,01	0,05	0,00	0,01
1.17	0,05	0,00	0,01	0,05	0,00	0,01
1.18	0,05	0,00	0,01	0,05	0,00	0,01
1.19	0,04	0,00	-0,05	0,04	0,01	-0,05
1.20	0,04	0,01	-0,05	0,04	0,01	-0,05
1.21	0,04	0,02	-0,05	0,04	0,01	-0,05
1.22	0,04	0,02	-0,04	0,04	0,02	-0,04
1.23	0,03	0,02	-0,04	0,03	0,02	-0,04
1.24	0,03	0,03	-0,04	0,03	0,03	-0,04
1.25	0,04	0,00	0,04	0,04	0,00	0,03
1.26	0,04	0,00	0,04	0,04	0,00	0,03
1.27	0,04	0,00	0,04	0,04	0,00	0,03
1.28	0,04	0,00	-0,04	0,04	0,01	-0,04
1.29	0,04	0,01	-0,04	0,04	0,01	-0,04
1.30	0,04	0,01	-0,04	0,04	0,02	-0,04
1.31	0,04	0,02	-0,02	0,04	0,02	-0,03
1.32	0,03	0,02	-0,02	0,03	0,02	-0,03
1.33	0,03	0,03	-0,02	0,03	0,03	-0,03
1.34	0,04	0,00	0,05	0,04	0,00	0,04
1.35	0,04	0,00	0,05	0,04	0,00	0,04
1.36	0,04	0,00	0,05	0,04	0,00	0,04

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju snažan porast poreznog opterećenja u 4. tromjesečju 2006. koji se nije dogodio u stvarnosti

Tablica 39 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 2

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
2.1	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,00	-0,09
2.2	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,00	-0,09
2.3	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,01	-0,09
2.4	0,04	0,00	-0,14	0,04	0,01	-0,09
2.5	0,04	0,01	-0,14	0,04	0,01	-0,09
2.6	0,04	0,02	-0,14	0,04	0,01	-0,09
2.7	0,05	0,00	-0,03	0,05	0,00	0,02
2.8	0,04	0,00	-0,03	0,04	0,01	0,02
2.9	0,04	0,01	-0,03	0,04	0,01	0,02
2.10	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,01	-0,09
2.11	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,01	-0,09
2.12	0,04	0,01	-0,13	0,04	0,01	-0,09
2.13	0,04	0,00	-0,14	0,04	0,01	-0,09
2.14	0,04	0,01	-0,14	0,04	0,01	-0,09
2.15	0,04	0,02	-0,14	0,04	0,02	-0,09
2.16	0,05	0,00	-0,03	0,05	0,00	0,02
2.17	0,04	0,00	-0,03	0,04	0,01	0,02
2.18	0,03	0,03	-0,03	0,04	0,01	0,02
2.19	0,03	0,04	-0,11	0,03	0,03	-0,06
2.20	0,03	0,05	-0,11	0,03	0,04	-0,06
2.21	0,03	0,09	-0,11	0,03	0,05	-0,06
2.22	0,03	0,12	-0,08	0,03	0,10	-0,03
2.23	0,02	0,14	-0,08	0,03	0,12	-0,03
2.24	0,04	0,03	-0,08	0,02	0,14	-0,03
2.25	0,03	0,05	-0,01	0,04	0,03	0,04
2.26	0,03	0,06	-0,01	0,03	0,04	0,04
2.27	0,04	0,03	-0,01	0,03	0,05	0,04
2.28	0,03	0,04	-0,11	0,04	0,03	-0,06
2.29	0,03	0,05	-0,11	0,03	0,04	-0,06
2.30	0,03	0,07	-0,11	0,03	0,05	-0,06
2.31	0,03	0,08	-0,07	0,03	0,07	-0,03
2.32	0,03	0,10	-0,07	0,03	0,08	-0,03
2.33	0,05	0,03	-0,07	0,03	0,10	-0,03
2.34	0,04	0,03	-0,01	0,04	0,02	0,04
2.35	0,04	0,04	-0,01	0,04	0,03	0,04
2.36	0,04	0,04	-0,01	0,03	0,04	0,04

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju snažan porast poreznog opterećenja u 4. tromjesečju 2006. koji se nije dogodio u stvarnosti

Tablica 40 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 3

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
3.1	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,00	-0,09
3.2	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,01	-0,09
3.3	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,01	-0,09
3.4	0,04	0,00	-0,14	0,04	0,01	-0,09
3.5	0,04	0,00	-0,14	0,04	0,01	-0,09
3.6	0,04	0,00	-0,14	0,04	0,01	-0,09
3.7	0,05	0,00	-0,03	0,05	0,01	0,02
3.8	0,04	0,00	-0,03	0,04	0,01	0,02
3.9	0,04	0,01	-0,03	0,04	0,01	0,02
3.10	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,01	-0,09
3.11	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,01	-0,09
3.12	0,04	0,00	-0,13	0,04	0,01	-0,09
3.13	0,04	0,00	-0,14	0,04	0,01	-0,09
3.14	0,04	0,00	-0,14	0,04	0,01	-0,09
3.15	0,04	0,01	-0,14	0,04	0,01	-0,09
3.16	0,04	0,00	-0,03	0,05	0,00	0,02
3.17	0,05	0,00	-0,03	0,05	0,00	0,02
3.18	0,04	0,00	-0,03	0,04	0,01	0,02
3.19	0,04	0,03	-0,10	0,04	0,03	-0,05
3.20	0,03	0,04	-0,10	0,03	0,04	-0,05
3.21	0,03	0,05	-0,10	0,03	0,05	-0,05
3.22	0,03	0,06	-0,07	0,03	0,06	-0,03
3.23	0,03	0,08	-0,07	0,03	0,08	-0,03
3.24	0,03	0,10	-0,07	0,03	0,11	-0,03
3.25	0,04	0,02	-0,01	0,04	0,02	0,04
3.26	0,04	0,03	-0,01	0,04	0,03	0,04
3.27	0,03	0,04	-0,01	0,03	0,04	0,04
3.28	0,04	0,02	-0,10	0,04	0,02	-0,06
3.29	0,03	0,03	-0,10	0,03	0,03	-0,06
3.30	0,03	0,03	-0,10	0,03	0,04	-0,06
3.31	0,03	0,04	-0,07	0,03	0,04	-0,02
3.32	0,03	0,06	-0,07	0,03	0,06	-0,02
3.33	0,03	0,07	-0,07	0,03	0,07	-0,02
3.34	0,04	0,01	0,00	0,04	0,02	0,04
3.35	0,04	0,02	0,00	0,04	0,02	0,04
3.36	0,04	0,03	0,00	0,04	0,04	0,04

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju snažan porast poreznog opterećenja u 4. tromjesečju 2006. koji se nije dogodio u stvarnosti

Tablica 41 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 4

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
4.1	0,07	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.2	0,07	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.3	0,07	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.4	0,07	0,00	-0,05	0,07	0,00	-0,07
4.5	0,07	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.6	0,07	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.7	0,07	0,00	0,08	0,07	0,00	0,04
4.8	0,07	0,00	0,08	0,07	0,00	0,04
4.9	0,07	0,00	0,08	0,07	0,00	0,04
4.10	0,07	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.11	0,07	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.12	0,07	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.13	0,07	0,00	-0,05	0,07	0,00	-0,07
4.14	0,07	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.15	0,08	0,00	-0,04	0,07	0,00	-0,07
4.16	0,07	0,00	0,07	0,08	0,00	0,04
4.17	0,07	0,00	0,07	0,07	0,00	0,04
4.18	0,07	0,00	0,08	0,07	0,00	0,04
4.19	0,06	0,00	-0,02	0,07	0,00	-0,04
4.20	0,06	0,00	-0,02	0,06	0,00	-0,04
4.21	0,06	0,00	-0,02	0,06	0,00	-0,04
4.22	0,06	0,00	0,02	0,06	0,00	0,00
4.23	0,06	0,00	0,02	0,06	0,00	0,00
4.24	0,07	0,00	0,02	0,06	0,00	0,00
4.25	0,07	0,00	0,09	0,07	0,00	0,07
4.26	0,07	0,00	0,09	0,07	0,00	0,07
4.27	0,07	0,00	0,09	0,07	0,00	0,07
4.28	0,07	0,00	-0,03	0,07	0,00	-0,04
4.29	0,06	0,00	-0,03	0,07	0,00	-0,04
4.30	0,06	0,00	-0,03	0,06	0,00	-0,04
4.31	0,06	0,00	0,02	0,06	0,00	0,01
4.32	0,06	0,00	0,02	0,06	0,00	0,01
4.33	0,07	0,00	0,02	0,06	0,00	0,01
4.34	0,07	0,00	0,09	0,07	0,00	0,07
4.35	0,07	0,00	0,09	0,07	0,00	0,07
4.36	0,07	0,00	0,09	0,07	0,00	0,07

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju snažan porast poreznog opterećenja u 4. tromjesečju 2006. koji se nije dogodio u stvarnosti

Tablica 42 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 5

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
5.1	0,05	0,05	-0,16	0,05	0,06	-0,16
5.2	0,05	0,08	-0,16	0,05	0,08	-0,16
5.3	0,04	0,12	-0,16	0,04	0,12	-0,16
5.4	0,05	0,07	-0,16	0,05	0,07	-0,16
5.5	0,04	0,10	-0,16	0,04	0,11	-0,16
5.6	0,04	0,15	-0,16	0,04	0,15	-0,16
5.7	0,05	0,07	-0,06	0,05	0,08	-0,06
5.8	0,04	0,11	-0,06	0,04	0,13	-0,06
5.9	0,04	0,18	-0,06	0,04	0,18	-0,06
5.10	0,05	0,04	-0,16	0,05	0,04	-0,16
5.11	0,04	0,06	-0,16	0,05	0,06	-0,16
5.12	0,04	0,09	-0,16	0,04	0,09	-0,16
5.13	0,05	0,06	-0,16	0,05	0,05	-0,16
5.14	0,05	0,08	-0,16	0,05	0,08	-0,16
5.15	0,04	0,13	-0,16	0,04	0,12	-0,16
5.16	0,06	0,05	-0,06	0,06	0,05	-0,06
5.17	0,05	0,08	-0,06	0,05	0,08	-0,06
5.18	0,04	0,12	-0,06	0,04	0,14	-0,06
5.19	0,03	0,25	-0,11	0,03	0,27	-0,11
5.20	0,03	0,34	-0,11	0,03	0,35	-0,11
5.21	0,02	0,44	-0,11	0,02	0,45	-0,12
5.22	0,02	0,36	-0,10	0,02	0,37	-0,11
5.23	0,02	0,47	-0,10	0,02	0,47	-0,11
5.24	0,02	0,59	-0,10	0,02	0,59	-0,11
5.25	0,04	0,18	-0,03	0,04	0,19	-0,03
5.26	0,03	0,25	-0,03	0,03	0,26	-0,03
5.27	0,03	0,34	-0,03	0,03	0,34	-0,04
5.28	0,03	0,24	-0,10	0,03	0,26	-0,10
5.29	0,03	0,33	-0,10	0,03	0,34	-0,11
5.30	0,02	0,44	-0,10	0,02	0,44	-0,11
5.31	0,02	0,41	-0,08	0,02	0,40	-0,09
5.32	0,02	0,52	-0,08	0,02	0,53	-0,10
5.33	0,01	0,65	-0,08	0,01	0,66	-0,10
5.34	0,04	0,21	-0,02	0,04	0,22	-0,02
5.35	0,03	0,30	-0,02	0,03	0,30	-0,03
5.36	0,03	0,41	-0,02	0,02	0,40	-0,03

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju veliko porezno rasterećenje u 4. tromjesečju 2005. koje se nije dogodilo u stvarnosti

Tablica 43 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 6

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
6.1	0,05	0,06	-0,21	0,05	0,05	-0,16
6.2	0,05	0,09	-0,21	0,05	0,10	-0,16
6.3	0,04	0,13	-0,20	0,04	0,13	-0,16
6.4	0,05	0,06	-0,22	0,05	0,06	-0,17
6.5	0,05	0,10	-0,22	0,05	0,11	-0,17
6.6	0,04	0,14	-0,22	0,04	0,15	-0,17
6.7	0,05	0,07	-0,11	0,05	0,06	-0,06
6.8	0,05	0,10	-0,11	0,05	0,09	-0,06
6.9	0,04	0,14	-0,11	0,04	0,16	-0,06
6.10	0,05	0,05	-0,21	0,05	0,05	-0,16
6.11	0,05	0,08	-0,21	0,05	0,08	-0,16
6.12	0,04	0,12	-0,20	0,04	0,11	-0,16
6.13	0,05	0,06	-0,22	0,05	0,06	-0,17
6.14	0,05	0,09	-0,22	0,05	0,09	-0,17
6.15	0,04	0,13	-0,22	0,04	0,15	-0,17
6.16	0,06	0,04	-0,11	0,06	0,04	-0,06
6.17	0,05	0,06	-0,11	0,05	0,06	-0,06
6.18	0,05	0,10	-0,10	0,05	0,09	-0,06
6.19	0,03	0,23	-0,18	0,03	0,23	-0,13
6.20	0,03	0,32	-0,18	0,03	0,31	-0,13
6.21	0,02	0,42	-0,18	0,02	0,44	-0,13
6.22	0,02	0,43	-0,15	0,02	0,43	-0,10
6.23	0,02	0,55	-0,15	0,02	0,57	-0,10
6.24	0,01	0,68	-0,15	0,01	0,69	-0,10
6.25	0,04	0,21	-0,09	0,04	0,22	-0,03
6.26	0,03	0,29	-0,09	0,03	0,31	-0,03
6.27	0,03	0,39	-0,08	0,03	0,42	-0,03
6.28	0,04	0,17	-0,18	0,04	0,19	-0,13
6.29	0,03	0,25	-0,18	0,03	0,25	-0,13
6.30	0,03	0,33	-0,18	0,03	0,33	-0,13
6.31	0,03	0,32	-0,14	0,03	0,32	-0,09
6.32	0,02	0,44	-0,14	0,02	0,46	-0,09
6.33	0,02	0,56	-0,14	0,02	0,58	-0,10
6.34	0,04	0,16	-0,08	0,04	0,16	-0,03
6.35	0,04	0,22	-0,08	0,04	0,24	-0,03
6.36	0,03	0,31	-0,08	0,03	0,33	-0,03

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju veliko porezno rasterećenje u 4. tromjesečju 2005. koje se nije dogodilo u stvarnosti

Tablica 44 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 7

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
7.1	0,05	0,05	-0,20	0,05	0,05	-0,16
7.2	0,05	0,08	-0,20	0,05	0,08	-0,16
7.3	0,04	0,12	-0,20	0,04	0,13	-0,16
7.4	0,05	0,06	-0,22	0,05	0,06	-0,17
7.5	0,05	0,09	-0,21	0,05	0,09	-0,17
7.6	0,04	0,13	-0,21	0,04	0,14	-0,17
7.7	0,06	0,06	-0,11	0,06	0,05	-0,06
7.8	0,05	0,08	-0,11	0,05	0,08	-0,06
7.9	0,04	0,13	-0,10	0,04	0,15	-0,06
7.10	0,05	0,04	-0,20	0,05	0,04	-0,16
7.11	0,05	0,07	-0,20	0,05	0,07	-0,16
7.12	0,04	0,10	-0,20	0,04	0,10	-0,16
7.13	0,05	0,05	-0,22	0,05	0,05	-0,17
7.14	0,05	0,08	-0,21	0,05	0,08	-0,17
7.15	0,04	0,12	-0,21	0,04	0,13	-0,17
7.16	0,06	0,03	-0,11	0,06	0,03	-0,06
7.17	0,05	0,05	-0,10	0,05	0,05	-0,06
7.18	0,05	0,08	-0,10	0,05	0,08	-0,06
7.19	0,04	0,21	-0,17	0,04	0,21	-0,12
7.20	0,03	0,31	-0,17	0,03	0,29	-0,12
7.21	0,02	0,40	-0,17	0,02	0,39	-0,12
7.22	0,03	0,36	-0,14	0,03	0,36	-0,10
7.23	0,02	0,47	-0,14	0,02	0,46	-0,10
7.24	0,02	0,58	-0,14	0,02	0,59	-0,10
7.25	0,04	0,17	-0,08	0,04	0,16	-0,03
7.26	0,03	0,24	-0,08	0,03	0,23	-0,03
7.27	0,03	0,33	-0,08	0,03	0,34	-0,03
7.28	0,04	0,16	-0,17	0,04	0,17	-0,12
7.29	0,03	0,23	-0,17	0,03	0,23	-0,12
7.30	0,03	0,33	-0,17	0,03	0,31	-0,13
7.31	0,03	0,26	-0,14	0,03	0,26	-0,09
7.32	0,03	0,37	-0,14	0,03	0,35	-0,09
7.33	0,02	0,47	-0,14	0,02	0,47	-0,09
7.34	0,04	0,12	-0,08	0,04	0,12	-0,03
7.35	0,04	0,18	-0,07	0,03	0,17	-0,03
7.36	0,03	0,25	-0,07	0,03	0,26	-0,03

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju veliko porezno rasterećenje u 4. tromjesečju 2005. koje se nije dogodilo u stvarnosti

Tablica 45 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 8

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
8.1	0,08	0,00	-0,14	0,08	0,00	-0,15
8.2	0,07	0,00	-0,14	0,07	0,00	-0,15
8.3	0,07	0,00	-0,14	0,07	0,01	-0,15
8.4	0,08	0,00	-0,15	0,08	0,00	-0,16
8.5	0,07	0,00	-0,15	0,07	0,00	-0,16
8.6	0,07	0,00	-0,15	0,07	0,01	-0,16
8.7	0,08	0,00	-0,01	0,08	0,00	-0,02
8.8	0,08	0,00	-0,01	0,08	0,01	-0,02
8.9	0,07	0,01	-0,01	0,07	0,01	-0,02
8.10	0,08	0,00	-0,15	0,08	0,00	-0,16
8.11	0,08	0,00	-0,14	0,08	0,00	-0,16
8.12	0,07	0,00	-0,14	0,07	0,01	-0,16
8.13	0,08	0,00	-0,15	0,08	0,00	-0,16
8.14	0,08	0,00	-0,15	0,08	0,00	-0,16
8.15	0,07	0,00	-0,15	0,07	0,01	-0,16
8.16	0,09	0,00	-0,01	0,09	0,00	-0,03
8.17	0,08	0,00	-0,01	0,08	0,00	-0,03
8.18	0,08	0,00	-0,01	0,08	0,01	-0,03
8.19	0,07	0,00	-0,12	0,07	0,01	-0,12
8.20	0,06	0,02	-0,12	0,06	0,02	-0,12
8.21	0,06	0,03	-0,12	0,06	0,03	-0,12
8.22	0,05	0,04	-0,08	0,05	0,04	-0,08
8.23	0,05	0,06	-0,08	0,05	0,06	-0,08
8.24	0,04	0,10	-0,08	0,04	0,10	-0,08
8.25	0,07	0,01	0,02	0,07	0,01	0,01
8.26	0,06	0,02	0,02	0,06	0,02	0,01
8.27	0,06	0,04	0,02	0,06	0,04	0,01
8.28	0,07	0,00	-0,12	0,07	0,00	-0,12
8.29	0,06	0,00	-0,12	0,07	0,01	-0,13
8.30	0,06	0,01	-0,12	0,06	0,01	-0,13
8.31	0,06	0,02	-0,07	0,06	0,02	-0,07
8.32	0,05	0,04	-0,07	0,06	0,04	-0,07
8.33	0,07	0,06	-0,07	0,05	0,06	-0,07
8.34	0,07	0,00	0,02	0,07	0,01	0,01
8.35	0,07	0,02	0,02	0,07	0,01	0,01
8.36	0,06	0,03	0,02	0,06	0,02	0,01

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju veliko porezno rasterećenje u 4. tromjesečju 2005. koje se nije dogodilo u stvarnosti

Tablica 46 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 9

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
9.1	0,05	0,23	-0,07	0,05	0,24	-0,07
9.2	0,04	0,39	-0,07	0,04	0,39	-0,07
9.3	0,03	0,59	-0,07	0,03	0,60	-0,07
9.4	0,04	0,36	-0,08	0,04	0,36	-0,08
9.5	0,03	0,55	-0,08	0,03	0,55	-0,08
9.6	0,01	0,78	-0,08	0,01	0,79	-0,08
9.7	0,05	0,35	0,00	0,05	0,36	0,00
9.8	0,03	0,57	0,00	0,03	0,57	0,00
9.9	0,01	0,83	0,00	0,01	0,83	0,00
9.10	0,05	0,23	-0,07	0,05	0,24	-0,07
9.11	0,04	0,38	-0,07	0,04	0,38	-0,07
9.12	0,03	0,57	-0,07	0,03	0,57	-0,07
9.13	0,04	0,33	-0,08	0,04	0,33	-0,08
9.14	0,03	0,52	-0,08	0,03	0,52	-0,08
9.15	0,02	0,73	-0,08	0,02	0,73	-0,08
9.16	0,05	0,30	0,01	0,05	0,31	0,00
9.17	0,03	0,50	0,00	0,03	0,50	0,00
9.18	0,02	0,75	0,00	0,02	0,75	0,00
9.19	0,00	0,65	-0,06	0,02	0,65	-0,06
9.20	0,00	0,87	-0,06	0,01	0,87	-0,07
9.21	0,01	0,90	-0,07	-0,01	0,89	-0,07
9.22	0,00	0,76	-0,05	0,01	0,76	-0,06
9.23	0,01	0,99	-0,06	0,00	0,99	-0,06
9.24	0,04	0,79	-0,06	-0,01	0,78	-0,06
9.25	0,02	0,42	0,01	0,04	0,43	0,01
9.26	0,00	0,64	0,01	0,02	0,63	0,01
9.27	0,02	0,88	0,01	0,01	0,88	0,01
9.28	0,00	0,64	-0,05	0,01	0,65	-0,06
9.29	0,02	0,87	-0,06	-0,01	0,87	-0,06
9.30	0,01	0,89	-0,06	0,01	0,89	-0,06
9.31	0,00	0,81	-0,04	0,00	0,82	-0,05
9.32	0,00	0,95	-0,04	-0,02	0,95	-0,05
9.33	0,02	0,73	-0,05	0,04	0,73	-0,05
9.34	0,03	0,46	0,02	0,02	0,46	0,02
9.35	0,02	0,69	0,02	0,02	0,69	0,02
9.36	0,00	0,94	0,02	0,00	0,94	0,01

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja

Tablica 47 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 10

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
10.1	0,00	0,98	-0,13	0,00	0,98	-0,06
10.2	-0,02	0,74	-0,12	-0,02	0,74	-0,06
10.3	-0,04	0,53	-0,12	-0,04	0,52	-0,06
10.4	0,00	0,96	-0,17	0,00	0,96	-0,08
10.5	-0,02	0,72	-0,16	-0,02	0,71	-0,08
10.6	-0,04	0,50	-0,16	-0,04	0,50	-0,08
10.7	0,00	0,93	-0,08	0,01	0,93	0,00
10.8	-0,02	0,79	-0,07	-0,02	0,79	0,00
10.9	-0,04	0,55	-0,07	-0,04	0,55	0,00
10.10	0,00	0,99	-0,13	0,00	0,99	-0,06
10.11	-0,02	0,77	-0,12	-0,02	0,77	-0,06
10.12	-0,03	0,55	-0,12	-0,03	0,55	-0,06
10.13	0,00	0,96	-0,17	0,00	0,96	-0,08
10.14	-0,02	0,71	-0,16	-0,02	0,71	-0,08
10.15	-0,04	0,50	-0,16	-0,04	0,50	-0,08
10.16	-0,01	0,85	-0,08	0,01	0,85	0,00
10.17	0,00	0,87	-0,07	-0,01	0,87	0,00
10.18	-0,03	0,62	-0,07	-0,03	0,61	0,00
10.19	-0,03	0,57	-0,15	-0,03	0,57	-0,07
10.20	-0,05	0,39	-0,15	-0,05	0,38	-0,07
10.21	-0,07	0,25	-0,14	-0,07	0,25	-0,07
10.22	-0,04	0,43	-0,13	-0,04	0,43	-0,06
10.23	-0,06	0,29	-0,13	-0,06	0,28	-0,06
10.24	-0,08	0,19	-0,13	-0,08	0,18	-0,06
10.25	-0,01	0,82	-0,07	-0,01	0,82	0,01
10.26	-0,03	0,59	-0,06	-0,03	0,58	0,01
10.27	-0,05	0,40	-0,06	-0,05	0,40	0,01
10.28	-0,03	0,63	-0,15	-0,03	0,63	-0,07
10.29	-0,05	0,44	-0,14	-0,04	0,43	-0,07
10.30	-0,06	0,28	-0,14	-0,06	0,28	-0,07
10.31	-0,04	0,49	-0,13	-0,04	0,49	-0,05
10.32	-0,06	0,33	-0,13	-0,06	0,32	-0,05
10.33	-0,08	0,21	-0,12	-0,08	0,21	-0,05
10.34	0,00	0,87	-0,06	-0,01	0,87	0,01
10.35	-0,03	0,63	-0,06	-0,03	0,63	0,01
10.36	-0,05	0,43	-0,05	-0,05	0,43	0,01

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja

Tablica 48 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 11

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
11.1	0,00	0,99	-0,13	0,00	0,99	-0,07
11.2	-0,02	0,75	-0,12	-0,02	0,75	-0,07
11.3	-0,04	0,53	-0,12	-0,04	0,53	-0,07
11.4	0,00	0,99	-0,16	0,00	0,99	-0,08
11.5	-0,02	0,73	-0,16	-0,02	0,74	-0,08
11.6	-0,04	0,51	-0,16	-0,04	0,51	-0,08
11.7	0,00	0,91	-0,08	0,01	0,91	0,00
11.8	-0,01	0,81	-0,07	-0,01	0,81	0,00
11.9	-0,04	0,56	-0,07	-0,04	0,56	0,00
11.10	0,00	0,97	-0,13	0,00	0,97	-0,07
11.11	-0,01	0,79	-0,13	-0,01	0,79	-0,07
11.12	-0,04	0,57	-0,12	-0,03	0,58	-0,07
11.13	0,00	0,98	-0,16	0,00	0,98	-0,08
11.14	-0,02	0,74	-0,16	-0,02	0,74	-0,08
11.15	-0,04	0,52	-0,16	-0,04	0,52	-0,08
11.16	0,01	0,82	-0,07	-0,01	0,82	0,00
11.17	0,00	0,90	-0,07	-0,01	0,90	0,00
11.18	-0,03	0,64	-0,07	-0,03	0,64	0,00
11.19	-0,03	0,60	-0,14	-0,03	0,59	-0,07
11.20	-0,05	0,41	-0,14	-0,05	0,40	-0,07
11.21	-0,07	0,26	-0,14	-0,07	0,26	-0,07
11.22	-0,04	0,51	-0,13	-0,04	0,51	-0,06
11.23	-0,06	0,33	-0,13	-0,06	0,34	-0,06
11.24	-0,08	0,23	-0,13	-0,08	0,21	-0,06
11.25	0,00	0,90	-0,06	-0,01	0,90	0,01
11.26	-0,03	0,65	-0,06	-0,03	0,65	0,01
11.27	-0,05	0,46	-0,06	-0,05	0,45	0,01
11.28	-0,02	0,67	-0,14	-0,02	0,67	-0,07
11.29	-0,04	0,46	-0,14	-0,04	0,47	-0,07
11.30	-0,06	0,32	-0,14	-0,06	0,31	-0,07
11.31	-0,03	0,57	-0,13	-0,03	0,57	-0,05
11.32	-0,05	0,38	-0,12	-0,05	0,39	-0,05
11.33	-0,07	0,24	-0,12	-0,07	0,24	-0,05
11.34	0,00	0,95	-0,06	0,00	0,95	0,01
11.35	-0,02	0,70	-0,06	-0,02	0,70	0,01
11.36	-0,04	0,50	-0,05	-0,04	0,48	0,01

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja

Tablica 49 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 12

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
12.1	0,04	0,41	-0,10	0,04	0,42	-0,07
12.2	0,02	0,64	-0,10	0,02	0,65	-0,07
12.3	0,01	0,89	-0,09	0,01	0,89	-0,07
12.4	0,04	0,43	-0,12	0,04	0,43	-0,10
12.5	0,02	0,66	-0,12	0,02	0,66	-0,10
12.6	0,01	0,91	-0,12	0,01	0,91	-0,10
12.7	0,04	0,45	-0,01	0,04	0,46	0,01
12.8	0,02	0,72	-0,01	0,02	0,71	0,01
12.9	0,00	0,99	-0,01	0,00	0,99	0,01
12.10	0,04	0,37	-0,10	0,04	0,38	-0,07
12.11	0,03	0,57	-0,10	0,03	0,58	-0,07
12.12	0,01	0,82	-0,09	0,01	0,82	-0,07
12.13	0,05	0,35	-0,13	0,05	0,35	-0,10
12.14	0,03	0,54	-0,12	0,03	0,54	-0,10
12.15	0,01	0,78	-0,12	0,01	0,78	-0,10
12.16	0,05	0,37	-0,02	0,05	0,38	0,01
12.17	0,03	0,60	-0,02	0,03	0,61	0,01
12.18	0,01	0,88	-0,01	0,01	0,88	0,01
12.19	0,02	0,71	-0,10	0,02	0,73	-0,08
12.20	0,00	0,97	-0,10	0,00	0,97	-0,08
12.21	0,02	0,78	-0,10	0,02	0,78	-0,08
12.22	0,01	0,89	-0,09	0,01	0,89	-0,07
12.23	-0,01	0,87	-0,09	-0,01	0,86	-0,07
12.24	-0,02	0,64	-0,09	0,02	0,65	-0,07
12.25	0,03	0,62	0,00	0,03	0,63	0,02
12.26	0,01	0,89	0,00	0,01	0,88	0,02
12.27	-0,01	0,85	0,00	-0,01	0,85	0,02
12.28	0,03	0,56	-0,10	0,03	0,57	-0,08
12.29	0,01	0,81	-0,10	0,01	0,81	-0,08
12.30	-0,01	0,94	-0,10	0,00	0,94	-0,08
12.31	0,01	0,80	-0,08	0,01	0,80	-0,06
12.32	0,00	0,95	-0,08	0,00	0,95	-0,06
12.33	-0,02	0,72	-0,08	-0,02	0,72	-0,07
12.34	0,03	0,58	0,00	0,03	0,59	0,02
12.35	0,01	0,84	0,00	0,01	0,84	0,02
12.36	-0,01	0,89	0,00	-0,01	0,89	0,02

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja

Tablica 50 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 13

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
13.1	0,08	0,29	0,09	0,08	0,29	0,09
13.2	0,04	0,63	0,09	0,04	0,65	0,09
13.3	-0,01	0,91	0,09	-0,01	0,91	0,08
13.4	0,08	0,32	0,09	0,08	0,32	0,09
13.5	0,04	0,66	0,09	0,04	0,68	0,09
13.6	-0,01	0,89	0,09	-0,01	0,89	0,09
13.7	0,09	0,29	0,10	0,09	0,28	0,10
13.8	0,04	0,66	0,10	0,04	0,67	0,10
13.9	-0,02	0,87	0,10	-0,02	0,87	0,10
13.10	0,08	0,29	0,09	0,08	0,28	0,08
13.11	0,04	0,61	0,09	0,04	0,62	0,09
13.12	-0,01	0,95	0,09	-0,01	0,95	0,09
13.13	0,08	0,31	0,09	0,08	0,30	0,09
13.14	0,04	0,64	0,09	0,04	0,65	0,09
13.15	-0,01	0,92	0,09	-0,01	0,93	0,09
13.16	0,09	0,27	0,10	0,09	0,26	0,10
13.17	0,05	0,61	0,10	0,04	0,63	0,10
13.18	-0,01	0,91	0,10	-0,01	0,91	0,10
13.19	0,02	0,83	0,15	0,02	0,83	0,14
13.20	-0,03	0,79	0,15	0,03	0,77	0,14
13.21	-0,09	0,45	0,14	-0,08	0,45	0,13
13.22	0,00	0,99	0,14	0,00	0,99	0,13
13.23	-0,05	0,63	0,14	-0,05	0,62	0,13
13.24	-0,11	0,35	0,13	-0,11	0,34	0,13
13.25	0,03	0,75	0,15	0,03	0,75	0,14
13.26	-0,02	0,84	0,14	-0,02	0,82	0,14
13.27	-0,09	0,48	0,14	-0,08	0,47	0,13
13.28	0,02	0,83	0,16	0,02	0,83	0,15
13.29	-0,03	0,78	0,16	-0,03	0,77	0,14
13.30	-0,08	0,44	0,15	-0,08	0,45	0,14
13.31	-0,01	0,92	0,16	-0,01	0,92	0,14
13.32	-0,06	0,57	0,15	-0,06	0,57	0,14
13.33	-0,12	0,31	0,15	-0,13	0,31	0,14
13.34	0,02	0,82	0,16	0,02	0,82	0,15
13.35	-0,03	0,77	0,15	-0,03	0,76	0,14
13.36	-0,09	0,44	0,15	-0,09	0,42	0,14

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja

Tablica 51 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 14

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
14.1	0,06	0,43	0,07	0,06	0,44	0,10
14.2	0,02	0,82	0,07	0,02	0,85	0,11
14.3	-0,03	0,74	0,08	-0,03	0,74	0,11
14.4	0,06	0,48	0,04	0,06	0,48	0,09
14.5	0,01	0,88	0,05	0,01	0,90	0,09
14.6	-0,04	0,69	0,05	-0,04	0,69	0,09
14.7	0,05	0,58	0,08	0,05	0,58	0,12
14.8	0,00	0,98	0,09	-0,01	0,96	0,12
14.9	-0,07	0,55	0,09	-0,07	0,55	0,12
14.10	0,06	0,45	0,07	0,06	0,45	0,10
14.11	0,02	0,83	0,07	0,02	0,84	0,11
14.12	-0,03	0,75	0,08	-0,03	0,74	0,11
14.13	0,05	0,51	0,04	0,05	0,52	0,09
14.14	0,01	0,90	0,05	-0,01	0,92	0,09
14.15	-0,04	0,68	0,05	-0,04	0,68	0,09
14.16	0,05	0,54	0,08	0,05	0,55	0,12
14.17	0,00	0,96	0,09	0,00	0,98	0,12
14.18	-0,06	0,62	0,10	-0,06	0,60	0,12
14.19	-0,02	0,87	0,08	-0,02	0,87	0,13
14.20	-0,07	0,51	0,09	-0,07	0,50	0,13
14.21	-0,14	0,27	0,09	-0,14	0,27	0,13
14.22	-0,05	0,60	0,09	-0,05	0,61	0,14
14.23	-0,11	0,34	0,10	-0,11	0,35	0,14
14.24	-0,18	0,18	0,10	-0,18	0,17	0,14
14.25	-0,03	0,75	0,12	-0,03	0,75	0,16
14.26	-0,09	0,45	0,12	-0,09	0,42	0,16
14.27	-0,16	0,22	0,13	-0,16	0,23	0,16
14.28	-0,01	0,94	0,08	-0,01	0,94	0,13
14.29	-0,06	0,58	0,09	-0,06	0,57	0,14
14.30	-0,13	0,31	0,10	0,13	0,30	0,14
14.31	-0,04	0,67	0,10	-0,04	0,68	0,15
14.32	-0,10	0,39	0,10	-0,10	0,38	0,15
14.33	-0,17	0,20	0,11	-0,17	0,19	0,15
14.34	-0,02	0,83	0,12	-0,02	0,82	0,17
14.35	-0,08	0,50	0,13	-0,08	0,47	0,17
14.36	-0,15	0,25	0,13	-0,15	0,25	0,17

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja

Tablica 52 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 15

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
15.1	0,06	0,46	0,07	0,06	0,45	0,10
15.2	0,02	0,84	0,07	0,02	0,86	0,11
15.3	-0,04	0,73	0,08	0,04	0,72	0,11
15.4	0,06	0,48	0,04	0,06	0,49	0,09
15.5	0,01	0,89	0,05	0,01	0,91	0,09
15.6	-0,04	0,67	0,06	-0,05	0,67	0,10
15.7	0,05	0,60	0,08	0,05	0,60	0,12
15.8	0,00	0,97	0,09	-0,01	0,94	0,12
15.9	-0,07	0,54	0,10	-0,07	0,54	0,13
15.10	0,06	0,46	0,07	0,06	0,44	0,10
15.11	0,02	0,82	0,07	0,02	0,83	0,11
15.12	-0,03	0,75	0,08	-0,03	0,75	0,11
15.13	0,05	0,50	0,04	0,06	0,51	0,09
15.14	0,01	0,90	0,05	0,01	0,92	0,09
15.15	-0,04	0,68	0,06	-0,04	0,67	0,10
15.16	0,05	0,54	0,08	0,05	0,54	0,12
15.17	0,01	0,96	0,09	0,00	0,98	0,12
15.18	-0,06	0,62	0,10	-0,06	0,60	0,13
15.19	-0,02	0,87	0,09	-0,02	0,87	0,14
15.20	-0,07	0,52	0,09	-0,08	0,51	0,14
15.21	-0,14	0,29	0,10	-0,14	0,26	0,14
15.22	-0,04	0,69	0,10	-0,04	0,69	0,15
15.23	-0,10	0,39	0,10	-0,10	0,39	0,15
15.24	-0,16	0,21	0,11	-0,17	0,21	0,15
15.25	-0,02	0,83	0,12	-0,02	0,84	0,17
15.26	-0,08	0,52	0,13	-0,08	0,48	0,17
15.27	-0,15	0,26	0,13	-0,15	0,25	0,17
15.28	-0,01	0,95	0,09	-0,01	0,96	0,14
15.29	-0,06	0,59	0,09	-0,06	0,58	0,14
15.30	-0,12	0,32	0,10	-0,12	0,32	0,14
15.31	-0,03	0,76	0,10	-0,03	0,76	0,15
15.32	-0,09	0,45	0,11	-0,09	0,44	0,15
15.33	-0,15	0,23	0,11	-0,15	0,23	0,15
15.34	-0,01	0,91	0,13	-0,01	0,91	0,17
15.35	-0,07	0,56	0,13	-0,07	0,54	0,17
15.36	-0,14	0,29	0,14	-0,14	0,28	0,17

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja

Tablica 53 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 16

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
16.1	0,10	0,18	0,08	0,10	0,19	0,09
16.2	0,06	0,48	0,08	0,06	0,49	0,09
16.3	0,01	0,94	0,09	0,01	0,94	0,09
16.4	0,11	0,26	0,07	0,10	0,20	0,07
16.5	0,06	0,52	0,07	0,06	0,54	0,08
16.6	0,00	0,99	0,08	0,00	0,99	0,08
16.7	0,08	0,40	0,11	0,08	0,38	0,12
16.8	0,03	0,80	0,12	0,02	0,82	0,12
16.9	-0,04	0,71	0,12	-0,04	0,72	0,13
16.10	0,11	0,14	0,08	0,11	0,14	0,08
16.11	0,07	0,41	0,08	0,07	0,40	0,09
16.12	0,02	0,82	0,08	0,02	0,82	0,09
16.13	0,11	0,14	0,06	0,11	0,13	0,07
16.14	0,07	0,40	0,06	0,07	0,39	0,07
16.15	0,02	0,81	0,07	0,02	0,82	0,07
16.16	0,09	0,34	0,11	0,09	0,26	0,11
16.17	0,05	0,61	0,11	0,04	0,62	0,12
16.18	-0,01	0,90	0,12	-0,01	0,90	0,12
16.19	0,05	0,58	0,12	0,05	0,58	0,13
16.20	0,00	0,99	0,13	0,00	0,98	0,13
16.21	-0,06	0,57	0,13	-0,06	0,57	0,13
16.22	0,04	0,66	0,13	0,04	0,66	0,13
16.23	-0,01	0,93	0,13	-0,01	0,91	0,13
16.24	-0,07	0,53	0,13	-0,07	0,54	0,13
16.25	0,04	0,67	0,16	0,04	0,65	0,16
16.26	-0,01	0,91	0,16	-0,01	0,89	0,16
16.27	-0,07	0,51	0,16	-0,07	0,51	0,16
16.28	0,07	0,47	0,12	0,07	0,40	0,12
16.29	0,02	0,81	0,12	0,02	0,83	0,13
16.30	-0,04	0,72	0,12	-0,04	0,72	0,13
16.31	0,05	0,59	0,13	0,05	0,58	0,14
16.32	0,00	0,99	0,13	0,00	0,99	0,14
16.33	-0,06	0,58	0,13	-0,06	0,59	0,14
16.34	0,05	0,60	0,16	0,05	0,56	0,17
16.35	0,00	0,98	0,16	-0,01	0,96	0,17
16.36	-0,07	0,55	0,16	0,07	0,56	0,16

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju blagi porast poreznog opterećenja u prvom tromjesečju 2017., a tada je u stvarnosti došlo do relativno velikog poreznog rasterećenja

Tablica 54 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 17

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
17.1	0,00	0,97	0,10	0,00	0,97	0,09
17.2	-0,05	0,61	0,10	-0,05	0,62	0,09
17.3	-0,10	0,34	0,09	-0,10	0,34	0,09
17.4	0,00	0,98	0,09	0,00	0,98	0,09
17.5	-0,04	0,66	0,09	-0,04	0,67	0,09
17.6	-0,09	0,38	0,09	-0,09	0,38	0,09
17.7	0,00	0,97	0,12	0,00	0,97	0,12
17.8	-0,05	0,59	0,12	-0,05	0,59	0,12
17.9	-0,11	0,32	0,12	-0,11	0,33	0,12
17.10	-0,01	0,93	0,10	-0,01	0,94	0,09
17.11	-0,05	0,59	0,10	-0,05	0,59	0,09
17.12	-0,10	0,34	0,09	-0,10	0,33	0,09
17.13	0,00	0,99	0,09	0,00	0,99	0,09
17.14	-0,04	0,63	0,09	-0,04	0,65	0,09
17.15	-0,09	0,37	0,09	-0,09	0,36	0,09
17.16	0,00	0,98	0,12	0,00	0,98	0,12
17.17	-0,05	0,61	0,12	-0,05	0,61	0,12
17.18	-0,11	0,34	0,12	-0,11	0,34	0,12
17.19	-0,05	0,57	0,14	-0,05	0,57	0,13
17.20	-0,10	0,33	0,14	-0,10	0,34	0,13
17.21	-0,15	0,18	0,13	-0,15	0,18	0,12
17.22	-0,08	0,44	0,14	-0,08	0,43	0,12
17.23	-0,12	0,25	0,13	-0,12	0,24	0,12
17.24	-0,18	0,13	0,13	-0,18	0,13	0,12
17.25	-0,05	0,61	0,16	-0,05	0,61	0,15
17.26	-0,10	0,35	0,15	-0,10	0,36	0,14
17.27	-0,15	0,18	0,15	-0,15	0,18	0,14
17.28	-0,05	0,57	0,14	-0,05	0,57	0,13
17.29	-0,10	0,33	0,14	-0,10	0,34	0,13
17.30	-0,15	0,18	0,13	-0,15	0,18	0,12
17.31	-0,08	0,41	0,14	-0,08	0,41	0,13
17.32	-0,13	0,23	0,14	-0,13	0,23	0,12
17.33	-0,18	0,12	0,13	-0,18	0,12	0,12
17.34	-0,05	0,58	0,16	-0,06	0,58	0,15
17.35	-0,10	0,34	0,15	-0,10	0,33	0,14
17.36	-0,16	0,17	0,15	-0,16	0,17	0,14

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju porezno rasterećenje u prvom tromjesečju 2014., a tada je u stvarnosti došlo do porasta poreznog opterećenja

Tablica 55 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 18

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
18.1	0,00	0,99	0,09	0,00	0,99	0,12
18.2	-0,04	0,65	0,10	-0,04	0,65	0,13
18.3	-0,09	0,38	0,11	-0,09	0,38	0,13
18.4	-0,01	0,93	0,07	-0,01	0,93	0,11
18.5	-0,05	0,59	0,07	-0,06	0,58	0,11
18.6	-0,11	0,33	0,08	-0,11	0,32	0,11
18.7	-0,04	0,73	0,12	-0,04	0,72	0,16
18.8	-0,08	0,43	0,13	-0,08	0,43	0,16
18.9	-0,14	0,22	0,13	-0,14	0,23	0,16
18.10	-0,01	0,90	0,10	-0,01	0,90	0,13
18.11	-0,05	0,58	0,10	0,05	0,57	0,13
18.12	-0,10	0,33	0,11	-0,10	0,32	0,13
18.13	-0,02	0,81	0,07	-0,02	0,81	0,11
18.14	-0,07	0,51	0,08	-0,06	0,49	0,11
18.15	-0,12	0,28	0,08	-0,12	0,28	0,11
18.16	-0,04	0,72	0,12	-0,04	0,72	0,16
18.17	-0,08	0,43	0,13	-0,08	0,43	0,16
18.18	-0,14	0,23	0,13	-0,14	0,23	0,16
18.19	-0,08	0,41	0,10	-0,08	0,41	0,14
18.20	-0,13	0,23	0,11	-0,13	0,23	0,14
18.21	-0,19	0,12	0,12	-0,19	0,12	0,15
18.22	-0,10	0,32	0,12	-0,10	0,31	0,15
18.23	-0,15	0,17	0,12	-0,15	0,17	0,15
18.24	-0,20	0,09	0,12	-0,20	0,09	0,15
18.25	-0,09	0,39	0,15	-0,09	0,39	0,19
18.26	-0,13	0,22	0,15	-0,13	0,21	0,19
18.27	-0,19	0,11	0,16	-0,19	0,12	0,19
18.28	-0,08	0,42	0,10	-0,08	0,42	0,14
18.29	-0,13	0,24	0,11	-0,13	0,24	0,14
18.30	-0,18	0,13	0,11	-0,18	0,12	0,14
18.31	-0,10	0,33	0,12	-0,10	0,32	0,16
18.32	-0,15	0,18	0,12	-0,15	0,18	0,16
18.33	-0,20	0,10	0,12	-0,20	0,09	0,16
18.34	-0,08	0,41	0,15	-0,08	0,40	0,19
18.35	-0,13	0,23	0,15	-0,13	0,22	0,19
18.36	-0,18	0,12	0,16	-0,18	0,12	0,19

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju porezno rasterećenje u prvom tromjesečju 2014., a tada je u stvarnosti došlo do porasta poreznog opterećenja

Tablica 56 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 19

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
19.1	0,00	0,99	0,10	0,00	0,99	0,12
19.2	-0,04	0,66	0,10	-0,04	0,65	0,13
19.3	-0,09	0,37	0,11	-0,09	0,37	0,13
19.4	-0,01	0,93	0,07	-0,01	0,93	0,11
19.5	-0,05	0,59	0,08	-0,05	0,58	0,11
19.6	-0,11	0,34	0,09	-0,11	0,33	0,12
19.7	-0,03	0,74	0,13	-0,03	0,74	0,16
19.8	-0,08	0,44	0,13	-0,08	0,43	0,16
19.9	-0,14	0,23	0,14	-0,14	0,23	0,16
19.10	-0,01	0,93	0,10	-0,01	0,93	0,13
19.11	-0,05	0,60	0,11	-0,05	0,60	0,13
19.12	-0,10	0,34	0,11	-0,10	0,34	0,13
19.13	-0,02	0,83	0,07	-0,02	0,83	0,11
19.14	-0,06	0,51	0,08	-0,06	0,51	0,11
19.15	-0,11	0,33	0,09	-0,11	0,28	0,12
19.16	-0,03	0,75	0,13	-0,03	0,76	0,16
19.17	-0,08	0,46	0,13	-0,08	0,46	0,16
19.18	-0,13	0,24	0,14	-0,13	0,24	0,16
19.19	-0,08	0,43	0,12	-0,08	0,43	0,15
19.20	-0,13	0,26	0,12	-0,13	0,23	0,15
19.21	-0,19	0,12	0,13	-0,19	0,12	0,15
19.22	-0,09	0,38	0,12	-0,09	0,37	0,16
19.23	-0,13	0,21	0,13	-0,13	0,21	0,16
19.24	-0,19	0,11	0,13	-0,19	0,11	0,16
19.25	-0,07	0,47	0,15	-0,08	0,46	0,19
19.26	-0,12	0,31	0,16	-0,12	0,26	0,19
19.27	-0,17	0,13	0,16	-0,17	0,13	0,19
19.28	-0,07	0,45	0,11	-0,07	0,44	0,15
19.29	-0,12	0,25	0,12	-0,12	0,26	0,15
19.30	-0,18	0,16	0,12	-0,18	0,13	0,15
19.31	-0,08	0,39	0,12	-0,08	0,39	0,16
19.32	-0,13	0,22	0,13	-0,13	0,22	0,16
19.33	-0,18	0,15	0,13	-0,18	0,11	0,16
19.34	-0,07	0,49	0,16	-0,07	0,48	0,19
19.35	-0,12	0,33	0,16	-0,12	0,27	0,19
19.36	-0,17	0,14	0,16	-0,17	0,14	0,19

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju porezno rasterećenje u prvom tromjesečju 2014., a tada je u stvarnosti došlo do porasta poreznog opterećenja

Tablica 57 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 20

Model	Prvo ograničenje			Drugo ograničenje		
	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima	Početni multiplikator poreza (koeficijent)	P-vrijednost uz početni multiplikator poreza	Korelacija s narativnim šokovima
20.1	0,02	0,77	0,10	0,02	0,77	0,12
20.2	-0,02	0,82	0,11	-0,02	0,82	0,12
20.3	-0,07	0,48	0,12	-0,07	0,48	0,12
20.4	0,02	0,82	0,09	0,02	0,82	0,10
20.5	-0,03	0,78	0,10	-0,03	0,78	0,11
20.6	-0,08	0,45	0,11	-0,08	0,45	0,11
20.7	-0,01	0,89	0,15	-0,01	0,89	0,16
20.8	-0,07	0,53	0,16	-0,07	0,53	0,16
20.9	-0,12	0,29	0,16	-0,12	0,29	0,16
20.10	0,03	0,76	0,10	0,03	0,76	0,11
20.11	-0,02	0,85	0,11	-0,02	0,85	0,12
20.12	-0,07	0,50	0,11	0,07	0,51	0,12
20.13	-0,03	0,76	0,09	0,03	0,76	0,10
20.14	-0,02	0,85	0,09	-0,02	0,85	0,10
20.15	-0,07	0,51	0,10	-0,07	0,51	0,10
20.16	0,00	0,99	0,15	0,00	0,99	0,16
20.17	-0,05	0,62	0,15	-0,05	0,62	0,16
20.18	-0,10	0,35	0,15	-0,10	0,34	0,16
20.19	-0,02	0,80	0,14	-0,02	0,80	0,15
20.20	-0,07	0,48	0,14	-0,07	0,48	0,15
20.21	-0,13	0,26	0,15	-0,13	0,27	0,15
20.22	-0,02	0,81	0,14	-0,02	0,81	0,14
20.23	-0,07	0,50	0,14	-0,07	0,50	0,14
20.24	-0,11	0,28	0,14	-0,12	0,27	0,14
20.25	-0,03	0,78	0,18	-0,03	0,78	0,18
20.26	-0,07	0,47	0,18	-0,07	0,48	0,18
20.27	-0,12	0,26	0,18	-0,12	0,26	0,18
20.28	-0,01	0,89	0,13	-0,01	0,88	0,14
20.29	-0,06	0,55	0,14	-0,06	0,54	0,14
20.30	-0,11	0,31	0,14	-0,11	0,30	0,14
20.31	-0,02	0,84	0,14	-0,02	0,84	0,14
20.32	-0,06	0,52	0,14	-0,06	0,52	0,14
20.33	-0,11	0,31	0,14	-0,11	0,29	0,14
20.34	-0,02	0,81	0,18	-0,02	0,81	0,18
20.35	-0,06	0,48	0,18	-0,07	0,48	0,18
20.36	-0,12	0,27	0,17	-0,12	0,27	0,18

Odstupanje modelski identificiranih šokova od egzogenih promjena u poreznom opterećenju zabilježenih u stvarnosti: Sve 72 specifikacije modela pokazuju porezno rasterećenje u prvom tromjesečju 2014., a tada je u stvarnosti došlo do porasta poreznog opterećenja

POPIS LITERATURE

Aiyar, S. S. i Voigts, S. (2019.), The Negative Mean Output Gap. IMF Working Paper No. 19/183, dostupno na <https://ssrn.com/abstract=3457771>

Akt o zaposlenosti (1946.), Public Debt Act of 1945 (Public Law 79-28) 59 Stat. 47; April 3, 1945; H. R. 2404 (79th Congress). Dostupno na: <https://budgetcounsel.com/%C2%A7030-laws-public-statutes2/public-law-79-304-the-employment-act-of-1946/>

Alesina, A., i Perotti, R. (1997.), Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, 44(2), 210–248. <https://doi.org/10.2307/3867543>

Alesina, A., Favero, C. i Giavazzi, F. (2019.), *Austerity: When it Works and when it Doesn't*. Princeton University Press.

Allison, P. D. (1999.), *Multiple Regression: A Primer*, Pine Forge Press.

Arčabić, V. i Banić, F. (2021.). Characteristics of fiscal policy in Croatia: Does it depend on the phase of the business cycle? *Public Sector Economics*, 45(4), 433–457. <https://doi.org/10.3326/pse.45.4.3>

Arčabić, V., Panovska, I. i Tica, J. (2022.), Business Cycle Synchronization and Asymmetry in the European Union. *Available at SSRN 4025508*.

Attinasi, M. G. i Klemm, A. (2016.), The growth impact of discretionary fiscal policy measures. *Journal of Macroeconomics*, 49(C), 265–279.

Auclert, A., Rognlie, M. i Straub, L. (2018.), The Intertemporal Keynesian Cross. NBER Working Papers 25020, National Bureau of Economic Research, Inc.

Auerbach, A. i Gorodnichenko, Y. (2012.), Fiscal Multipliers in Recession and Expansion, in *Fiscal Policy after the Financial Crisis*. University of Chicago Press, pp. 704.

Australian Bureau of Statistics (2021.), Age-efficiency, age-price and depreciation rate functions. Dostupno na: <https://www.abs.gov.au/statistics/detailed-methodology-information/concepts-sources-methods/australian-system-national-accounts-concepts-sources-and-methods/2020-21/chapter-14-capital-account/consumption-fixed-capital/age-efficiency-age-price-and-depreciation-rate-functions>

Bailey, S. K. (1950.), *Congress Makes a Law: The Story behind the Employment Act of 1946*. New York: Columbia University Press, 1950.

Ball, L. i Mankiw, N. G. (2002.), *The NAIRU in Theory and Practice* (Working Paper 8940). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w8940>

Baltagi, B.H. (2011.), *Econometrics*. 5th Edition, Springer, Berlin.

Barbarino, A., Berge, T. J., Chen, H. i Stella, A. (2020), *Which Output Gap Estimates Are Stable in Real Time and Why?* <https://www.federalreserve.gov/econres/feds/which-output-gap-estimates-are-stable-in-real-time-and-why.htm>

Barkema, J., Gudmundsson, T. i Mrkaic, M. M. (2020.), *What Do We Talk About When We Talk About Output Gaps?* *IMF Working Papers*, Article 2020/259. <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/2020-259.html>

Barrell, R., Holland, D. i Hurst, I. (2012.), *Fiscal multipliers and prospects for consolidation*. *OECD Journal: Economic Studies*, 2012(1), 71–102.

Barro, R. J. (1999.), *Notes on Growth Accounting*. *Journal of Economic Growth*, 4(2), 119–137.

Batini, N., Eyraud, L., Forni, L. i Weber, M. A. (2014.), *Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections*. International Monetary Fund. Dostupno na: <https://www.imf.org/en/Publications/TNM/Issues/2016/12/31/Fiscal-Multipliers-Size-Determinants-and-Use-in-Macroeconomic-Projections-41784>

Baum, M. A., Poplawski-Ribeiro, M. i Weber, M. A. (2012.), *Fiscal Multipliers and the State of the Economy*. *IMF Working Papers*, Article 2012/286. <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/2012-286.html>

Baxter, M., i King, R. G. (1999.), *Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series*. *The Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575–593.

Bayoumi, T., i Eichengreen, B. (1992.), *Shocking Aspects of European Monetary Unification*. *NBER Working Papers*, Article 3949. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/3949.html>

Benazić, M. (2006.), 'FISKALNA POLITIKA I GOSPODARSKA AKTIVNOST U REPUBLICI HRVATSKOJ: MODEL KOINTEGRACIJE', *Ekonomski pregled*, 57(12), str. 882-917.

- Berend, I. T. (2011.), *Ekonomska povijest Europe dvadesetoga stoljeća*. MATE D.O.O.
- Bernhardsen, T., Eitrheim, Ø., Jore, A. S. i Røisland, Ø. (2005.), Real-time data for Norway: Challenges for monetary policy. *The North American Journal of Economics and Finance*, 16(3), 333–349. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2005.05.007>
- Beveridge, W. (1944.), *Full Employment in a Free Society*. W. W. Norton
- Beveridge, S. i Nelson, C. (1981.), A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the 'business cycle'. *Journal of Monetary Economics*, 7(2), 151–174.
- Billi, Roberto M. (2020.), Output Gaps and Robust Monetary Policy Rules, *International Journal of Central Banking*, International Journal of Central Banking, vol. 16(2), pages 125-152, March.
- Bjørnland, Hilde. (2005.), The output gap in Norway - A comparison of different methods. *Norges Bank Economic Bulletin*. 5. 90-100.
- Blanchard, O. (2021.), *Makroekonomija*, Pearson, Hoboken, NJ, 8. izdanje.
- Blanchard, O. i Johnson, D. (2012.), *Makroekonomija*, Pearson; 6th edition.
- Blanchard, O. i Perotti, R. (2002.), An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, 117, str. 1329-1368.
- Blanchard, O. J., i Quah, D. (1989.), The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655–673.
- Blinder, A. S. (1982.), The Anatomy of Double-Digit Inflation in the 1970s. In *Inflation: Causes and Effects* (pp. 261–282), University of Chicago Press. <https://www.nber.org/books-and-chapters/inflation-causes-and-effects/anatomy-double-digit-inflation-1970s>
- Blondeau, F., Planas, C. i Rossi, A. (2021.), Output Gap Estimation Using the European Union's Commonly Agreed Methodology Vade Mecum & Manual for the EUCAM Software. *European Economy - Discussion Papers 2015* -, Article 148. <https://ideas.repec.org/p/euf/disrap/148.html>

- Bordo, M. D. i Orphanides, A. (2013.), *The Great Inflation: The Rebirth of Modern Central Banking*. University of Chicago Press.
<https://doi.org/10.7208/chicago/9780226043555.001.0001>
- Borg, I. (2014.), Fiscal Multipliers in Malta, CBM Working Papers WP/06/2014, Central Bank of Malta.
- Bryan, M. (2013.), The Great Inflation. Dostupno na:
<https://www.federalreservehistory.org/essays/great-inflation>
- Burns, A. Van Rensburg, T. J., Dybczak, K. i Bui, T. (2014.), Estimating potential output in developing countries. *Journal of Policy Modeling*, 36(4), 700–716.
<https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2014.04.004>
- Burnside, C., Eichenbaum, M. i Fisher, J. (2003.), *Fiscal Shocks and Their Consequences* (NBER Working Paper 9772). National Bureau of Economic Research, Inc.
<https://econpapers.repec.org/paper/nbrnberwo/9772.htm>
- Burriel, P., de Castro, F., Garrote, D, Gordo, E., Paredes, J. Perez, J.J. (2009.), Fiscal policy shocks in the euro area: an empirical assessment, ECB Working Paper No. 1133.
- Caldara, D. i Kamps, C. (2008.), What are the effects of fiscal policy shocks? A VAR-based comparative analysis. *Working Paper Series*, Article 877.
<https://ideas.repec.org//p/ecb/ecbwps/2008877.html>
- Canova, F. (1998.), Detrending and business cycle facts. *Journal of Monetary Economics*, 41(3), 475–512.
- Chaloux, T. i Guillemette, Y. (2019.), The OECD potential output estimation methodology. *OECD Economics Department Working Papers*, Article 1563.
<https://ideas.repec.org//p/oec/ecoaaa/1563-en.html>
- Chen, M. J. i Gornicka, L. (2020.), Measuring Output Gap: Is It Worth Your Time? *IMF Working Papers*, Article 2020/024. <https://ideas.repec.org//p/imf/imfwpa/2020-024.html>
- Christiano, L. J. i Fitzgerald, T. J. (1999.), *The Band Pass Filter* (Working Paper 7257). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w7257>
- CIRCABC (2023a), T+5_2023_SPRING_F TO AMECO.xlsx. Dostupno na:
<https://circabc.europa.eu/ui/group/671d465b-0752-4a2e-906c->

a3effd2340ba/library/d7570225-701b-4e9b-a468-c2fb5d502594/details (pristupano 20.7.2023.)

CIRCABC (2023b), Tables Spring 2008. Dostupno na: <https://circabc.europa.eu/ui/group/671d465b-0752-4a2e-906c-a3effd2340ba/library/6aaf8cea-6ada-4644-b0b8-82d5a06108dc/details> (pristupano 20.7.2023.)

Cloyne, J. S., Jordà, Ò. i Taylor, A. M. (2020.), *Decomposing the Fiscal Multiplier* (Working Paper 26939). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w26939>

Congdon, T. (2008.), Two Concepts of the Output Gap. *World Economics*, 9, 147–175.

Consolvo, V., Humpage, O. F. i Mukherjee, S. (2020.), Even Keel and the Great Inflation. *Working Paper*, 20–33. <https://doi.org/10.26509/frbc-wp-202033>

Correia Fernandes, M., Dutra, T. M., Dias, J. C. i Teixeira, J. C. A. (2023.), Modelling output gaps in the Euro Area with structural breaks: The COVID-19 recession. *Economic Analysis and Policy*, 78, 1046–1058. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2023.04.036>

Cuddington, J. T. i Winters, L. A. (1987.), The Beveridge-Nelson decomposition of economic time series: A quick computational method. *Journal of Monetary Economics*, 19(1), 125–127. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(87\)90032-8](https://doi.org/10.1016/0304-3932(87)90032-8)

D’Auria, F., Denis, C., Havik, K., Morrow, K. M., Planas, C., Raciborski, R., Roger, W. i Rossi, A. (2010.), The production function methodology for calculating potential growth rates and output gaps. *European Economy - Economic Papers 2008 - 2015*, Article 420. <https://ideas.repec.org/p/euf/ecopap/0420.html>

Deleidi, M., Iafrate, F. i Levrero, E. (2019.), Public investment fiscal multipliers: An empirical assessment for European countries. *Structural Change and Economic Dynamics*. 52. 10.1016/j.strueco.2019.12.004.

Denis, C., Grenouilleau, D., Mc Morrow, K. i Röger, W. (2006.), Calculating potential growth rates and output gaps - A revised production function approach. *European Economy. Economic Papers* 247. March 2006. Brussels. Dostupno na: https://ec.europa.eu/economy_finance/publications/pages/publication_summary752_en.htm

Deskar-Škrbić, M. i Šimović, H. (2015.), The size and determinants of fiscal multipliers in Western Balkans: comparing Croatia, Slovenia and Serbia, EFZG Working Papers Series 1510, Faculty of Economics and Business, University of Zagreb.

Deskar-Škrbić, M. i Šimović, H. (2017.), The effectiveness of fiscal spending in Croatia, Slovenia and Serbia: the role of trade openness and public debt level. *Post-communist economies*, Vol. 29(3), str. 336-358.

Deskar-Škrbić, M., Grdović Gnip, A. i Milutinović, D. (2020.), Procjena fiskalnih multiplikatora u Hrvatskoj i stabilizacija javnih financija tijekom boravka u ERM II, ch. 3, p. 80-120, *Ekonomska politika u 2021. godini - Hrvatska poslije pandemije*, vol. 28, Hrvatsko društvo ekonomista

Deskar-Škrbić, M., Grdović Gnip, A. i Šimović, H. (2022.), 'MAKROEKONOMSKI UČINCI DISKRECIJSKIH IZMJENA U SUSTAVU POREZA NA DODANU VRIJEDNOST (PDV) U HRVATSKOJ: NARATIVNI PRISTUP', *Ekonomski pregled*, 73(6), str. 881-904.

De Masi, P. (1997.), *IMF Estimates of Potential Output: Theory and Practice*. IMF. Dostupno na: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/IMF-Estimates-of-Potential-Output-Theory-and-Practice-2451>

ECB (2005.), *Monthly Bulletin February 2005*. Dostupno na: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/mobu/mb200502en.pdf>

Edelberg, W., Eichenbaum, M. i Fisher, J. (1999.), Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases. *Review of Economic Dynamics*, 2(1), 166–206.

Edge, R. M., Laubach, T. i Williams, J. C. (2010.), Welfare-Maximizing Monetary Policy under Parameter Uncertainty. *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 129–143.

Enders, W. (2014.), *Applied Econometric Time Series*. 4th Edition. John Wiley, New York.

EU Independent Fiscal Institutions (2020.), *A Practitioner's Guide to Potential Output and the Output Gap*. Dostupno na: <https://www.euifis.eu/publications/15>

Europska komisija (2023a), *Economic forecasts*. Dostupno na: https://economy-finance.ec.europa.eu/economic-forecast-and-surveys/economic-forecasts_en

Europska komisija (2023b), *European Commission*. Dostupno na: https://commission.europa.eu/index_en

Eurostat (2022a), *Migration and migrant population statistics*. Dostupno na: <https://ec.europa.eu/eurostat/statistics->

[explained/index.php?title=Migration_and_migrant_population_statistics](https://ec.europa.eu/eurostat/cache/digpub/demography/bloc-1a.html?lang=en) (pristupano 4.2.2023.)

Eurostat (2022b), A growing population until 2020. Dostupno na: <https://ec.europa.eu/eurostat/cache/digpub/demography/bloc-1a.html?lang=en> (pristupano 4.2.2023.)

Eurostat (2022c), Migrant integration statistics – labour market indicators. Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Migrant_integration_statistics_%E2%80%93_labour_market_indicators (pristupano 4.2.2023.)

Eurostat (2023a), GDP and main components (output, expenditure and income). Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMQ_10_GDP/default/table?lang=en (pristupano 3.9.2023.)

Eurostat (2023b), Unemployment rates by sex, age and citizenship (%). Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/LFSQ_URGAN/default/table?lang=en (pristupano 1.9.2023.)

Eurostat (2023c), Unemployment by sex and age (1992-2020) - quarterly data. Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/UNE_RT_Q_H/default/table?lang=en (pristupano 1.9.2023.)

Eurostat (2023d), Employment and activity by sex and age - quarterly data. Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/LFSI_EMP_Q__custom_7378257/default/table?lang=en (pristupano 31.8.2023.)

Eurostat (2023e), Employment and activity by sex and age (1989-2020) - quarterly data. Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/LFSI_EMP_Q_H/default/table?lang=en (pristupano 31.8.2023.)

Eurostat (2023f), Quarterly non-financial accounts for general government. Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/GOV_10Q_GGNFA/default/table?lang=en (pristupano 25.9.2023.)

Eurostat (2023g), Unemployment rates by sex, age and citizenship (%). Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/LFSA_URGAN__custom_182084/default/table?lang=en (pristupano 13.6.2023.)

Eurostat (2023h), Immigration by age and sex. Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/MIGR_IMM8/default/table?lang=en (pristupano 13.6.2023.)

Eurostat (2023i), Emigration by age and sex. Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/migr_emi2/default/table?lang=en (pristupano 13.6.2023.)

Eurostat (2023j), Population on 1 January by age and sex. Dostupno na: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/demo_pjan/default/table?lang=en (pristupano 13.6.2023.)

Everts, M. (2006.), *Band-Pass Filters* (SSRN Scholarly Paper 2928017). <https://doi.org/10.2139/ssrn.2928017>

Fatas, A. i Mihov, I. (2001.), The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment: Theory and Evidence. *CEPR Discussion Papers*, Article 2760. <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/2760.html>

Favero, C. A. (2002.), How do European Monetary and Fiscal Authorities Behave? *CEPR Discussion Papers*, Article 3426. <https://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/3426.html>

Fearon, J. D. (2001.), Regression part V, and review of course topics. Dostupno na: <https://web.stanford.edu/class/polisci100a/regress5.pdf>

Fernández, F. de Castro i de Cos, P. Hernández. (2006.), The economic effects of exogenous fiscal shocks in Spain: A SVAR approach (Working Paper No. 0604). Banco de España.

Fisher, J. i Justiniano, A. (2009.), Output Gaps and Inflation in DSGE Models. Dostupno na: <https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/files/FOMC20091210memo02.pdf>

Flaig, G. (2012.), *Why We Should Use High Values for the Smoothing Parameter of the Hodrick-Prescott Filter* (SSRN Scholarly Paper 2060015). <https://doi.org/10.2139/ssrn.2060015>

Franklin D. Roosevelt Day by Day Project (2023.), January 1945. Dostupno na: <http://www.fdrlibrary.marist.edu/daybyday/event/january-1945-10/>

FRASER (1981.), Federal Reserve's First Monetary Policy Report for 1981 : Hearings Before the Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs, United States Senate, Ninety-Seventh Congress, First Session. Dostupno na: <https://fraser.stlouisfed.org/title/monetary-policy-oversight-671/federal-reserve-s-first-monetary-policy-report-1981-22310>

Friedman, F. (1957.), A Theory of the Consumption Function. Number frie57-1 in NBER Books. National Bureau of Economic Research, Inc.

Friedman, M. (1968.), The Role of Monetary Policy. *The American Economic Review*, 58(1), 1–17.

Furlanetto, F., Gelain, P. i Taheri, S. (2021.), Output gap, monetary policy trade-offs, and financial frictions. *Review of Economic Dynamics*, Volume 41, 2021, Pages 52-70.

Gale, W. G., Orszag, P. i Shapiro, I. (2004.), Distributional Effects of the 2001 and 2003 Tax Cuts and Their Financing. Urban Institute. Dostupno na: <https://webarchive.urban.org/publications/411018.html>

Galí, J. (2008.), Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework, Princeton University Press

Galí, J., Lopez-Salido, D. i Vallés, J. (2005.), *Understanding the Effects of Government Spending on Consumption* (SSRN Scholarly Paper 788443). <https://papers.ssrn.com/abstract=788443>

Ganev, K. (2020.), *Real-Time vs. Full-Sample Performance of One-Sided and Two-Sided HP Filters. An Application to 27 EU Member States' GDP Data*. 12, 251–272. <https://doi.org/10.24425/cejeme.2020.134748>

Garratt, A., Lee, K., Mise, E. i Shields, K. (2008.), Real Time Representation of the Output Gap. *The Review of Economics and Statistics*, 90, 792–804. <https://doi.org/10.1162/rest.90.4.792>

Gärtner, M. (2006.), *Macroeconomics*. Pearson Education, 2nd edition.

Georg, G. (2005.), Weaknesses of the Baxter-King Filter: Is a Pattern-Based Filter an Alternative? / Schwächen des Baxter-King Filters: Ist ein musterbasierter Filter eine

Alternative? *Journal of Economics and Statistics (Jahrbuecher Fuer Nationaloekonomie Und Statistik)*, 225(4), 386–393.

Giannoni, M. P. (2002.), DOES MODEL UNCERTAINTY JUSTIFY CAUTION? ROBUST OPTIMAL MONETARY POLICY IN A FORWARD-LOOKING MODEL. *Macroeconomic Dynamics*, 6(1), 111–144. <https://doi.org/10.1017/S1365100502027062>

Giannoni, M. P. (2007.), Robust Optimal Monetary Policy in a Forward-Looking Model with Parameter and Shock Uncertainty. *Journal of Applied Econometrics*, 22(1), 179–213.

Goodfriend, M. i King, R. G. (2005.), The incredible Volcker disinflation. *Journal of Monetary Economics*, 52(5), 981–1015. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2005.07.001>

Gordon, R. J. (2018.), *Friedman and Phelps on the Phillips Curve Viewed from a Half Century's Perspective* (Working Paper No. 24891). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w24891>

Graefe, L. (2013.), Oil Shock of 1978–79. Dostupno na: <https://www.federalreservehistory.org/essays/oil-shock-of-1978-79>

Graff, M. (2004.), Estimates of the output gap in real time: How well have we been doing? *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series*, Article DP 2004/04. <https://ideas.repec.org/p/nzb/nzbdps/2004-04.html>

Grdović Gnip, A. (2014.), The power of fiscal multipliers in Croatia. *Financial theory and practice*, Vol. 38(2), pp. 173-219.

Grdović Gnip, A. (2015.), Empirical Assessment Of Stabilization Effects Of Fiscal Policy In Croatia. *Journal for Economic Forecasting*, Institute for Economic Forecasting, vol. 0(1), pp. 47-69.

Grgurić, L., Nadoveza, O. i Pavić, N. (2021.), Pandemijski izazov: kako razdvojiti šok ponude i šok potražnje u uvjetima bolesti COVID-19. Hrvatska narodna banka. Istraživanja I-66.

Grigoli, M. F., Herman, A., Swiston, M. A. J. i Bella, G. D. (2015.), Output Gap Uncertainty and Real-Time Monetary Policy. *IMF Working Papers*, Article 2015/014. <https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/2015-014.html>

- Guérin, P., Maurin, L. i Mohr, M. (2015.), Trend-Cycle Decomposition Of Output And Euro Area Inflation Forecasts: A Real-Time Approach Based On Model Combination. *Macroeconomic Dynamics*, 19(2), 363–393.
- Gutberlet, J. C. (2015.), Full Employment Bill (1945). Dostupno na: <https://www.worldhistory.biz/modern-history/85477-full-employment-bill-1945.html>
- Hagelund, K., Hansen, F. i Robstad, Ø. (2018.), *Model Estimates of the Output Gap* (Research Report 4/2018). Staff Memo. <https://www.econstor.eu/handle/10419/210353>
- Hamilton, J. D. (1994.), *Time Series Analysis* (1st edition). Princeton University Press.
- Hamilton, J. D. (2017.), *Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter* (Working Paper 23429). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w23429>
- Hansen, B. E. (2022.), *Econometrics*, Princeton University Press.
- Harvey, A. C. (1985.), Trends and Cycles in Macroeconomic Time Series. *Journal of Business & Economic Statistics*, 3(3), 216–227. <https://doi.org/10.2307/1391592>
- Harvey, A. C. i Jaeger, A. (1993.), Detrending, stylized facts and the business cycle. *Journal of Applied Econometrics*, 8(3), 231–247. <https://doi.org/10.1002/jae.3950080302>
- Havik, K., Morrow, K. M., Orlandi, F., Planas, C., Raciborski, R., Roeger, W., Rossi, A., Thum-Thysen, A. i Vandermeulen, V. (2014.), The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates & Output Gaps. *European Economy - Economic Papers 2008 - 2015*, Article 535. <https://ideas.repec.org/p/euf/ecopap/0535.html>
- Hetzel, R. L. (2008.), *The Monetary Policy of the Federal Reserve: A History*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511754173>
- History (2020.), OPEC enacts oil embargo. Dostupno na: <https://www.history.com/this-day-in-history/opec-enacts-oil-embargo>
- Hitch, T. K. (1951.), Meaning and Measurement of “Full” or “Maximum” Employment. *The Review of Economics and Statistics*, 33(1), 1–11. <https://doi.org/10.2307/1925991>
- Hodrick, R. J. i Prescott, E. (1981.), Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Discussion Papers*, Article 451. <https://ideas.repec.org/p/nwu/cmsems/451.html>

Hrvatska enciklopedija, mrežno izdanje (2021.), Leksikografski zavod Miroslav Krleža. Dostupno na: <http://www.enciklopedija.hr/Natuknica.aspx?ID=32154>

Hrvatski sabor (2008.), PRIJEDLOG ZAKONA O IZMJENAMA I DOPUNAMA ZAKONA O DOPRINOSIMA, S KONAČNIM PRIJEDLOGOM ZAKONA, hitni postupak, prvo i drugo čitanje, P. Z. br. 220. Dostupno na: <https://www.sabor.hr/hr/prijedlog-zakona-o-izmjenama-i-dopunama-zakona-o-doprinosa-s-konacnim-prijedlogom-zakona-hitni>

Huber, P. J. (1973.), Robust Regression: Asymptotics, Conjectures and Monte Carlo. *The Annals of Statistics*, 1(5), 799–821.

Hussain, S. i Liu, L. (2018.), *Macroeconomic Effects of Government Spending Shocks: New Narrative Evidence From Canada* (SSRN Scholarly Paper 3297476). <https://doi.org/10.2139/ssrn.3297476>

Ireland, P. N. (1995.), Using the Permanent Income Hypothesis for Forecasting. FRB Richmond Economic Quarterly, vol. 81, no. 1, Winter 1995, pp. 49-63, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2129374>

Jahan, S. i Saber Mahmud, A. (2013.), What Is The Output Gap?, FINANCE & DEVELOPMENT, September 2013, Vol. 50, No. 3

Jakšić, S., Erjavec, N. i Čeh Časni, A. (2020.), *Metode primijenjene matematičke i statističke analize*, Ekonomski fakultet – Zagreb, Zagreb

Jemec, N., Strojjan Kastelec, A. i Delakorda, A. (2011.), How do fiscal shocks affect the macroeconomic dynamics in the Slovenian economy. *Prikazi in analize* 2/2011

Jordà, Ò. (2005.), Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*, 95(1), 161–182.

Jönsson, K. (2020.), Real-time US GDP gap properties using Hamilton's regression-based filter. *Empirical Economics*, 59(1), 307–314. <https://doi.org/10.1007/s00181-019-01631-6>

Kalachek, E., i Westebbe, R. (1961.), Rates of Unemployment in Great Britain and the United States, 1950-1960. *The Review of Economics and Statistics*, 43(4), 340–350. <https://doi.org/10.2307/1927474>

Kangur, A., Kirabaeva K., Natal J. i Voights, S. (2019.), *How Informative Are Real Time Output Gap Estimates in Europe?* IMF. Retrieved July 24, 2023, from

<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2019/09/20/How-Informative-Are-Real-Time-Output-Gap-Estimates-in-Europe-48645>

Keynes, J. M. (1936.), *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. Kessinger Publishing

Kinda, M. T., Lengyel, A. i Chahande, K. (2022.), Fiscal Multipliers During Pandemics. *IMF Working Papers*, Article 2022/149. <https://ideas.repec.org//p/imf/imfwpa/2022-149.html>

Kotzé, K. (2021.), Vector autoregression models. Dostupno na: <https://kevinkotze.github.io/ts-7-var/#ref-Wold:1938> (pristupano 11.8.2023.)

Krugman, P. i Wells, R. (2015.), *Macroeconomics* (Fourth edition). Worth Publishers.

Labonte, M. i Weinstock, L. R. (2022.), Back to the Future? Lessons from the “Great Inflation”. Congressional Research Service. Dostupno na: <https://sgp.fas.org/crs/misc/IF12177.pdf>

Ladiray D., Mazzi, G.L. i Sartori, F. (2003.), Statistical methods for potential output estimation and cycle extraction. European Commission.

Larch, M., Cugnasca, A., Kumps, D. i Orseau, E. (2019.), Fiscal policy and the assessment of output gaps in real time: An exercise in risk management, ZEW Discussion Papers 19-013, ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research.

Lavoie, M. (2022.), *Post-Keynesian Economics*, Edward Elgar Publishing, number 19900.

Laxton, D. i Tetlow, R. (1992.), A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output. Technical Report No. 59. Bank of Canada.

Levin, A., Wieland, V. i Williams, J. C. (1999.), *Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty*. <https://www.federalreserve.gov/econres/feds/robustness-of-simple-monetary-policy-rules-under-model-uncertainty.htm>

Lipschitz, L. i Schadler, S. (2019.), *Macroeconomics for Professionals*, Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Long, C. D. (1962.), Full Employment by '63? *Challenge*, 10(5), 10–13.

Lütkepohl, H., (2005.), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer. doi: 10.1007/978-3-540-27752-1

Mankiw, N. G. (1989.), Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective. *The Journal of Economic Perspectives* 3, no. 3: 79–90. <http://www.jstor.org/stable/1942761>.

Mankiw, N. G. (2015.), *Macroeconomics* (Ninth edition). Worth Publishers.

Marcellino, M. i Musso, A. (2011.), The reliability of real-time estimates of the euro area output gap, *Economic Modelling*, Vol. 28, str. 1842-1856.

Marcet, A. i Ravn, M. O. (2003.), The HP-filter in cross-country comparisons. *Economics Working Papers*, Article 588. <https://ideas.repec.org/p/upf/upfgen/588.html>

Marsh, D. (2021.), Look at 1960s, not 1970s, to learn how US inflation took hold. *OMFIF*. Dostupno na: <https://www.omfif.org/2021/11/look-at-1960s-not-1970s-to-learn-how-us-inflation-took-hold/>

Martin, V., Hurn, S. i Harris, D. (2013.), *Econometric Modelling with Time Series*, Cambridge University Press.

Matschke, J. i Nie, J. (2022.), Downward Wage Rigidity and Recession Dynamics in Advanced and Emerging Economies. *The Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Papers*. <https://doi.org/10.18651/RWP2022-10>

Matthews, R. C. O. (1968.), Why has Britain had Full Employment since the War? *The Economic Journal*, 78(311), 555–569. <https://doi.org/10.2307/2229383>

Mazzi, G. L., Ozyildirim, A. i Mitchell, J. (2017.), *Alternative detrending methods*. Handbook on cyclical composite indicators for business cycle analysis. Luxembourg : Publications Office of the European Union; [New York] : UN, 2017

McLeay, M., Radia, A. i Thomas, R. (2014.), Money creation in the modern economy. Dostupno na: <https://www.bankofengland.co.uk/quarterly-bulletin/2014/q1/money-creation-in-the-modern-economy>

Meijer, E., Oczkowski, E. i Wansbeek, T. (2021.), How measurement error affects inference in linear regression. *Empirical Economics*, 60(1), 131–155.

Meltzer, A. H. (2005.), Origins of the Great Inflation. *Review*, 87(2). <https://doi.org/10.20955/r.87.145-176>

Meltzer, A. H. (2010.), Learning about Policy from Federal Reserve History. *Cato Journal*, 30(2), 279–309.

Midgley, J. (1995.), Beveridge, Lord William. Encyclopedia of Social Work (19th ed. NASW Press: Washington DC. 1995) Vol. 3.

Mikulić, D. (2018.), *Osnove input-output analize s primjenom na hrvatsko gospodarstvo*. Zagreb: Ekonomski institut, Zagreb. Preuzeto s <https://urn.nsk.hr/urn:nbn:hr:213:887779>.

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004a), Prijedlog zakona o izmjeni Zakona o porezu na dohodak s konačnim prijedlogom Zakona. Veljača 2004. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//07-05.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004b), Konačni prijedlog Zakona o porezu na dohodak. Studeni 2004. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//52-16.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004c), Prijedlog Zakona o porezu na dobit. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//48-04.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004d), Konačni prijedlog Zakona o porezu na dobit. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//52-17.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2004e), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o doprinosima za obvezna osiguranja, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//52-15a.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2005.), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dodanu vrijednost, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//90-11.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2007.), Prijedlog zakona o izmjeni Zakona o porezu na dodanu vrijednost, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//241-01.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2008a), Prijedlog zakona o izmjenama Zakona o porezu na dohodak s konačnim prijedlogom Zakona. Svibanj 2008. Dostupno na: https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//24_18.pdf

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2008b), Prijedlog zakona o dopunama Zakona o porezu na dobit s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//56%20-%2004.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2008c), Nacrt prijedloga Zakona o doprinosima (s konačnim prijedlogom Zakona). Dostupno na: https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//24_03.pdf

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2009a), Prijedlog zakona o izmjeni Zakona o porezu na dodanu vrijednost, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//04_05.pdf

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2009b), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dodanu vrijednost s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//89-01.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2009c), Nacrt prijedloga zakona o izmjenama Zakona o doprinosima s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//04_10.pdf

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2010a), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dohodak s konačnim prijedlogom Zakona. Lipanj 2010. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//60%20-%201.2.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2010b), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dobit s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//60%20-%201.3.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2011.), Prijedlog zakona o izmjenama i dopuni Zakona o porezu na dohodak s konačnim prijedlogom Zakona. Kolovoz 2011. Dostupno na: https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//145_1.1.pdf

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012a), Nacrt prijedloga zakona o izmjenama i dopunama Zakona o doprinosima, s konačnim prijedlogom Zakona. Veljača 2012. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//7.%20-%204.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012b), Prijedlog zakona o izmjeni i dopuni Zakona o porezu na dodanu vrijednost, s konačnim prijedlogom Zakona (EU). Listopad 2012. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//63262.%20-%203.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012c), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dohodak s konačnim prijedlogom Zakona. Veljača 2012. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//7267.%20-%203.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012d), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dohodak s konačnim prijedlogom Zakona. Studeni 2012. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//65.%20-%2010.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012e), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dobit s konačnim prijedlogom Zakona (EU). Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//4927.%20-%202.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012f), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dodanu vrijednost, s konačnim prijedlogom Zakona (EU). Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//2897.%20-%201.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2012g), Nacrt prijedloga zakona o izmjenama i dopunama Zakona o doprinosima, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//7.%20-%204.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013a), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dohodak, s konačnim prijedlogom Zakona. Studeni 2013. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//124.%20-%207.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013b), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dobit, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//124.%20-%206.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013c), Prijedlog Zakona o porezu na dodanu vrijednost, s konačnim prijedlogom zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//39779.%20-%202.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2013d), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dodanu vrijednost, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//124.%20-%205.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014a), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dohodak, s konačnim prijedlogom Zakona. Listopad 2014. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2014/189%20sjednica%20Vlade//189%20-%206.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014b), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dobit, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2014/189%20sjednica%20Vlade//189%20-%205.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014c), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dodanu vrijednost, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2014/189%20sjednica%20Vlade//189%20-%203.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014d), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o doprinosima, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//144.%20-%201.3..pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2014e), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o doprinosima, s konačnim prijedlogom Zakona. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2014/189%20sjednica%20Vlade//189%20-%207.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2016a), Nacrt prijedloga zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dobit. Studeni 2016. Dostupno na: <https://www.porezna-uprava.hr/Dokumenti%20vijesti/Prijedlog%20Zakon%20o%20porezu%20na%20dobit%204%2011%202016%20%20II.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2016b), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o doprinosima. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2016/3%20sjednica%2014%20Vlade//3%20-%201.3.pdf>

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2016c), Nacrt prijedloga zakona o izmjenama i dopunama zakona o porezu na dobit. Dostupno na: [https://www.porezna-](https://www.porezna-uprava.hr/Dokumenti%20vijesti/Prijedlog%20Zakon%20o%20porezu%20na%20dobit%204%2011%202016%20%20II.pdf)

uprava.hr/Dokumenti%20vijesti/Prijedlog%20Zakon%20o%20porezu%20na%20dobit%204%2011%202016%20%20II.pdf

Ministarstvo financija Republike Hrvatske (2018.), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dobit. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2018/09%20rujan/115%20sjednica//115%20-%202.pdf>

Mirdala, R. i Kamenik, M. (2017.), Effects of fiscal policy Shocks in CE3 countries (TVAR Approach). *E+M Ekonomie a management*. 20. 46-64. 10.15240/tul/001/2017-2-004.

MMF (2014.), Government Finance Statistics Manual 2014. Dostupno na: <https://www.imf.org/external/pubs/ft/gfs/manual/2014/gfsfinal.pdf>

MMF (2023.), World Economic Outlook Databases. Dostupno na: <https://www.imf.org/en/Publications/SPROLLs/world-economic-outlook-databases#sort=%40imfdate%20descending>

Morley, J. (2014.), Measuring economic slack: a forecast-based approach with applications to economies in Asia and the Pacific. *BIS Working Papers 451*, Bank for International Settlements.

Morley, J. i Panovska, I. B. (2020.), IS BUSINESS CYCLE ASYMMETRY INTRINSIC IN INDUSTRIALIZED ECONOMIES? *Macroeconomic Dynamics*, 24(6), 1403–1436. <https://doi.org/10.1017/S1365100518000913>

Morley, J. i Piger, J. (2012.), The Asymmetric Business Cycle. *The Review of Economics and Statistics*, 94(1), 208–221.

Morley, J., Rodríguez-Palenzuela, D., Sun, Y. i Wong, B. (2023.), Estimating the euro area output gap using multivariate information and addressing the COVID-19 pandemic. *European Economic Review*, 153, 104385. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2023.104385>

Mountford, A. i Uhlig, H. (2005.), *What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?* (SFB 649 Discussion Paper SFB649DP2005-039). Humboldt University, Collaborative Research Center 649. <https://econpapers.repec.org/paper/humwpaper/sfb649dp2005-039.htm>

Mourre, G., Poissonnier, A. i Lausegger, M. (2019.), The Semi-Elasticities Underlying the Cyclically-Adjusted Budget Balance: An Update and Further Analysis. *European Economy - Discussion Papers*, Article 098. <https://ideas.repec.org/p/euf/disrap/098.html>

Murray, C. J. (2003.), Cyclical Properties of Baxter-King Filtered Time Series. *The Review of Economics and Statistics*, 85(2), 472–476.

Murray, J. (2014.), Output gap measurement: judgement and uncertainty. Office for Budget Responsibility. Dostupno na: https://obr.uk/docs/dlm_uploads/WorkingPaperNo5.pdf

Myrdal, G. (1963.), *Beyond the Welfare State*. Yale U; 2nd Printing edition

Narita, M. (2014.), Fiscal Multipliers in the Caribbean. In *Caribbean Renewal* (p. 187). International Monetary Fund.

National Bureau of Economic Research (2023a), Unemployment Rate for United States [M0892BUSM156SNBR]. Dostupno na: <https://fred.stlouisfed.org/series/M0892BUSM156SNBR> (pristupano 1.7.2023.)

National Bureau of Economic Research (2023b), Real Gross National Product (GNPC96). Dostupno na: <https://fred.stlouisfed.org/series/GNPC96> (pristupano 11.7.2023.)

National Bureau of Economic Research (2023c), Inflation, consumer prices for the United States (FPCPITOTLZGUSA). Dostupno na: <https://fred.stlouisfed.org/series/GNPC96> (pristupano 16.7.2023.)

Nelson, E. (2020.), Seven Fallacies Concerning Milton Friedman's "The Role of Monetary Policy." *Journal of Money, Credit and Banking*, 52(1), 145–164. <https://doi.org/10.1111/jmcb.12591>

Nilsson, R. i Gyomai, G. (2011.), Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average Trend Method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald Filters. OECD Statistics Working Papers No. 2011/4.

Obadić, A. (2016.), Tržište rada, u: *Gospodarstvo Hrvatske* (urednici: Obadić, A., Tica, J.), Ekonomski fakultet Sveučilišta u Zagrebu, Zagreb, 203-246. ISBN 978-953-346-040-6.

Obstfeld, M. i Rogoff, K. (1996.), *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.

Ódor, L. i Jurašková Kucserová, J. (2014.), Finding Yeti: More robust estimates of output gap in Slovakia. *Working and Discussion Papers*, Article WP 1/2014. <https://ideas.repec.org/p/svk/wpaper/1027.html>

OECD (2005.), Data and Metadata Reporting and Presentation Handbook, OECD, Paris, Section 4: Guidelines for the reporting of different forms of data

OECD (2023a), Quarterly National Accounts : Quarterly real GDP growth. Dostupno na: <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=350> (pristupano 3.9.2023.)

OECD (2023b), Unemployment rate. Dostupno na: <https://data.oecd.org/unemp/unemployment-rate.htm> (pristupano 2.9.2023.)

OECD (2023c), Economic projections. OECD Economic Outlook. Dostupno na: <https://stats.oecd.org/index.aspx?DataSetCode=EO> (pristupano 5.9.2023.)

Okun, A. M. (1962.), Potential GNP: Its Measurement and Significance. Cowles Foundation Paper no. 190 1962.

Onatski, A. i Stock, J. H. (2000.), *Robust Monetary Policy Under Model Uncertainty in a Small Model of the U.S. Economy* (Working Paper 7490). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w7490>

Onatski, A. i Williams, N. (2002.), *Modeling Model Uncertainty* (SSRN Scholarly Paper 358086). <https://doi.org/10.2139/ssrn.358086>

Orphanides, A. i van Norden, S. (2002.), The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time. *The Review of Economics and Statistics*, 84(4), 569–583.

Owyang, M. T., Ramey, V. A. i Zubairy, S. (2013.), Are Government Spending Multipliers Greater during Periods of Slack? Evidence from Twentieth-Century Historical Data. *American Economic Review*, 103 (3): 129-34.

Palley, T. (2009.), Imports and the income-expenditure model: implications for fiscal policy and recession fighting. *Journal of Post Keynesian Economics*, Taylor & Francis Journals, vol. 32(2), pages 311-322.

Pedersen, T. M. (2001.), The Hodrick-Prescott filter, the Slutsky effect, and the distortionary effect of filters. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(8), 1081–1101.

Perloff, J. M. i Wachter, M. L. (1979.), A production function--nonaccelerating inflation approach to potential output: Is measured potential output too high? *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 10, 113–163. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(79\)90007-1](https://doi.org/10.1016/0167-2231(79)90007-1)

Perotti, R. (2002.), *Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries* (Economics Working Paper 015). European Network of Economic Policy Research Institutes. <https://econpapers.repec.org/paper/eprenepwp/015.htm>

Perotti, R. (2004.), *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries* (SSRN Scholarly Paper 637189). <https://doi.org/10.2139/ssrn.637189>

Perotti, R. (2008.), In Search of the Transmission Mechanism of Fiscal Policy. *NBER Chapters*, 169–226.

Perron, P. i Wada, T. (2009.), Let's take a break: Trends and cycles in US real GDP. *Journal of Monetary Economics*, 56(6), 749–765.

Pew Research Center (2016.), Number of Refugees to Europe Surges to Record 1.3 Million in 2015. Dostupno na: <https://www.pewresearch.org/global/2016/08/02/number-of-refugees-to-europe-surges-to-record-1-3-million-in-2015/>

Phelps, E. S. (1967.), Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. *Economica*, 34(135), 254–281. <https://doi.org/10.2307/2552025>

Phillips, A. W. (1958.), The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283–299. <https://doi.org/10.2307/2550759>

Pogatchnik, S. (2021.), Multinationals make Ireland's GDP growth 'clearly misleading'. Politico. Dostupno na: <https://www.politico.eu/article/ireland-gdp-growth-multinationals-misleading/>

President and Council of Economic Advisers (U.S.) (1958.), "1958," *Economic Report of the President* (1958). <https://fraser.stlouisfed.org/title/45/item/8129>, accessed on July 7, 2023.

Quast, J. i Wolters, M. H. (2022.), Reliable Real-Time Output Gap Estimates Based on a Modified Hamilton Filter. *Journal of Business & Economic Statistics*, 40(1), 152–168. <https://doi.org/10.1080/07350015.2020.1784747>

Raga, S. (2022.), Fiscal multipliers: a review of fiscal stimulus options and impact on developing countries. Dostupno na: <https://set.odi.org/wp-content/uploads/2022/01/Fiscal-multipliers-review.pdf>

Ramey, K. (2021.), The Changeover from GNP to GDP, A Milestone in BEA History. Dostupno na: <https://apps.bea.gov/scb/issues/2021/03-march/0321-reprint-gnp.htm>

Ramey, V. A. i Shapiro, M. D. (1998.), Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48(1), 145–194.

Ramey, V. A. i Zubairy, S. (2018.), Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data. *Journal of Political Economy*, 126(2), 850–901.

Ravnik, R. i Žilić, I. (2011.), The use of SVAR analysis in determining the effects of fiscal shocks in Croatia. *Financial theory and practice*, 35 (1), pp. 25-58.

Rees, A. (1957.), The Meaning and Measurement of Full Employment. In *The Measurement and Behavior of Unemployment* (pp. 11–62). NBER. <https://www.nber.org/books-and-chapters/measurement-and-behavior-unemployment/meaning-and-measurement-full-employment>

Reichling, F. i Whalen, C. (2012.), Assessing the Short-Term Effects on Output of Changes in Federal Fiscal Policies: Working Paper 2012-08. *Working Papers*, Article 43278. <https://ideas.repec.org/p/cbo/wpaper/43278.html>

Reichling, F. i Whalen, C. (2015.), The Fiscal Multiplier and Economic Policy Analysis in the United States: Working Paper 2015-02. *Working Papers*, Article 49925. <https://ideas.repec.org/p/cbo/wpaper/49925.html>

Richardson, G. (2013.), The Great Depression. Dostupno na: <https://www.federalreservehistory.org/essays/great-depression>

Romer, D. (2018.), *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill Education, 5th edition.

Romer, C., i Romer, D. (2002.), *The Evolution of Economic Understanding and Postwar Stabilization Policy* (No. w9274; p. w9274). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w9274>

Romer, C. D., i Romer, D. H. (2007.), The Macroeconomic Effects of Tax Changes: Estimates Based on a New Measure of Fiscal Shocks. *NBER Working Papers*, Article 13264. <https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/13264.html>

Romer, C. i Romer, D. (2010.), The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, 100, str. 763-801.

Rudebusch, Glenn D. (1996.), Do measures of monetary policy in a VAR make sense? Working Papers in Applied Economic Theory 96-05, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Rukelj, D. (2009.), 'Modeliranje interakcija fiskalne i monetarne politike u Hrvatskoj korištenjem strukturnog vektorskog modela s ispravljanjem pogrešaka (VECM)', *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 19(121), str. 27-59.

Samuelson, P. i Nordhaus, W. (2009.), *Economics*. 19th Edition, McGraw-Hill, New York.

Samuelson, P. A. i Solow, R. M. (1960.), Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. *The American Economic Review*, 50(2), 177–194.

Santoni, G. J. (1986.), The Employment Act of 1946: Some History Notes. Federal Reserve Bank of St. Louis *Review*, November 1986, pp. 5-16. <https://doi.org/10.20955/r.68.5-16.pdo>

Schmidt, E. P. (1957.), Full Employment as a Cause of Inflation. *Proceedings of the Academy of Political Science*, 26(3), 9–26. <https://doi.org/10.2307/1173465>

Schüler, Y. S. (2018.), *On the cyclical properties of Hamilton's regression filter* (Working Paper 03/2018). Bundesbank Discussion Paper. <https://www.econstor.eu/handle/10419/174891>

Schwarzer, J. A. (2014.), Growth as an objective of economic policy in the early 1960s: The role of aggregate demand. *Cahiers d'économie Politique*, 67(2), 175–206. <https://doi.org/10.3917/cep.067.0175>

Scitovszky, A. (1946.), The Employment Act of 1946. *Social Security Bulletin*, Vol. 9, No. 3

Segal, G. (2017.), To Respond or Not to Respond: Measures of the Output Gap in Theory and in Practice, *International Journal of Central Banking*, *International Journal of Central Banking*, vol. 13(2), pages 73-120, June.

Senhadji, A. (2000.), Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise. *IMF Staff Papers*, 47(1), 1–6.

Sims, C. A. (1980.), Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48. <https://doi.org/10.2307/1912017>

Sørensen, P. i Whitta-Jacobsen, H. (2010.), *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth and business cycles*. McGraw-Hill Companies, 2nd edition.

Spilimbergo, M. A., Schindler, M. M. i Symansky, M. S. A. (2009.), Fiscal Multipliers. *IMF Staff Position Notes*, Article 2009/011. <https://ideas.repec.org/p/imf/imfspn/2009-011.html>

St-Amant, P. i van Norden, S. (1997.), Measurement of the Output Gap: A Discussion of Recent Research at the Bank of Canada. *Technical Reports*, Article 79. <https://ideas.repec.org/p/bca/bocatr/79.html>

Stanley, T. D. (2005.), Integrating the Empirical Tests of the Natural Rate Hypothesis: A Meta-Regression Analysis, *Kyklos*, Wiley Blackwell, vol. 58(4), pages 611-634, November.

St. Louis Fed (1945.), Analysis of the Full Employment Bill of 1945. (S. 380 – H. R. 2202). Dostupno na: https://fraser.stlouisfed.org/files/docs/historical/trumanlibrary/srf_014_001_0002.pdf

Steelman, A. (2013a), Employment Act of 1946. Dostupno na: <https://www.federalreservehistory.org/essays/employment-act-of-1946>

Steelman, A. (2013b), Full Employment and Balanced Growth Act of 1978 (Humphrey-Hawkins). Dostupno na: <https://www.federalreservehistory.org/essays/humphrey-hawkins-act#footnote2>

Steindl, F. G. (2007.), What Ended the Great Depression? It Was Not World War II. *The Independent Review*, 12(2), 179–197. <http://www.jstor.org/stable/24563084>

Stock, J. H. i Watson, M. W. (2001.), Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101–115.

Stock, J. H. i Watson, M. W. (2007.), Why Has U.S. Inflation Become Harder to Forecast? *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(s1), 3–33.

Sumo, V. (2008.), Jargon Alert: Ricardian equivalence. *Econ Focus*, 12(Win). https://econpapers.repec.org/article/fipfedrrf/y_3a2008_3ai_3awin_3ap_3a6_3an_3av.12no.1.htm

Šimović, H. i Deskar-Škrbić, M. (2013.), Dynamic effects of fiscal policy and fiscal multipliers in Croatia. Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: Časopis za ekonomsku teoriju i praksu, Vol.31, No.1, str. 55–78.

Šimović, H., Ćorić, T. i Deskar-Škrbić, M. (2014.), MOGUĆNOSTI I OGRANIČENJA FISKALNE POLITIKE U HRVATSKOJ. *Ekonomski pregled*, 65 (6), 541-575. Preuzeto s <https://hrcak.srce.hr/132919>

Škrinjarić, T. (2022.), Augmented credit-to-GDP gap as a more reliable indicator for macroprudential policy decision-making. Working Papers W-65. Dostupno na: <https://www.hnb.hr/documents/20182/4268888/w-065.pdf/81bebca3-60a6-9888-5887-697f29c90b51>

Tica, J. (2020.), *Napredna makroekonomija*, Ekonomski fakultet Sveučilišta u Zagrebu, Zagreb.

Tosetto, E. (2008.), Revisions of Quarterly Output Gap Estimates for 15 OECD Member Countries.

Trimbur, T. M. (2009.), Improving real-time estimates of the output gap. *Finance and Economics Discussion Series*, Article 2009–32. <https://ideas.repec.org/p/fip/fedgfe/2009-32.html>

Turner, D., Cavalleri, M. C., Guillemette, Y., Kopoin, A., Ollivaud, P. i Rusticelli, E. (2016.), *An investigation into improving the real-time reliability of OECD output gap estimates*. OECD. <https://doi.org/10.1787/5jm0qwpqmz34-en>

Uhlig, H. (2005.), What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52(2), 381–419.

Varian, H. R. (2010.), *Intermediate microeconomics: Modern approach* Ed. 4.

Vlada Republike Hrvatske (2003.), 72. sjednica Vlade Republike Hrvatske. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/sjednice/72-sjednica-vlade-republike-hrvatske/356>

Vlada Republike Hrvatske (2013.), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dohodak, s konačnim prijedlogom Zakona. Srpanj 2013. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/Arhiva//105.%20-%201.pdf>

Vlada Republike Hrvatske (2015.), Uredba o izmjenama Zakona o porezu na dohodak. Prosinac 2015. Dostupno na: <https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2015/270%20telefonska%20sjednica%20Vlade//270%20-%201.pdf>

Vlada Republike Hrvatske (2016a), Konačni prijedlog Zakona o porezu na dohodak. Studeni 2016. Dostupno na:

<https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2016/7%20sjednica%2014%20Vlade//7%20-%202.4.pdf>

Vlada Republike Hrvatske (2016b), Prijedlog zakona o izmjenama i dopunama zakona o porezu na dobit. Dostupno na:

<https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2016/7%20sjednica%2014%20Vlade//7%20-%202.2.pdf>

Vlada Republike Hrvatske (2016c), Konačni prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dodanu vrijednost. Dostupno na:

<https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2016/7%20sjednica%2014%20Vlade//7%20-%202.1.pdf>

Vlada Republike Hrvatske (2018a), Konačni prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dohodak. Studeni 2018. Dostupno na:

<https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2018/11%20studeni/124%20sjednica%20VRH//124%20-%207.pdf>

Vlada Republike Hrvatske (2018b), Konačni prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o porezu na dodanu vrijednost. Dostupno na:

<https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2018/11%20studeni/124%20sjednica%20VRH//124%20-%205.pdf>

Vlada Republike Hrvatske (2018c), Konačni prijedlog zakona o izmjenama i dopunama Zakona o doprinosima. Dostupno na:

<https://vlada.gov.hr/UserDocsImages//2016/Sjednice/2018/11%20studeni/124%20sjednica%20VRH//124%20-%208.pdf>

Wallace, H. A. (1945.), *Sixty million jobs*. Reynal and Hitchcock, Simon and Schuster (January 1, 1945)

Weidenbaum, M. (1996.), The Employment Act of 1946: A Half Century of Presidential Policymaking. *Presidential Studies Quarterly*, 26(3), 880–886.

Welch, B. L. (1947.), The Generalization of 'Student's' Problem when Several Different Population Variances are Involved. *Biometrika*, 34(1/2), 28–35.
<https://doi.org/10.2307/2332510>

Woitek, U. (1998.), *A Note on the Baxter-King Filter* [Working Paper]. Business School - Economics, University of Glasgow. <https://econpapers.repec.org/paper/glaglaewp/9813.htm>

Wold, H. (1938.), *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*. PhD thesis, Uppsala.

Wooldridge, J. M. (2010.), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press.

Wooldridge, J. M. (2016.), *Introductory Econometrics. A Modern Approach* (6th ed.). Cengage Learning.

Worstell, T. (2016.), *Absolutely Fascinating - Apple's EU Tax Bill Explains Ireland's 26% GDP Rise*. Forbes. Dostupno na: <https://www.forbes.com/sites/timworstell/2016/09/08/absolutely-fascinating-apples-eu-tax-bill-explains-irelands-26-gdp-rise/>

POPIS GRAFIKONA

Grafikon 1 - Phillipsova krivulja sa stopom promjene nadnica	41
Grafikon 2 - Phelpsov model originalne Phillipsove krivulje	45
Grafikon 3 – Pomak Phillipsove krivulje prema gore nakon porasta očekivane stope inflacije	46
Grafikon 4 - Kretanje sezonski prilagođenog realnog BDP-a Bugarske, Cipra, Estonije, Hrvatske, Litve, Luksemburga, Latvije i Slovenije, milijarde eura, stalne cijene, u cijenama prethodne godine, referentna godina 2015.	178
Grafikon 5 - Kretanje sezonski prilagođenog realnog BDP-a Austrije, Belgije, Češke, Danske, Grčke, Finske, Mađarske, Poljske, Portugala, Rumunjske, Švedske i Slovačke, milijarde eura, stalne cijene, u cijenama prethodne godine, referentna godina 2015.	178
Grafikon 6 - Kretanje sezonski prilagođenog realnog BDP-a Njemačke, Španjolske, Francuske, Italije, Nizozemske i Ujedinjenog Kraljevstva, milijarde eura, stalne cijene, u cijenama prethodne godine, referentna godina 2015.	179
Grafikon 7 - Kretanje sezonski prilagođene stope nezaposlenosti u 26 zemalja obuhvaćenih prvom hipotezom	180
Grafikon 8 - Kretanje sezonski prilagođene stope zaposlenosti u 26 zemalja obuhvaćenih prvom hipotezom	181
Grafikon 9 - Stopa inflacije mjerena BDP deflatorom, promjena cijena u odnosu na isto tromjesečje prošle godine	182
Grafikon 10 - Kretanje sezonski prilagođene i deflacionirane varijable porezi u Republici Hrvatskoj, pet različitih definicija varijable porezi, razdoblje od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. godine	183
Grafikon 11 - Kretanje sezonski prilagođene i deflacionirane varijable državna potrošnja u Republici Hrvatskoj, četiri različite definicije varijable državna potrošnja, razdoblje od prvog tromjesečja 1999. do četvrtog tromjesečja 2019. godine	184
Grafikon 12 - Vremenski niz egzogenih poreznih izmjena u razdoblju od prvog tromjesečja 2004. do četvrtog tromjesečja 2019., u postotku nominalnog BDP-a	191
Grafikon 13 - Kretanje neto migracija (u postotku ukupnog stanovništva) u Austriji, Belgiji, Finskoj, Hrvatskoj, Irskoj, Italiji, Latviji, Litvi, Luksemburgu, Malti, Nizozemskoj, Njemačkoj, Švedskoj i Ujedinjenom Kraljevstvu	192
Grafikon 14 - Kretanje procjena jaza dohotka za Austriju i Belgiju	195
Grafikon 15 - Kretanje procjena jaza dohotka za Bugarsku i Cipar	195
Grafikon 16 - Kretanje procjena jaza dohotka za Češku i Dansku	195
Grafikon 17 - Kretanje procjena jaza dohotka za Estoniju i Finsku	196
Grafikon 18 - Kretanje procjena jaza dohotka za Francusku i Grčku	196
Grafikon 19 - Kretanje procjena jaza dohotka za Hrvatsku i Italiju	196
Grafikon 20 - Kretanje procjena jaza dohotka za Latviju i Litvu	196
Grafikon 21 - Kretanje procjena jaza dohotka za Luksemburg i Mađarsku	197
Grafikon 22 - Kretanje procjena jaza dohotka za Nizozemsku i Njemačku	197
Grafikon 23 - Kretanje procjena jaza dohotka za Poljsku i Portugal	197
Grafikon 24 - Kretanje procjena jaza dohotka za Rumunjsku i Slovačku	197
Grafikon 25 - Kretanje procjena jaza dohotka za Sloveniju i Španjolsku	198
Grafikon 26 - Kretanje procjena jaza dohotka za Švedsku i Ujedinjeno Kraljevstvo	198
Grafikon 27 - Kretanje modelske nezivjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Austriji i Belgiji	199
Grafikon 28 - Kretanje modelske nezivjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Bugarskoj i Cipru	199

Grafikon 29 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Češkoj i Danskoj	200
Grafikon 30 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Estoniji i Finskoj	200
Grafikon 31 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Francuskoj i Grčkoj	200
Grafikon 32 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Hrvatskoj i Italiji	201
Grafikon 33 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Latviji i Litvi	201
Grafikon 34 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Luksemburgu i Mađarskoj	201
Grafikon 35 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Nizozemskoj i Njemačkoj	202
Grafikon 36 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Poljskoj i Portugalu	202
Grafikon 37 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Rumunjskoj i Slovačkoj	202
Grafikon 38 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Sloveniji i Španjolskoj	203
Grafikon 39 - Kretanje modelske neizvjesnosti (lijeva os, apsolutna vrijednost) i modelski uprosječenog jaza dohotka (desna os, izraženo u postotku potencijalnog BDP-a) u Švedskoj i Ujedinjenom Kraljevstvu	203
Grafikon 40 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 1, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno).....	208
Grafikon 41 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 2, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno).....	208
Grafikon 42 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 3, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno).....	209
Grafikon 43 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 4, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno).....	209
Grafikon 44 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 5, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno).....	209
Grafikon 45 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 6, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno).....	210
Grafikon 46 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 7, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno).....	210
Grafikon 47 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 8, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno).....	210
Grafikon 48 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 9, prvo ograničenje (lijevo) i drugo ograničenje (desno).....	211

Grafikon 74 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 15, 72 specifikacije modela	224
Grafikon 75 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 16, 72 specifikacije modela	224
Grafikon 76 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 17, 72 specifikacije modela	224
Grafikon 77 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 18, 72 specifikacije modela	225
Grafikon 78 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 19, 72 specifikacije modela	225
Grafikon 79 - Strukturni šokovi u porezima (lijevo) i strukturni šokovi u državnoj potrošnji (desno), osnovni model 20, 72 specifikacije modela	225

POPIS TABLICA

Tablica 1 - Pregled radova koji koriste strukturni vektorski autoregresivni model za analizu utjecaja fiskalne politike na hrvatsko gospodarstvo	138
Tablica 2 - Definicije varijabli porezi i državna potrošnja	161
Tablica 3 - Koeficijenti parcijalne elastičnosti poreza u odnosu na BDP	162
Tablica 4 - Koeficijenti parcijalne elastičnosti državne potrošnje u odnosu na BDP	163
Tablica 5 - Popis i klasifikacija izmjena u porezu na dodanu vrijednost	186
Tablica 6 - Popis i klasifikacija izmjena u doprinosima za zdravstveno i mirovinsko osiguranje	187
Tablica 7 - Popis i klasifikacija izmjena u porezu na dohodak	188
Tablica 8 - Popis i klasifikacija izmjena u porezu na dobit	190
Tablica 9 - Prosječne standardne devijacije izvan recesija i u recesijama i rezultati Welchovog T-testa o nejednakosti modelske nezivjesnosti u recesijama i izvan recesija, razdoblje od prvog tromjesečja 2002. do četvrtog tromjesečja 2021.	205
Tablica 10 - Odstupanje modelski identificiranih šokova od stvarnih egzogenih promjena u poreznom opterećenju	216
Tablica 11 - Minimalne, prosječne i maksimalne korelacije između šokova u porezima i između šokova u državnoj potrošnji za 20 osnovnih modela	226
Tablica 12 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s prvom definicijom	228
Tablica 13 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s drugom definicijom	228
Tablica 14 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s trećom definicijom	229
Tablica 15 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s četvrtom definicijom	229
Tablica 16 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s petom definicijom	229
Tablica 17 - Rezultati t-testa o statističkoj značajnosti razlike između prosječnog početnog multiplikatora plaća u javnom sektoru i prosječnog početnog multiplikatora intermedijarne potrošnje, p-vrijednosti, modeli s jednim pomakom	230
Tablica 18 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s prvom definicijom, model s četiri pomaka	231
Tablica 19 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s drugom definicijom, model s četiri pomaka	231
Tablica 20 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s trećom definicijom, model s četiri pomaka	232
Tablica 21 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s četvrtom definicijom, model s četiri pomaka	232
Tablica 22 - Početni multiplikatori različitih komponenti državne potrošnje, porezi definirani u skladu s petom definicijom, model s četiri pomaka	232
Tablica 23 - Rezultati t-testa o statističkoj značajnosti razlike između prosječnog početnog multiplikatora plaća u javnom sektoru i prosječnog početnog multiplikatora intermedijarne potrošnje, p-vrijednosti, modeli s četiri pomaka	233
Tablica 24 - Rezultati Grangerovog testa uzročnosti	234
Tablica 25 - Procjene utjecaja egzogenih poreznih izmjena na realni BDP za Republiku Hrvatsku, razdoblje od prvog tromjesečja 2004. do četvrtog tromjesečja 2019.	235
Tablica 26 - Procjene utjecaja neto migracija na stopu nezaposlenosti u zemljama koje su klasificirane kao zemlje s relativno visokim migracijskim tokovima, razdoblje od 2012. do 2021. (modeli 1-6), razdoblje od 2013. do 2021. (Model 7) i razdoblje od 2011. do 2021. godine (Model 8)	238

Tablica 28 - Vremensko razdoblje, prosječne vrijednosti, standardna devijacija, minimum i maksimum za podatke o realnom BDP-u za 26 zemalja u uzorku.....	247
Tablica 29 - Vremensko razdoblje, prosječne vrijednosti, standardna devijacija, minimum i maksimum za podatke o stopi nezaposlenosti za 26 zemalja u uzorku.....	248
Tablica 30 - Vremensko razdoblje, prosječne vrijednosti, standardna devijacija, minimum i maksimum za podatke o stopi zaposlenosti za 26 zemalja u uzorku	249
Tablica 31 - Vremensko razdoblje, prosječne vrijednosti, standardna devijacija, minimum i maksimum za podatke o promjeni cijena mjerenoj BDP deflatorom, postotna promjena u odnosu na isto tromjesečje prošle godine, podaci za 26 zemalja u uzorku	250
Tablica 32 - Jazovi korišteni za testiranje prve hipoteze.....	251
Tablica 33- Popis, klasifikacija i obrazloženje klasifikacije izmjena u porezu na dodanu vrijednost	253
Tablica 34 - Popis, klasifikacija i obrazloženje klasifikacije izmjena u doprinosima za zdravstveno i mirovinsko osiguranje	256
Tablica 35 - Popis, klasifikacija i obrazloženje klasifikacije izmjena u porezu na dohodak	258
Tablica 36 - Popis, klasifikacija i obrazloženje klasifikacije izmjena u porezu na dobit.....	262
Tablica 37 - Definicije varijabli u 20 osnovnih modela.....	264
Tablica 38 - Objašnjenja specifikacija modela za 36 ekstenzija	265
Tablica 39 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 1	266
Tablica 40 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 2	267
Tablica 41 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 3	268
Tablica 42 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 4	269
Tablica 43 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 5	270
Tablica 44 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 6	271
Tablica 45 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 7	272
Tablica 46 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 8	273
Tablica 47 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 9	274
Tablica 48 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 10	275
Tablica 49 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 11	276
Tablica 50 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 12	277
Tablica 51 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 13	278
Tablica 52 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 14	279
Tablica 53 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 15	280
Tablica 54 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 16	281
Tablica 55 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 17	282

Tablica 56 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 18	283
Tablica 57 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 19	284
Tablica 58 - Početni multiplikator poreza i korelacija između modelski i narativno identificiranih šokova u porezima, osnovni model 20	285

ŽIVOTOPIS AUTORA

Viktor Viljevac rođen je u Zagrebu gdje je završio srednjoškolsko obrazovanje u Gimnaziji Lucijana Vranjanina. Nakon gimnazije upisuje preddiplomski studij na Ekonomskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu, smjer poslovna ekonomija, te kasnije diplomski studij, smjer ekonomija. Tijekom studija radi kao demonstrator na Katedri za makroekonomiju i gospodarski razvoj. Diplomirao je u lipnju 2018. godine na temu „Ekonomsko prognoziranje u uvjetima niske i visoke neizvjesnosti“. Za vrijeme diplomskog studija radio je kao ekonomski i financijski analitičar u odjelu Ekonomskih i financijskih istraživanja u Raiffeisenbank Hrvatska te kao vanjski suradnik na kolegiju „Statistika“. Od listopada 2018. zaposlen je na Katedri za makroekonomiju i gospodarski razvoj, u suradničkom zvanju te na radnom mjestu asistenta, gdje izvodi nastavu iz kolegija „Makroekonomija“, „Ekonomika obrazovanja“ i „Croatian Economy“. U studenom 2018. upisuje poslijediplomski sveučilišni (doktorski) studij Ekonomije na Ekonomskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu.

POPIS OBJAVLJENIH RADOVA

Obadić, A. i Viljevac, V. (2023). Labour market tightness and matching efficiency in different labour market segments – do differences in education and occupation matter?. EFZG working paper series, 2023 (03), 1-47.

Viljevac, V. i Vujeva, K. (2023). Restriktivna monetarna politika i rastući profiti banaka: primjer Hrvatske nakon ulaska u europodručje. EFZG working paper series, 2023 (06), 1-22.

Tica, J. & Viljevac, V. (2022) Uzroci ekonomskog zaostajanja Hrvatske. Ekonomska politika Hrvatske u 2022. - Postpandemijski izazovi, 29, 122-154.

Tica, J. i Viljevac, V. (2020). Thirty Years After: Economic Growth in Transition Countries. EFZG working paper series, (05), 1-34.

Viljevac, V. (2020). NORDIJSKI KAPITALIZAM I SOCIJALNA DRŽAVA, Ekonomska misao i praksa, 29(1), str. 307-324.

Obadić, A. & Viljevac, V. (2019) Temporary Employment: Worrysome Myth or the Reality of the EU Labour Market?. U: Šimurina, J., Načinović Braje, I. & Pavić, I. (ur.) Proceedings of FEB Zagreb 10th International Odyssey Conference on Economics and Business.