



HRVATSKA NARODNA BANKA

Istraživanja I-31

Analiza kretanja domaće stope inflacije i Phillipsova krivulja

Ivo Krznar

Zagreb, travanj 2011.



HNB

ISTRAŽIVANJA I-31

IZDAVAČ

Hrvatska narodna banka
Direkcija za izdavačku djelatnost
Trg hrvatskih velikana 3, 10002 Zagreb
Telefon centrale: 01/4564-555
Telefon: 01/4565-006
Telefaks: 01/4564-687

WEB-ADRESA

www.hnb.hr

GLAVNI UREDNIK

Evan Kraft

UREDNIŠTVO

Ljubinko Jankov
Gordi Sušić
Maroje Lang
Boris Vujčić

UREDNIKA

Romana Sinković

GRAFIČKI UREDNIK

Božidar Bengez

DIZAJNER

Vjekoslav Gjergja

LEKTORICA

Dragica Platužić

TISAK

Stega tisak d.o.o.

Za stajališta iznesena u ovom radu odgovorni su autori i ta stajališta nisu nužno istovjetna službenim stajalištima Hrvatske narodne banke.

Molimo korisnike ove publikacije da prilikom korištenja podataka obavezno navedu izvor.

Sve eventualno potrebne korekcije bit će unesene u web-verziju.

Tiskano u 400 primjeraka

ISSN 1332-1900 (tisak)

ISSN 1334-0077 (online)



HNB

HRVATSKA NARODNA BANKA

ISTRAŽIVANJA I-31

**Analiza kretanja domaće stope
inflacije i Phillipsova krivulja**

Ivo Krznar

Zagreb, travanj 2011.

Sažetak

U ovom radu procjenjuje se nova kejezijanska Phillipsova krivulja kako bi se opisale strukturne karakteristike hrvatskoga gospodarstva koje objašnjavaju kretanje domaće stope inflacije. Rezultati procjene mnogih specifikacija Phillipsove krivulje pokazuju da hibridna verzija nove kejezijanske Phillipsove krivulje bolje objašnjava dinamiku domaće stope inflacije nego ostali oblici modela. Glavne su determinantne kretanja domaće inflacije prošla i očekivana inflacija te realni granični trošak proizvodnje koji uz udio rada uključuje i strane, uvozne cijene. Iz vrijednosti procijenjenih parametara hibridne nove kejezijanske krivulje proizlazi da očekivana stopa inflacije ima puno veću ulogu u određivanju tekućih cijena nego kretanje prošle inflacije. Osim toga, procijenjeni je parametar frekvencije promjene cijene nizak, pri čemu poduzeća u prosjeku mijenjaju cijene svakih osam tromjesečja.

Ključne riječi:

nova kejezijanska Phillipsova krivulja, stopa inflacije, otvoreno gospodarstvo, realni granični trošak proizvodnje, GMM procjenitelj

JEL klasifikacija:

E33, C22

Sadržaj

1. Uvod	1
2. Pregled literature	2
2.1. Radovi u inozemstvu	2
2.2. Domaći radovi o istraživanju inflacije	5
3. Stara Phillipsova krivulja	7
4. Nova kejezijanska Phillipsova krivulja	10
4.1. Nova kejezijanska Phillipsova krivulja u zatvorenom gospodarstvu	10
4.2. Nova kejezijanska Phillipsova krivulja u otvorenom gospodarstvu	17
4.3. Hibridna verzija NKPK otvorenoga gospodarstva	25
4.4. Analiza osjetljivosti	30
5. Zaključak	31
6. Literatura	33

1. Uvod

U ovom se radu analizira domaća stopa inflacije u svjetlu Phillipsove krivulje koja je izvedena iz strukturnoga novoga kejnzejanskog modela. Razmatraju se dvije vrste modela: model zatvorenoga gospodarstva u skladu s modelom u Gali i Gertler (1999.) te model otvorenoga gospodarstva kao u Balakrishnan i López-Salido (2002.). Cilj je ovog rada opisati strukturne karakteristike hrvatskoga gospodarstva koje objašnjavaju kretanje stope inflacije od 1998. do sredine 2010. Strukturni parametri koji opisuju te karakteristike funkcija su parametara skraćenog oblika nove kejnzejanske Phillipsove krivulje (NKPK).

Za razliku od stare Phillipsove krivulje, NKPK u objašnjavanju dinamike stope inflacije, osim na kretanje prošle stope inflacije, stavlja naglasak i na očekivanje stope inflacije u budućnosti. Osim toga, umjesto mjere gospodarske aktivnosti (poput jaza BDP-a ili stope nezaposlenosti) NKPK ističe realni granični trošak proizvodnje (granični trošak) kao jednu od glavnih determinanti kretanja stope inflacije. Tri determinante kretanja stope inflacije isključivo su posljedica strukture iz koje je NKPK izvedena odnosno optimalnog ponašanja poduzeća koja posluju u okružju monopolističke konkurencije i nominalne rigidnosti kao što je nemogućnost promjene cijene.

Kao i u sličnim istraživanjima, u ovom radu analiziraju se dva glavna pitanja. Prvo, u kojoj mjeri otvorenost hrvatskoga gospodarstva, s obzirom na velik udio intermedijarnih proizvoda i sirovina koje hrvatska poduzeća uvoze i na njihovu cijenu, utječe na kretanje domaće stope inflacije. Drugo, u kojoj mjeri prošlo kretanje stope inflacije, u odnosu na očekivanu stopu inflacije, utječe na dinamiku domaće stope inflacije.

Prije analize kretanja stope inflacije prema novom kejnzejanskom modelu, procjenjuje se stara, *ad hoc* Phillipsova krivulja. Rezultati OLS procjene stare Phillipsove krivulje pokazuju da sam indikator gospodarske aktivnosti, poput jaza BDP-a, ne može objasniti kretanje domaće stope inflacije. Drugim riječima, stara Phillipsova krivulja ne postoji. Međutim, procijenjeni *ad hoc* model Phillipsove krivulje koji uključuje strane, uvozne cijene pokazuje snažnu pozitivnu korelaciju između domaće i strane stope inflacije, što upućuje na važnost stranih faktora u objašnjavanju dinamike domaćih cijena. Ta empirijska činjenica uzeta je u obzir pri analizi stope inflacije u svjetlu strukturnog modela.

Većina analiza NKPK odnosi se na razvijena, zatvorena gospodarstva, u kojima je udio rada dobar indikator graničnog troška, koji je u čvrstoj vezi s kretanjem stope inflacije. Udio rada kao granični trošak proizlazi iz pretpostavke o Cobb-Douglasovu obliku funkcije proizvodnje. Problem udjela rada kao mjere realnoga graničnog troška u malim, otvorenim gospodarstvima, poput hrvatskog, jest taj što on uključuje samo dio ukupnih troškova proizvodnje: takav granični trošak ne obuhvaća trošak sirovina i kapitalnih dobara koja poduzeća u malom otvorenom gospodarstvu uvoze iz inozemstva. U središnjem dijelu rada pokazuje se da je kretanje realnoga graničnog troška u otvorenom gospodarstvu, kad se funkcija proizvodnja promijeni kako bi se uzela u obzir uvozna intermedijarna dobra, posljedica dvaju različitih faktora: udjela rada, kao jedinog faktora realnoga graničnog troška u zatvorenom gospodarstvu, te omjera cijena uvoznih proizvoda i nominalnih plaća. Na osnovi dvaju različitih realnih graničnih troškova procijenjena je NKPK zatvorenoga i NKPK otvorenoga

gospodarstva da bi se analiziralo može li nova kejnzejzjanska Phillipsova krivulja, koja uključuje i troškove uvoznih inputa u proizvodnji, *bolje* objasniti kretanje domaće stope inflacije od modela u kojem je rad jedini faktor proizvodnje (ili koji pretpostavlja Cobb-Douglasov oblik funkcije proizvodnje). Rezultati GMM procjene dvaju spomenutih modela pokazuju da udio rada kao jedini faktor graničnog troška ne može objasniti kretanje domaće stope inflacije: rezultati procijenjenih modela govore u prilog postojanju NKPK otvorenoga gospodarstva. Takav je rezultat u skladu s prijašnjim istraživanjem dinamike domaće stope inflacije u Krznar i Kunovac (2010.), koji ističu strane cijene kao glavnu determinantu domaće stope inflacije.

Osim relevantnosti stranih cijena analizira se i relativna važnost prošle u odnosu na očekivanu inflaciju jer su prošla i očekivana inflacija dvije ključne determinante tekuće stope inflacije. Rezultati procijenjene NKPK otvorenoga gospodarstva odbacuju originalnu verziju NKPK koja dinamiku inflacije, uz realni granični trošak, objašnjava isključivo očekivanom stopom inflacije. Ovaj zaključak upućuje na perzistentnost domaće stope inflacije odnosno na važnost kretanja prošle stope inflacije u objašnjavanju tekuće stope inflacije. Međutim, očekivana se inflacija za kretanje tekuće stope inflacije pokazala mnogo važnijom od prošle dinamike stope inflacije: procijenjeni koeficijent uz prošlu stopu inflacije gotovo je upola manji od procijenjenog parametra uz očekivanu inflaciju. Iz tog zaključka slijedi da hibridna verzija NKPK otvorenoga gospodarstva objašnjava kretanje domaće stope inflacije na najbolji mogući način.

NKPK je utemeljena na mikroekonomskim osnovama. Stoga parametri skraćenog modela (uz prošlu i očekivanu inflaciju te uz granični trošak) imaju strukturnu, ekonomsku interpretaciju. Tako zaključak o relativno važnijoj ulozi očekivane inflacije u usporedbi s prošlom inflacijom proizlazi iz niskoga procijenjenog udjela poduzeća koja ne mogu promijeniti cijenu. Nadalje, procijenjeni “Calvov parametar”, koji opisuje stupanj rigidnosti odnosno nefleksibilnosti cijena (engl. *sticky prices*) kreće se u rasponu 0,87 – 0,92 u procijenjenoj originalnoj NKPK te 0,87 – 0,89 u procijenjenoj hibridnoj verziji NKPK. Takve vrijednosti navedenog parametra pokazuju da se cijene u Hrvatskoj, jednom kad su određene, u prosjeku ne mijenjaju 8 (hibridna verzija NKPK) do 12 tromjesečja (originalna NKPK). Visok stupanj nefleksibilnosti cijena u Hrvatskoj odskače od procijenjene vrijednosti istog parametra u sličnim istraživanjima dinamike stope inflacije u otvorenim i zatvorenim gospodarstvima. U otvorenom gospodarstvu s visokom kolebljivosti stranih cijena očekivalo bi se da se cijene u prosjeku brže mijenjaju. Stoga su analize promjenjive marže (engl. *markup*) i nedostajućih faktora koji značajno utječu na granični trošak (Gali i Gertler, 1999.) zasigurno vrijedan pokušaj daljnjeg istraživanja strukturnih karakteristika koje bi mogle povećati frekvenciju promjene cijena.

Preostali dio ovog rada organiziran je na sljedeći način. U sljedećem poglavlju daje se pregled domaće i strane te teorijske i empirijske literature o istraživanju dinamike stope inflacije u svjetlu Phillipsove krivulje. U trećem poglavlju procjenjuje se stara Phillipsova krivulja kako bi se pokazalo da ona u Hrvatskoj ne postoji. Taj je rezultat poticaj za procjenu NKPK u četvrtom poglavlju. U tom poglavlju izvodi se i procjenjuje originalna i hibridna verzija NKPK te se pomoću izračuna mjere fundamentalne inflacije uspoređuje kvaliteta dvaju modela s obzirom na *snagu* objašnjavanja kretanja stope inflacije. Također, uspoređujući originalnu i hibridnu verziju NKPK analizira se relativno značenje udjela rada i stranih cijena za dinamiku stope inflacije. Naposljetku analizira se osjetljivost rezultata procjene modela s obzirom na mjeru stranih cijena. U zadnjem poglavlju iznose se zaključci istraživanja i smjernice za buduće istraživanje kretanja domaće stope inflacije.

2. Pregled literature

2.1. Radovi u inozemstvu

U ovom poglavlju daje se osvrt na povijesni razvoj Phillipsove krivulje, koji je otpočeo Phillipsovim radom iz 1958.¹ Zatim se predstavljaju dvije kritike Phillipsove analize. Prva je pridonijela razvoju Phillipsove krivulja

1 Detaljniji osvrt vidi u Romer (1996.) i Rudd i Whelan (2006.).

prema kojoj se inflacija ubrzava kada nezaposlenost padne ispod prirodne stope, engl. *accelerationist Phillips curve* (Friedman, 1968. i Phelps, 1967.). Druga je kritika bila vezana uz procjenu Phillipsove krivulje i tretiranje očekivanja u modelu (Sargent, 1971. i Lucas, 1976.), koja je pospješila razvoj moderne nove kejnzejzian-ske Phillipsove krivulje. Kratko izlaganje povijesnog razvoja Phillipsove krivulje nužno je da se istakne dodana vrijednost ovog rada u usporedbi s dosadašnjim istraživanjima domaće stope inflacije koja su sažeta u sljedećem poglavlju. Također, pregled radova u inozemstvu neizravno će upozoriti na sve probleme dosadašnjih analiza Phillipsove krivulje u Hrvatskoj.

U svom radu Phillips pokazuje da postoji snažna negativna veza između stope nezaposlenosti, kao indikatora gospodarske aktivnosti, i promjene plaća u Velikoj Britaniji (originalna Phillipsova krivulja)². Samuelson i Solow (1960.), na osnovi Phillipsove ideje o povezanosti nezaposlenosti i promjeni plaća u Velikoj Britaniji, pokazuju čvrstu vezu između stope nezaposlenosti i stope inflacije (koja je jednaka marži na stopu promjene plaća) u SAD-u. Teorijske kritike, u prvom redu vezane uz nedostatak modeliranja očekivanja u modelu (Friedman, 1968. i Phelps, 1967.) te problemi “pucanja” veze između stope inflacije i stope nezaposlenosti u razdoblju visoke inflacije i niske nezaposlenosti tijekom naftnog šoka u 1970-ima (što je u suprotnosti sa zaključcima Phillipsove krivulje) doveli su do modifikacije originalne Phillipsove ideje.

Friedman i Phelps ističu važnost očekivanja realne plaće (koja je proporcionalna očekivanju stope inflacije) u procesu pregovaranja o plaći između poslodavaca i sindikata. Time je kompromis između stope inflacije π_t i stope nezaposlenosti U_t u originalnoj Phillipsovoj krivulji

$$\pi_t = \alpha U_t \quad (1)$$

zamijenjen Phillipsovom krivuljom koja uključuje očekivanu stopu inflacije π_t^e :

$$\pi_t = \alpha (U_t - U^*) + \pi_t^e \quad (2)$$

gdje je stopa inflacije u negativnoj vezi s odstupanjem stope nezaposlenosti od svoje prirodne stope U^* te u pozitivnoj vezi s očekivanom inflacijom. Očekivanje inflacije u modelu je adaptivno te se odnosi na stopu inflacije koju subjekti u modelu očekuju da će se ostvariti u razdoblju t (a ne na inflaciju koja se očekuje u razdoblju t , a ostvarit će se u $t+1$). Očekivana inflacija ovisi o kretanju inflacije u prošlim razdobljima

$$\pi_t^e = E_{t-1}(\pi_t) = \pi_{t-1} \quad (3)$$

Stoga u ovoj Phillipsovoj krivulji kompromis između stope inflacije i stope nezaposlenosti u dugom roku ne postoji: Phillipsova je krivulja vertikalna na $U_t = U^*$. Ipak, zbog postojanja očekivanja isti se kompromis može iskoristiti u kratkom roku: povećanje će se cijena ubrzati ako nositelji ekonomske politike budu pokušali održati stopu nezaposlenosti ispod njezine prirodne stope. S obzirom na adaptivna očekivanja u empirijskim istraživanjima dinamike inflacije najčešće se procjenjivao model stope inflacije kao funkcije lagiranih vrijednosti inflacije i stope nezaposlenosti ili jaza BDP-a³. Lagirane vrijednosti inflacije bile su indikator očekivane stope inflacije (stara Phillipsova krivulja), a jaz BDP-a indikator gospodarske aktivnosti odnosno agregatne potražnje.

Sargent (1971.) i Lucas (1976.) kritiziraju modeliranje očekivanja koje nije u skladu s racionalnim ponašanjem gospodarskih subjekata. Racionalna očekivanja osnovni su element mikroekonomije koja nastoji objasniti ponašanje bilo kojeg subjekta. Osim toga, Lucas (1976.) kritizira samu procjenu *ad hoc* modela Phillipsove krivulje i njegovih parametara koji nemaju strukturnu, ekonomsku interpretaciju, te su podložni promjenama

2 Ovaj je zaključak nagovijestio da ekspanzivna fiskalna ili monetarna politika mora uzeti u obzir kompromis (engl. trade-off) između inflacije (plaća) i stope nezaposlenosti.

3 Phillipsova krivulja pokazivala je da bi u razdobljima visoke gospodarske aktivnosti potražnja za radom trebala porasti. Tada bi porasle plaće, a uz pretpostavku konstantne marže i rada kao jedinog faktora proizvodnje porast plaća ogledao bi se u porastu cijena. Drugim riječima rast BDP-a trebao bi biti pozitivno koreliran s porastom cijena.

kad se izmijeni ekonomska politika. Zbog kritika o nedostatku mikroekonomskih osnova i racionalnih očekivanja krajem 90-ih Gali i Gertler (1999.) izvode NKPK na osnovi *novoga kejnzejijanskog modela*⁴. Stara Phillipsova krivulja skraćeni je oblik veze između stope inflacije i poslovnog ciklusa, stoga njezini parametri nemaju strukturnu interpretaciju. S druge je strane NKPK upravo rješenje spomenutoga strukturnoga dinamičkog, stohastičkog modela koji se zasniva na mikroekonomskim temeljima. Zato parametri modela imaju strukturnu, teorijsku interpretaciju i ne podliježu Lucasovoj kritici. Mnogi autori pokazuju da NKPK može objasniti kretanje stope inflacije u SAD-u (vidi Gali i Gertler, 1999., Sbordone, 2002., Nason i Smith, 2008.), EU (vidi Gali, Gertler i López-Salido, 2001., McAdam i Willman, 2003.) te u brojnim drugim zemljama (vidi Gali i López-Salido, 2001. za NKPK u Španjolskoj, Balakrishnan i López-Salido, 2002. za Veliku Britaniju, Ribon, 2004. za Izrael, Menyhert, 2008. za Mađarsku, Céspedes, Ochoa i Soto, 2005. za Čile, Ramos-Francia i Torres García, 2006. za Meksiko, Dabušinskas i Kulikov, 2007. za Estoniju, Letoniju i Litvu).

NKPK dovodi u vezu inflaciju, očekivanu inflaciju i granični trošak. Granični trošak umjesto jaza BDP-a pojavljuje se upravo zbog mikroekonomski utemeljenih odluka poduzeća koja na tržištu monopolističke konkurencije odlučuju o promjeni cijene kako bi maksimizirala dobit. Pritom poduzeća uzimaju u obzir *zapreke* s kojima su suočena kad mijenjaju svoju cijenu. Iako iz toga proizlazi da je uključivanje jaza BDP-a u prijašnjim verzijama Phillipsove krivulje bilo *ad hoc*, Rotemberg i Woodford (1996.) te Gali i Gertler (1999.) pokazali su pod kojim su uvjetima granični trošak i jaz BDP-a izravno povezani⁵. Rotemberg (1982.) i Calvo (1983.) daju mikroekonomske temelje koji objašnjavaju zašto Phillipsova krivulja uključuje očekivanu inflaciju. Rotemberg (1982.) i Roberts (1995.) pokazali su da očekivana inflacija u Phillipsovoj krivulji proizlazi iz optimalne reakcije poduzeća u određivanju cijena s obzirom na troškove s kojima su suočena u promjeni cijene. Calvo (1983.) pokazuje da će se očekivana inflacija pojaviti u Phillipsovoj krivulji ako određeni udio poduzeća ne može promijeniti cijenu⁶.

Troškovi promjene cijene ili sama nemogućnost promjene cijene temelj je novoga kejnzejijanskog modela jer zbog tih elemenata cijene postaju *nefleksibilne*. Bez neke vrste rigidnosti cijena teško je objasniti zašto bi faktori proizvodnje bili neuposleni i zašto bi postojala razdoblja gospodarske aktivnosti ispod *potencijalne* razine. Uz pretpostavku nefleksibilnih cijena tržišta ne mogu trenutačno postići ravnotežu pa ukupna proizvodnja može biti ispod ili iznad razine gospodarske aktivnosti koja bi postojala u situaciji savršeno fleksibilnih cijena. Upravo zbog nefleksibilnih cijena otvara se mogućnost djelovanja monetarne politike, barem u kratkom roku. Vjerojatno najpopularnija formulacija nefleksibilnih cijena odnosi se na Calvovo (1983.) određivanje cijena, koje slijedimo u ovom radu. U Calvovu modelu cijene su nefleksibilne jer postoje poduzeća koja ne mogu mijenjati cijene na optimalan način. Druga pak poduzeća, koja mogu mijenjati cijene, čine to *gledajući unaprijed*, tj. ovisno o svojim očekivanjima buduće prosječne tržišne cijene i buduće agregatne potražnje.

Međutim, originalna NKPK nije mogla objasniti perzistentnost inflacije. Fuhrer i Moore (1995.) i Fuhrer (1997.) naglašavaju nužnost uključivanja lagirane, prošle inflacije u NKPK. Rudd i Whelan (2006.) čak pokazuju da dobro objašnjavanje inflacije pomoću NKPK proizlazi isključivo iz uključivanja prošle stope inflacije u NKPK. Takva Phillipsova krivulja, koja osim graničnog troška i očekivanja inflacije uključuje i prošlu stopu inflacije, poznata je pod imenom hibridna nova kejnzejijanska Phillipsova krivulja. Gali i Gertler (1999.) predlažu mikroekonomske temelje koji opravdavaju postojanje lagirane inflacije u Phillipsovoj krivulji proširenjem Calvova modela. Pokazuju da je hibridna nova kejnzejijanska Phillipsova krivulja posljedica optimalnih odluka

4 Treba naglasiti da postoji velika razlika između Friedman-Phelpsove kritike očekivanja i kritika proizašlih iz revolucije racionalnih očekivanja nakon Lucas-Sargentove kritike adaptivnih očekivanja. Friedman-Phelpsova kritika odnosila se na izostanak adaptivnih očekivanja današnje inflacije u prethodnom razdoblju. S druge strane, novi kejnzejijanski model s racionalnim očekivanjima rezultira Phillipsovom krivuljom koja uključuje očekivanje inflacije u budućnosti.

5 Osim toga, bez obzira na postojanje veze između graničnog troška i jaza BDP-a na teoretskoj razini, empirijski dokazi postojanja nove kejnzejijanske Phillipsove krivulje s jazom BDP-a bili su poražavajući. Gali i Gertler (1999.) procjenjuju novu Phillipsovku krivulju koja kretanje stope inflacije objašnjava na osnovi očekivanja stope inflacije i jaza BDP-a. Procijenjena je veza između jaza BDP-a i stope inflacije negativna kao u slučaju stare Phillipsove krivulje, a ne pozitivna kao što to proizlazi iz novoga kejnzejijanskog modela (objašnjenje te zagonetke i empirijski dokazi te veze u hrvatskom gospodarstvu dani su u poglavlju 4.1.). Jednom kad se jaz BDP-a zamijeni graničnim troškom, veza između inflacije i graničnog troška postaje pozitivna, u skladu s teorijom.

6 Alternativne načine modeliranja rigidnosti cijena vidi u Akerlof i Yellen (1985.), Fischer (1977.) i Taylor (1980.).

dvaju tipova poduzeća koja mogu mijenjati cijene (a postoji i treći tip poduzeća, koja ne mogu mijenjati cijene)⁷. Prvi su tip poduzeća koja mijenjaju cijene gledajući unaprijed kao u Calvovu modelu. Drugi tip čine poduzeća koja se koriste jednostavnim pravilom u promjeni cijena gledajući unazad odnosno u ovisnosti o prošlim vrijednostima stope inflacije. Upravo je udio poduzeća koja mijenjaju cijene gledajući unaprijed odnosno unatrag, uz frekvenciju promjene cijena te diskontni faktor, strukturni parametar koji se procjenjuje pri procjeni NKPK. Strukturni parametri NKPK omogućuju strukturnu, ekonomsku interpretaciju *ad hoc* veza između varijabli koje su se procjenjivale pri procjeni stare Phillipsove krivulje i kao takve nisu imale strukturnu interpretaciju. Na tehničkoj razini, s obzirom na to da agenti u modelu imaju racionalna očekivanja, ona su iskorištena kao uvjetni momenti procjene NKPK generaliziranom metodom momenata, koja je upotrijebljena u većini empirijskih istraživanja kretanja stope inflacije u kratkom roku⁸.

2.2. Domaći radovi o istraživanju inflacije

Istraživanja dinamike inflacije tijekom posljednjih deset godina u stranoj literaturi isključivo se temelje na procjeni NKPK kao rješenju strukturnoga novoga kejnzejanskog modela. S druge strane, istraživanja Phillipsove krivulje i općenito kretanja stope inflacije u Hrvatskoj zasnivaju se ili na procjeni originalne odnosno stare Phillipsove krivulje ili na procjeni skraćenog oblika, *ad hoc* modela koji uključuje varijable koje NKPK identificira kao glavne determinante kretanja stope inflacije.

Družić, Tica i Mamić (2006.) testiraju postojanje originalne Phillipsove krivulje odnosno veze između stope inflacije i stope nezaposlenosti te postojanje istog odnosa koji uključuje očekivanu stopu inflacije (Phillipsova krivulja koja uključuje adaptivna očekivanja). S obzirom na nepostojanje veza između navedenih varijabli, zaključuju da dvije verzije Phillipsove krivulje u Hrvatskoj ne postoje. Međutim, navode vanjske varijable koje bi trebalo uzeti u obzir pri analiziranju determinanta domaće stope inflacije. Problemi su njihove analize višestruki. Kao što smo to pokazali u prethodnom poglavlju, ti problemi uključuju kritike vezane uz modeliranje očekivanja te nepostojanje strukturnog modela koji upućuje na postojanje odnosa između inflacije (ili stope promjene plaća) i stope nezaposlenosti. Tehnički problemi obuhvaćaju *ad hoc* pretpostavku o očekivanju inflacije, nemogućnost povezivanja *ad hoc* pretpostavljenoga konačnog modela i njegove procijenjene verzije te uključivanje nekih članova u model koji čak nisu prisutni ni u skraćenoj verziji modela (autoregresivni član).

Šergo i Tomčić (2003.) analiziraju originalnu verziju Phillipsove krivulje odnosno odnos između stope inflacije i kretanja stope nezaposlenosti.⁹ Zaključuju da ta veza ne postoji. Makar u *ad hoc* modelu, skraćenog oblika, bez konstante, veza između stope inflacije i nezaposlenosti postaje signifikantna, a mjera reprezentativnosti veća, jasno je da je procjenitelj parametra koji opisuje korelaciju između te dvije varijable pristran (pa testovi hipoteza te *p*-vrijednosti nemaju smisla), a R^2 nema smisla upravo zbog izostavljanja konstante iz modela te endogenosti regresora.

Grčić i Pivac (2005.) procjenjuju vezu između stope rasta plaća i stope nezaposlenosti uzimajući u obzir i adaptivna i racionalna očekivanja (premda je izvod Phillipsove krivulje s racionalnim očekivanjima vrlo upitan). Nije jasno zašto se primjenjuju numeričke metode procjene nelinearne Phillipsove krivulje, a još je nejasnije odakle (iz koje teorije) proizlaze različite verzije Phillipsove krivulje. S obzirom da statistička signifikantnost procjenitelja parametara nije izračunata, ne može se zaključiti postoji li veza između promjene plaća i nezaposlenosti ili ne postoji.

Dok Botrić i Cota (2006.) analiziraju determinante u kratkom roku procjenom VAR modela, Broz i Vizek

7 Alternativne determinante perzistentnosti inflacije uključuju indeksaciju cijena (Christiano, Eichenbaum i Evans, 2005.), ograničene sposobnosti apsorpcije informacija (Amato i Shin, 2003.) ili problem koordinacije (Driscoll i Holden, 2003.).

8 Vidi Rudd i Whelan (2005.a) i Lindé (2005.) glede kritike upotrebe generalizirane metode momenata u procjeni NKPK i odgovor na kritike u Gali, Gertler i López-Salido (2005.).

9 U članku nigdje nije objašnjeno radi li se o analizi tromjesečne ili godišnje stope inflacije, kao niti zašto je prirodna stopa nezaposlenosti 4% (!).

(2009.) i Malešević Perović (2009.) analiziraju glavne čimbenike inflacije i u kratkom i dugom roku na osnovi procjene (vektorskog) modela ispravljanja pogrešaka ((V)EC) modela. Malešević Perović (2009.) ističe plaće i tečaj kune prema euru kao glavne determinante domaće stope inflacije. Zbog tehničkih problema procjene SVAR modela u Botrić i Cota (2006.)¹⁰ te poteškoća pri procjeni EC modela¹¹ u Broz i Vizek (2007.) zaključci njihovih analiza o determinantama inflacije u najmanju su ruku upitni.

Sve navedene analize zanemaruju glavne zaključke suvremene teorije iz koje proizlazi NKPK. Phillipsova krivulja danas (hibridna nova kejnzejijanska Phillipsova krivulja) jasno govori o odnosu između stope inflacije, prošle stope inflacije, očekivane stope inflacije u budućnosti i mjere graničnog troška. Model iz kojeg je Phillipsova krivulja izvedena jest strukturni model s racionalnim očekivanjima i ne podliježe Lucasovoj kritici. Budući da u modelu agenti imaju racionalna očekivanja, u procjeni modela rabi se rješenje strukturnog modela kao uvjetni moment. Stoga, ako se primjenjuje generalizirana metoda momenata (GMM) za procjenu strukturnih parametara, procjenitelj vektora parametara bit će konzistentan i asimptotski normalno distribuiran procjenitelj strukturnih parametara. S obzirom na sve navedeno postavlja se pitanje korisnosti analiza prijašnjih verzija Phillipsove krivulje odnosno procjene njezinih parametara koji nemaju strukturnu interpretaciju. Također je upitno, ako ne i pogrešno, koristiti se metodama procjene parametara modela (npr. OLS) koje rezultiraju asimptotskim svojstvima koja se ne bi očekivala od procjenitelja parametara (nekonzistentnost u prvom redu).

Ovaj je rad, barem prema temi, najbliži radu Martine Basarac (2009.), koja testira postojanje NKPK u Hrvatskoj. Međutim, umjesto procjene strukturnoga, teoretskog modela Basarac (2009.) primjenjuje teoriju na osnovi koje je NKPK izvedena (ne razmatra hibridnu verziju Phillipsove krivulje) kako bi procijenila VEC model skraćenog oblika, čija struktura uopće ne odgovara teoretskom modelu. Teoretski model Basarac (2009.) rabi kako bi identificirala potencijalne determinante stope inflacije u analizi kointegracije između potrošačkih cijena, očekivanja potrošačkih cijena¹² i jediničnog troška rada. Drugim riječima, umjesto procjene strukturnog modela i njegovih parametara Basarac (2009.) procjenjuje parametre skraćenog modela koji nemaju izravne veze s teorijom (teorija ne kaže ništa o dugoročnim vezama navedenih varijabli u razinama), a koji sami po sebi nemaju interpretaciju te podliježu Lucasovoj kritici.

Jedinični trošak rada Basarac (2009.) primjenjuje kao mjeru graničnog troška bez promišljanja o dodatnim faktorima koji bi mogli utjecati na trošak proizvodnje hrvatskih poduzeća. Procijenjena NKPK s udjelom rada u BDP-u (jedinični trošak rada) kao mjerom graničnog troška pokazao se kao dobar indikator u objašnjavanju kretanja inflacije u relativno zatvorenim gospodarstvima kao što su to SAD ili pojedine zemlje EU. Međutim, istraživanja inflacije u otvorenim gospodarstvima (Balakrishnan i López-Salido (2002.) za Veliku Britaniju, Bardsen, Jansen i Nymoen (2004.) za europske zemlje, Freystatter (2003.) za Finsku, Rubene i Guarda (2004.) za Luksemburg, Sondergaard (2003.) za Njemačku, Francusku i Španjolsku, Gali i López-Salido (2001.) za Španjolsku) pokazuju da je veza između inflacije i udjela rada nesignifikantna. Razlog je taj što udio rada kao mjera graničnog troška izravno pretpostavlja da je rad jedini faktor proizvodnje ili da je funkcija proizvodnje Cobb-Douglasova oblika. To isključuje trošak nabave kapitalnih dobra, intermedijarnih proizvoda ili sirovina koja čine znatan trošak proizvodnje poduzeća u otvorenim gospodarstvima, poput hrvatskoga, a koja ih pretežno uvoze.

10 Nije jasno u kakvom su odnosu strukturni model iz Botrić i Cota (2006.) te onaj iz Dibooglu i Kutan (2005.) s obzirom na to da su dugoročni efekti strukturnih šokova na endogene varijable u Botrić i Cota (2006.) drugačiji nego u Dibooglu i Kutan, 2005. (vektor endogenih varijabli drugačiji je od onog u Dibooglu i Kutan, 2005. iako je struktura obadva modela ista, a autori tvrde da je riječ o jednom te istom modelu odnosno istim dugoročnim učincima šokova na endogene varijable). Stoga naposljetku nije jasno na koji su način procijenjene funkcije reakcije. Također, funkcije reakcije, koje služe u identificiranju determinanti inflacije nemaju intervale povjerenja na osnovi kojih bi se moglo zaključiti koje su reakcije signifikantno različite od 0, a koje nisu.

11 U rezultatima procjene modela ne postoje standardne pogreške procjenitelja parametara pa se ne može zaključiti jesu li veze procijenjene modelom statistički signifikantne ili nisu. Dok procijenjeni model cijena proizlazi iz Cobb-Douglasove verzije cijena kao linearne kombinacije između uvoznih cijena i jediničnog troška rada, nije jasno u kojem su odnosu model cijene, model viška novca, model viška potražnje i konačan model inflacije (koji uključuje maržu koja je prije dobivena na osnovi procijenjenog modela cijena).

12 Autorica se koristi Gali-Gertlerovim modelom na osnovi kojeg je izvedena nova kejnzejijanska Phillipsova krivulja. Međutim, potpuno je jasno da subjekti u tom modelu imaju racionalna očekivanja, dok se autorica koristi adaptivnim očekivanjima. Treba imati na umu da Gali-Gertlerov model s adaptivnim očekivanjima ne bi rezultirao novom kejnzejijanskom krivuljom kao svojim rješenjem.

S obzirom na tehničke probleme i dvojbenu upotrebu metoda procjene modela skraćenog oblika koji se temelji na teoriji staroj više od 50 godina, zaključci o postojanju Phillipsove krivulje većine navedenih analiza u najmanju su ruku prijeporni. Stoga se u nastavku rada procjenjuje Phillipsova krivulja koja se zasniva na strukturnom novom kejnzijanskom modelu. Cilj je identificirati strukturne karakteristike hrvatskoga gospodarstva koje objašnjavaju kretanje domaće stope inflacije u kratkom roku. Procijenjeni parametri imaju *strukturnu* interpretaciju te stoga ne podliježu Lucasovoj kritici. Umjesto aproksimacije kao temelj procjene Phillipsove krivulje generaliziranom metodom momenata (GMM) iskorištena su racionalna očekivanja, koja su jedan od glavnih elemenata modela. Prije same NKPK procjenjuje se stara Phillipsova krivulja kako bi se provjerili (upitni) zaključci navedenih istraživanja o njezinu nepostojanju. Zatim se analiziraju mogući uzroci nepostojanja veze između inflacije i jaza BDP-a. Analiza upućuje na čvrstu vezu između inflacije i svjetskih cijena. Ta se činjenica kasnije uklapa u strukturni model kako bi se svjetske cijene, uz mjeru gospodarske aktivnosti, pojavile u Phillipsovoj krivulji kao važna determinanta dinamike domaćih cijena.

3. Stara Phillipsova krivulja

Stara Phillipsova krivulja dovodi u vezu inflaciju i cikličku komponentu gospodarske aktivnosti odnosno viška agregatne potražnje poput jaza BDP-a. Općeniti oblik stare Phillipsove krivulje dan je kao¹³:

$$\pi_t = \alpha_0 x_{t-1} + \alpha_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

gdje je π_t tromjesečna stopa inflacije, x_t jaz BDP-a, ε_t sferična slučajna pogreška za koju se pretpostavlja da je *i.i.d.* s nultim očekivanjem i konstantnom varijancom.¹⁴

Kako bi se procijenila stara Phillipsova krivulja, upotrebljavaju se tromjesečni podaci od prvog tromjesečja 1998. do drugog tromjesečja 2010. Stopa inflacije definira se kao postotna promjena sezonski prilagođenog indeksa potrošačkih cijena u odnosu na isti indeks u prethodnom tromjesečju. Budući da je kolebljivost tromjesečnih stopa inflacije velika, iregularna je komponenta isključena iz indeksa potrošačkih cijena pa je tromjesečna stopa inflacije izgladnena (Slika 1.).¹⁵ Zbog istog će razloga varijable primijenjene u daljnjoj analizi predstavljati samo njihovu trend-ciklus komponentu. Na isti je način, zbog istog razloga, analizirano kretanje inflacije u Céspedes, Ochoa i Soto (2005.) te u Gali i López-Salido (2001.). Umjesto toga mogu se koristiti godišnje stope rasta, koje su izgladnene s obzirom na to da su uprosječene tromjesečne stope rasta. Međutim, sama teorija (vidi u nastavku) pokazuje da je ispravno koristiti se tromjesečnim stopama rasta.

Jaz BDP-a definiran je kao razlika između desezoniranog BDP-a (u logu) i njegova trenda dobivenog iz HP-filtra. Rezultati OLS procjene (HAC varijance OLS procjenitelja parametara, robusne na autokorelaciju i heteroskedastičnost pogrešaka, dane su u zagradi) stare Phillipsove krivulje pokazuju da se inflacija danas može objasniti isključivo kretanjem stope inflacije u prethodnom tromjesečju, ali ne i jazom BDP-a¹⁶

$$\pi_t = \underset{(0,026)}{0,012} x_{t-1} + \underset{(0,048)}{0,96} \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Na isti zaključak upućuje slaba korelacija između jaza BDP-a i stope inflacije (Slika 2.).

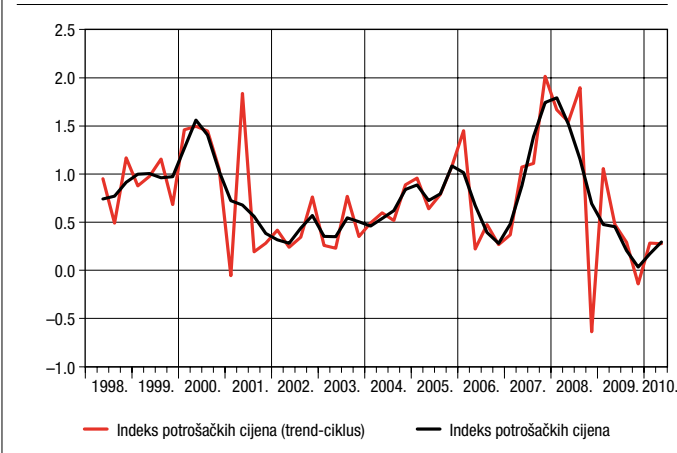
13 Radi usporedbe s novom kejnzijanskom Phillipsovom krivuljom ovdje se primjenjuje samo jedan lag inflacije.

14 Vidi procjenu stare Phillipsove krivulje u SAD-u i EU u Gali i Gertler (1999.) te Gali, Gertler i López-Salido (2001.) ili istu procjenu za Veliku Britaniju u Balakrishnan i López-Salido (2002.).

15 Svaka se vremenska serija može razdvojiti na četiri komponente: trend, ciklus, sezonsku i iregularnu komponentu. Trend-ciklus komponentu indeksa potrošačkih cijena (dakle bez sezonske i iregularne komponente) procijenili smo metodom X12 (detalje procjene vidi u Dagum, 1996.).

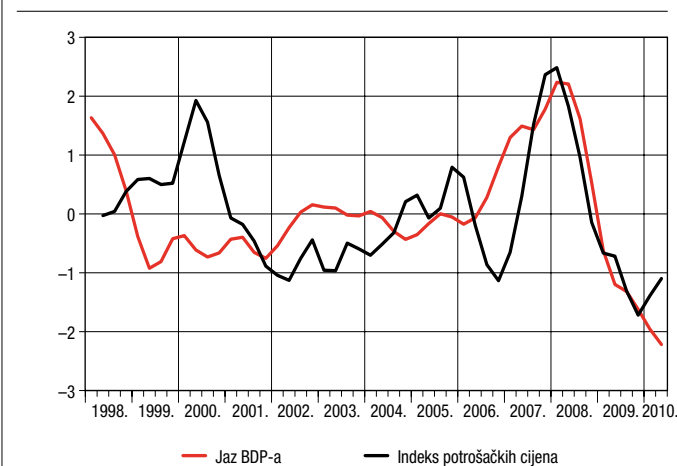
16 Zaključak se ne mijenja ako u jednadžbu uključimo i dodatne lagove stope inflacije.

Slika 1. Indeks potrošačkih cijena (IPC), tromjesečne stope rasta, trend-ciklus komponenta i originalna serija



Izvor: DZS i autorov izračun

Slika 2. Indeks potrošačkih cijena (IPC), tromjesečna stopa rasta i jaz BDP-a, standardizirani podaci

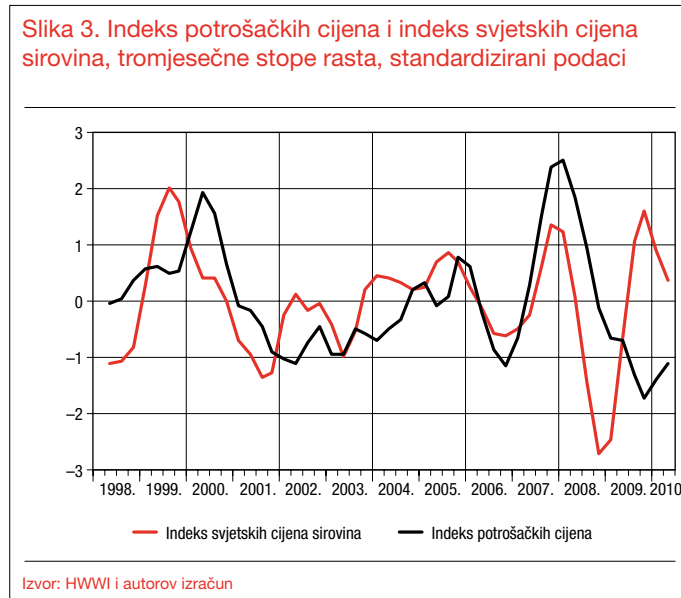


Izvor: Autorov izračun

Uključivanje jaza BDP-a izravno pretpostavlja da se inflacija može objasniti domaćim faktorima, poput domaće potražnje. Već je spomenuto da analize otvorenih gospodarstava ističu uvozna, intermedijarna dobra odnosno njihovu cijenu kao važnu odrednicu domaćih cijena (Slika 3.), i to ne samo zbog znatnog troška koji čine u proizvodnji domaćih dobara, već prvenstveno zbog velike kolebljivosti njihovih cijena. Da bi se provjerilo vrijedi li isti zaključak i za hrvatsko gospodarstvo, u staru je Phillipsovu krivulju, uz jaz BDP-a, uključena i stopa promjene indeksa svjetskih cijena sirovina π_r^* . Indeks svjetskih cijena sirovina izračunat je na osnovi cijena 30 glavnih sirovina kojima se trguje na svjetskom tržištu¹⁷, a izražen je u kunama¹⁸. Krznar i Kunovac (2010.) koriste se tim indeksom svjetskih cijena i pokazuju da se varijacija domaće stope inflacije pretežno može objasniti upravo varijacijom promjene tog indeksa.

17 Riječ je o 4 žitarice koje u indeksu imaju ponder od 3%, 6 uljarica (ponder 3%), 4 sirovine za napitke (4%), 14 industrijskih sirovina (23%) i 2 energetske sirovine (68%).

18 Indeks u eurima, na mjesečnoj razini, izračunava Institut za međunarodnu ekonomiju u Hamburgu (HWWI). Osim samog kretanja indeksa svjetskih cijena izraženog u eurima moramo uzeti u obzir i kretanje tečaja kune prema euru jer obje komponente utječu na odluke o uvozu. Budući da je kolebljivost tečaja kune prema euru relativno mala, rezultati ove analize ne bi se trebali promijeniti bez obzira na to mjeri li se indeks svjetskih cijena u stranoj ili u domaćoj valuti (detaļje ove analize vidi u poglavlju 4.2.).



Slika 3. pokazuje visoku korelaciju između stopa rasta svjetskih i domaćih cijena. Tako i rezultati OLS procjene (HAC varijance OLS procjenitelja parametara, robusne na autokorelaciju i heteroskedastičnost pogrešaka, dane su u zagradi) stare Phillipsove krivulje, kad se kontrolira učinak troška uvoznih cijena (cijena svjetskih sirovina), pokazuju da se stopa domaće inflacije, osim njezinim kretanjem u prošlosti, može objasniti i kretanjem svjetske inflacije (ali ne i jazom BDP-a), što se podudara sa zaključcima u Krznar i Kunovac (2010.)

$$\pi_t = 0,04 x_{t-1} + 0,89 \pi_{t-1} + 0,00015 \pi_t^w + \varepsilon_t \quad (6)$$

(0,021) (0,036) (0,000038)

Taj zaključak naglašava da u analizi Phillipsove krivulje odnosno dinamike stope inflacije svakako treba uzeti u obzir i uvoznu troškovnu komponentu.

Ako se u model uključe dodatni lagovi inflacije, rezultat se neće značajno promijeniti osim što procijenjeni parametri uz lagirane vrijednosti inflacije upućuju na perzistentnost inflacije (parametri uz lagirane vrijednosti inflacije do tri razdoblja unatrag signifikantno su različiti od nule)

$$\pi_t = 0,033 x_{t-1} + 1,65 \pi_{t-1} - 1,44 \pi_{t-2} + 0,83 \pi_{t-3} - 0,12 \pi_{t-4} + 0,00013 \pi_t^w + \varepsilon_t \quad (7)$$

(0,021) (0,136) (0,229) (0,270) (0,187) (0,000037)

Na Slici 2. zapravo se vidi zašto jaz BDP-a ne objašnjava kretanje stope inflacije (u prosjeku). Tijekom druge polovine 1999. i prve polovine 2000. cijene su rasle, a poslovni je ciklus istodobno bio stabilan. Također, od početka 2002. do kraja 2005. inflacija je kontinuirano rasla u razdoblju tek blagog oporavka poslovnog ciklusa. Tek od početka 2007. pa do kraja 2009. vidljiva je veza između poslovnog ciklusa i domaće stope inflacije. S druge strane, Slika 3. pokazuje da je kretanje inflacije od 1999. do kraja 2008. u uskoj povezanosti s kretanjem svjetskih cijena sirovina. Međutim, treba naglasiti da je nagli pad domaćih cijena tijekom 2009. vjerojatno posljedica naglog pada jaza BDP-a odnosno domaće potražnje jer se u tom razdoblju rast svjetskih cijena znatno ubrzao.

Opisani su procijenjeni modeli *ad hoc* skraćeni oblici modela koji nemaju mikroekonomske temelje. Stoga procijenjeni parametri nemaju strukturnu interpretaciju i podložni su Lucasovoj kritici. U sljedećem se poglavlju izvodi strukturni model inflacije čije je rješenje NKPK koja će se procijeniti. Prvo će biti riječi o Phillipsovoj krivulji zatvorenoga gospodarstva, a zatim se u model uključuju i uvozna intermedijarna dobra kako bi se čvrsta veza između domaće stope inflacije i stope inflacije svjetskih cijena uzela u obzir.

4. Nova kejezizijanska Phillipsova krivulja

Kao odgovor na brojne kritike, u prvom redu kritike vezane uz nedostatak strukture iz koje je izvedena Phillipsova krivulja, razvijen je novi kejezizijanski model zasnovan na mikroekonomskim principima. U tom modelu ekonomski subjekti imaju racionalna očekivanja. Tim se modelom nastojalo opravdati ulogu monetarne politike i njezine učinke na gospodarsku aktivnost, barem u kratkom roku. Najvažnija su osnova tog modela nefleksibilne cijene.

U nastavku se predstavlja osnovni novi kejezizijanski model s originalnim Calvovim nefleksibilnim cijenama¹⁹. NKPK, koja se procjenjuje, jest rješenje (skraćeni oblik) tog modela. Parametri skraćenog oblika NKPK funkcija su strukturnih parametara novoga kejezizijanskog modela koji se neće mijenjati zbog promjene ekonomske politike. Ova, originalna NKPK objašnjava inflaciju pomoću kretanja graničnog troška i očekivane inflacije. Zatim se izlaže model iz Gali i Gertler (1999.) u kojem, uz poduzeća koja mijenjaju cijenu *gledajući unaprijed* (kao u Calvovu modelu), postoje poduzeća koja mijenjaju cijenu *gledajući unatrag*. *Gledanje unaprijed* odnosi se na situaciju u kojoj se cijene mijenjaju s obzirom na očekivane uvjete na tržištu. *Gledanje unatrag* vezano je uz jednostavno pravilo određivanja tekućih cijena koje se temelji na prošlom kretanju cijena. Rješenje tog modela jest hibridna NKPK koja stopu inflacije objašnjava kretanjem graničnog troška, očekivanom stopom inflacije i prošlom stopom inflacije. U Gali-Gertlerov model uključeni su uvozni intermedijarni proizvodi na način kao u Gali i López-Salido (2001.) ili u Balakrishnan i López-Salido (2002.). Uvozna će dobra promijeniti granični trošak koji će postati funkcija, ne samo udjela rada u BDP-u već i cijene uvoznih intermedijarnih dobara (u odnosu na plaće). Naposljetku mjera fundamentalne inflacije pokazat će koja od svih navedenih procijenjenih NKPK najbolje objašnjava kretanje inflacije u Hrvatskoj.

4.1. Nova kejezizijanska Phillipsova krivulja u zatvorenom gospodarstvu

NKPK se izvodi u jednostavnom novom kejezizijanskom modelu u kojem postoje dva tipa ekonomskih subjekata: kućanstva i poduzeća. Problem kućanstava je standardan²⁰: kućanstva maksimiziraju diskontiranu vrijednost sume očekivanih korisnosti, pri čemu uzimaju u obzir budžetsko ograničenje. Korisnost proizlazi iz dokolice $(1-L_t)$ gdje L_t označuje količinu rada i potrošnje agregatnog dobra C_t , koje predstavlja košaricu diferenciranih dobara C_{it} . Diferencirana dobra kućanstva kupuju od različitih poduzeća. Agregatno dobro reprezentirano je *Dixit-Stiglitzovim* indeksom konstantne elastičnosti supstitucije između diferenciranih dobara:

$$C_t = \left[\int_0^1 \left(C_{it}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right) di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (8)$$

gdje je ε elastičnost supstitucije između diferenciranih dobara. Buduće, očekivane korisnosti kućanstva diskontiraju se subjektivnim diskontnim faktorom $\beta < 1$, što znači da kućanstva daju manji ponder korisnostima iz daleke budućnosti nego korisnostima koje su bliže sadašnjosti.

Poduzeća su *ex ante* različita s obzirom na to da proizvode različita dobra Y_{it} . Time posjeduju određenu tržišnu moć odnosno posluju u okružju monopolističke konkurencije. Da bi proizvela dobro Y_{it} , poduzeća kupuju rad L_t od kućanstava u zamjenu za nadnicu W_t . Tehnologija proizvodnje je linearna:

19 Bez nefleksibilnih cijena nemoguće je opravdati ulogu monetarne politike.

20 S obzirom na to da se rješenje problema kućanstava ogleda u intertemporalnoj supstituciji potrošnje odnosno IS krivulji s racionalnim očekivanjima, koja izravno nije vezana uz Phillipsovu krivulju, cjelokupni je problem kućanstava s njegovim rješenjem izostavljen. Osnovni novi kejezizijanski model sastoji se od tri jednadžbe: IS krivulje s očekivanjima, koja je rješenje problema kućanstava te povezuje proizvodnju i kamatne stope, nove kejezizijanske Phillipsove krivulje, koja je rješenje problema poduzeća te povezuje proizvodnju i cijene te Taylorova pravila monetarne vlasti, koje zatvara model.

$$Y_{it} = Z_t L_t \quad (9)$$

gdje je Z_t šok proizvodnosti.

Kako poduzeća posluju u okruženju monopolističke konkurencije, svako poduzeće može utjecati na cijenu svog proizvoda. Međutim, pretpostavlja se da postoje dva (*ex post*) tipa poduzeća kao u Calvo (1983.): poduzeća koja mogu utjecati na svoju cijenu i ona koja to ne mogu. Ova će pretpostavka rezultirati nefleksibilnim cijenama. Svako poduzeće može promijeniti svoju cijenu s vjerojatnošću $(1-\theta)$ tako da određivanjem cijene P_{it} maksimizira dobit uzimajući u obzir ograničenje frekvencije promjene cijena i uvjete potražnje²¹ za diferenciranim proizvodima tog poduzeća Y_{it} :

$$Y_{it} = \left(\frac{P_{it}}{P_t} \right)^{-\varepsilon} Y_t \quad (10)$$

P_t označuje indeks cijena svih proizvoda na tržištu²²:

$$P_t = \left[\int_0^1 (P_{it}^{1-\varepsilon}) di \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon}} \quad (11)$$

U ravnoteži vrijedi $C_{it} = Y_{it}$ te $\int_0^1 C_{it} = \int_0^1 Y_{it}$. Stoga je ukupna proizvodnja jednaka:

$$Y_t = \left[\int_0^1 \left(Y_{it}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right) di \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (12)$$

Budući da svako poduzeće, u svakom razdoblju, može s određenom vjerojatnošću promijeniti svoju cijenu, tada samo određeni broj poduzeća (jednak $1-\theta$) može odlučiti o cijeni na optimalan način. Sva ostala poduzeća (kojih ima θ) ne mogu promijeniti cijenu. Vjerojatnost da pojedino poduzeće promijeni cijenu neovisna je o razdoblju koje je prošlo od zadnje promjene cijene istog poduzeća kao što je neovisna i o *stanju svijeta* u svakom razdoblju. Stoga očekivano razdoblje između dvije promjene cijene određenog poduzeća iznosi $D = (1-\theta) \sum_{j=0}^{\infty} j\theta^{j-1} = 1/(1-\theta)$.

Poduzeće i koje može promijeniti cijenu u razdoblju t odlučit će o svojoj cijeni P_{it} da bi maksimiziralo diskontiranu vrijednost sume očekivanih dobiti:

$$\max_{P_{it}} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta^j Q_{t+j} (P_{it} Y_{it+j} - TC(Y_{it+j})) \right]$$

gdje je $TC(Y_{it+j})$ nominalni ukupan trošak proizvodnje Y_{it+j} koji ovisi o cijeni faktora proizvodnje koji se kupuju na tržištu savršene konkurencije. Osim rada, koji kućanstva savršeno elastično nude poduzećima u zamjenu za nadnicu, za sada ne uvodimo nijedan drugi faktor proizvodnje. U poglavlju 4.2. pretpostavlja se da se svako dobro Y_{it} proizvodi pomoću rada i uvoznih intermedijarnih proizvoda. E_t označuje matematički operator uvjetnog očekivanja s obzirom na sve informacije koje su poduzeću dostupne do razdoblja t , odnosno poduzeća formiraju racionalna očekivanja. Diskontni faktor ovisi o vjerojatnosti o da poduzeće neće moći promijeniti cijenu u idućim razdobljima²³ te o graničnoj stopi supstitucije potrošnje u razdoblju t za potrošnju u razdoblju $t+j$ ²⁴: $Q_{t+j} = \beta^j (C_{t+j}/C_t)^{-\eta}$ gdje je η parametar relativnog izbjegavanja rizika (engl. *relative risk aversion*) kućanstava.

21 Potražnja za određenim dobrom rješenje je minimizacijskog problema kućanstava u kojem kućanstva odlučuju o kupnji odnosno količini svakoga diferenciranog dobra tako da minimiziraju ukupan trošak kupnje svih diferenciranih dobara uz ograničenje da je ukupna potrošnja dana Dixit-Stiglitzovim agregatorom. Taj se agregator primjenjuje još otkako je sama ideja monopolističke konkurencije uključena u makroekonomske modele kao funkcijski oblik konstantne elastičnosti supstitucije (CES funkcija) agregiranja diferenciranih proizvoda u agregatni proizvod.

22 Indeks cijena je takav da minimizira funkciju troška kućanstva.

23 Vjerojatnost da cijena ostane fiksna k razdoblja u budućnosti jednaka je θ^k . Stoga je i očekivana dobit k razdoblja unaprijed ponderirana tom vjerojatnošću.

Nakon supstitucije za Y_{it+j} iz (12) i nakon dijeljenja s P_{it+j} maksimizacijski problem poduzeća može se zapisati kao:

$$\max_{P_t} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta^j Q_{t+j} \left(\left(\frac{P_t}{P_{t+j}} \right)^{1-\varepsilon} Y_{t+j} - \frac{1}{P_{t+j}} TC \left(\left(\frac{P_t}{P_{t+j}} \right)^{-\varepsilon} Y_{t+j} \right) \right) \right]$$

Poduzeća koja mogu promijeniti cijenu savršeno su simetrična. To znači da su *ex post* jednaka u smislu da određuju istu cijenu $P_t^* = P_t^*$. Ako se cijena rada uzme kao dana, rješenje problema maksimizacije dobiti s obzirom na cijenu P_t uz ograničenje potražnje (8) glasi:

$$P_t^* = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta^j Q_{t+j} (Y_{t+j} P_{t+j}^{\varepsilon-1} MC_{t+j}) \right]}{E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta^j Q_{t+j} (Y_{t+j} P_{t+j}^{\varepsilon-1}) \right]} \quad (13)$$

gdje je MC_t nominalni granični trošak proizvodnje, a P_t^* optimalna cijena. Rješenje maksimizacijskog problema ogleda se u pravilu optimalnog određivanja cijene kao marže $\left(\frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \right)$ na ponderirani prosjek sadašnjeg i budućih diskontiranih graničnih troškova, što je izravna posljedica pretpostavke o nefleksibilnim cijenama. Bez ograničenja frekvencije promjene cijena optimalna cijena bila bi jednaka $P_t^* = MC_t \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$ (zato se i $\frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1}$ zove marža)²⁵ te ne ovisi o očekivanju budućih graničnih troškova.

Može se lako pokazati da je agregatni indeks cijena (11) za dva tipa poduzeća (ona koja mogu mijenjati cijene i ona koja ne mogu) jednak ponderiranom prosjeku cijene $(1 - \theta)$ poduzeća koja mogu promijeniti cijenu u razdoblju t i cijene θ poduzeća koja to ne mogu i kao cijene u razdoblju t preuzimaju indeks cijena iz prethodnog razdoblja

$$P_t = [(1 - \theta)P_t^{*(1-\varepsilon)} + \theta P_{t-1}^{(1-\varepsilon)}]^{1-\varepsilon} \quad (14)$$

Upravo je ograničenje frekvencije promjene cijene odnosno razlikovanje poduzeća prema mogućnosti promjene cijene zaslužno za postojanje nefleksibilnih cijena.

Optimalna cijena (13) i indeks cijena (14) čine rješenje modela. Kako bi se riješio sustav s dvije nelinearne jednadžbe, taj će se sustav jednadžbi log-linearizirati Taylorovom ekspanzijom oko stabilnog stanja (engl. *steady state*) s inflacijom jednakom 0 te će se dobiti dvije linearne jednadžbe s kojima je *lakše raditi*

$$p_t = (1 - \theta)p_t^* + \theta p_{t-1} \quad (15)$$

$$p_t^* = (1 - \theta\beta)E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} (\theta\beta)^j mc_{t+j} \right] \quad (16)$$

Mala slova označuju varijable kao log-devijacije od njihovih stabilnih stanja²⁶.

Linearizirano rješenje za optimalnu cijenu zapravo je rješenje stohastičke diferencijske jednadžbe prvog reda

$$p_t^* = (1 - \theta\beta)mc_t + \theta\beta E_t [p_{t+1}^*] \quad (17)$$

Stoga u određivanju novih cijena poduzeća uz sadašnji granični trošak formiraju očekivanje o budućoj

24 Budući da su kućanstva vlasnici poduzeća, svaka jedinica dobiti evaluirana je s obzirom na to koliko pridonosi korisnosti (koja proizlazi iz potrošnje).

25 Iz ovog proizlazi da je stabilno stanje realnoga graničnog troška MC/P jednako inverznoj vrijednosti marže.

26 Marža ne postoji u jednadžbi (16). Taj je rezultat posljedica primjene log-devijacije graničnog troška od njezina stabilnog stanja (koje je jednako negativnoj vrijednosti logaritma marže). Kad bi se umjesto log-devijacije primijenila vrijednost graničnog troška, tada bi marža trebala biti uključena u jednadžbu (16). Detalje vidi u Gali (2008.).

optimalnoj cijeni. Kombiniranjem dviju lineariziranih jednadžba dobije se nova kejnzejijanska Phillipsova krivulja koja kretanje stope inflacije objašnjava očekivanom stopom inflacije i omjerom graničnog troška i cijene, tzv. realnim graničnim troškom

$$\pi_t = p_t - p_{t-1} = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}(mc_t - p_t) \quad (18)$$

Realni granični trošak mjeri odnos između nominalnoga graničnog troška i cijene. Jedino će povećanje tog omjera, a ne sam nominalni granični trošak, pridonijeti inflatornim pritiscima jer će u tom slučaju poduzeća koja mogu promijeniti cijenu to zaista i učiniti.

Jednadžba (18) pokazuje da veza između sadašnje stope inflacije i očekivane stope inflacije ovisi o vrijednosti subjektivnoga diskontnog faktora i o frekvenciji promjene cijena odnosno udjelu poduzeća koja mogu promijeniti cijenu. Povećanje diskontnog faktora povećava utjecaj očekivanja inflacije na tekuću stopu inflacije i smanjuje ponder graničnog troška. Da bismo objasnili utjecaj povećanja diskontnog faktora na odnos između stope inflacije i njezina očekivanja te na odnos između stope inflacije i graničnog troška, valja primijetiti da ćemo rješavanjem NKPK dobiti

$$\pi_t = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t[(mc_{t+j} - p_{t+j})] \quad (19)$$

S obzirom na to da vlasnici poduzeća rabe β u svođenju budućih graničnih troškova na sadašnju vrijednost kako bi odredili optimalnu cijenu, povećanje diskontnog faktora povećava utjecaj očekivanja inflacije (koja mjeri zbroj očekivanih budućih graničnih troškova) u objašnjavanju dinamike stope inflacije. Istodobno povećanje diskontnog faktora smanjuje korelaciju između tekućega graničnog troška i inflacije. Isti će se učinak dogoditi ako se poveća udio poduzeća koja mogu promijeniti cijenu jer ta poduzeća mijenjaju cijenu na optimalan način odnosno *gledajući unaprijed*.

Takva je interpretacija parametara modela prva velika razlika u odnosu na staru Phillipsovu krivulju, čiji parametri nemaju strukturnu interpretaciju. Zahvaljujući mikroekonomskoj teoriji iz koje je NKPK izvedena, parametri imaju strukturnu interpretaciju pa nisu podložni promjenama ekonomske politike. Nadalje, za razliku od stare Phillipsove krivulje, NKPK sadrži racionalna očekivanja ($E_t[\pi_{t+1}]$) umjesto $E_{t-1}[\pi_t]$, za koja se najčešće pretpostavljalo da, s obzirom na adaptivna očekivanja, vrijedi $E_{t-1}[\pi_t] = \pi_{t-1}$. To je glavni razlog zašto stara Phillipsova krivulja uključuje lagirane vrijednosti inflacije, a NKPK očekivanu stopu inflacije u budućnosti. Međutim, s obzirom na to da podaci o inflaciji (barem u SAD-u) pokazuju snažnu perzistentnost inflacije, upravo je zbog nedostatka prošlih stopa originalna NKPK naišla na oštre kritike. Da bi se *pomirili* podaci i NKPK, trebalo je smisliti način uključivanja lagiranih vrijednosti inflacije u NKPK. O tome je riječ u poglavlju o hibridnoj NKPK.

Druga kritika NKPK odnosila se na mjeru graničnog troška. Isprva se kao mjera graničnog troška upotrebljavao jaz BDP-a. Bez obzira na to što je lako naći uvjete pod kojima je realni granični trošak jednak jazu BDP-a (vidi Rotemberg i Woodford, 1996.)

$$(mc_t - p_t) = \kappa x_t \quad (20)$$

procjena takve NKPK

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \kappa x_t \quad (21)$$

nailazi na dva velika problema (κ je elastičnost proizvodnje s obzirom na granični trošak). NKPK s jazom BDP-a

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t+1} + \alpha_2 x_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

pokazuje da je inflacija u pozitivnoj korelaciji s jazom BDP-a odnosno da je promjena inflacije ($\pi_t - \pi_{t-1}$) u

negativnoj vezi s jazom BDP-a (ako pretpostavimo da $\alpha_1 = \beta = 1$ i pomaknemo jednadžbu (22) jedno razdoblje unatrag jer ne opažamo očekivanu inflaciju)

$$\pi_t - \pi_{t-1} = -\alpha_2 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (23)$$

Međutim, Gali i Gertler (1999.) pokazuju da procjena ovakve NKPK pomoću OLS-a upućuje na pozitivnu vezu između promjene inflacije i jaza BDP-a odnosno negativnu vezu između stope inflacije i jaza BDP-a. Taj je rezultat suprotan novoj teoriji, a u skladu sa zaključcima stare Phillipsove krivulje!²⁷

Ako se ista jednadžba procijeni za Hrvatsku (na uzorku od prvog tromjesečja 1998. do drugog tromjesečja 2010.), zaključak je još gori u smislu postojanja NKPK s jazom BDP-a

$$\pi_t = -0,005 x_t + 0,98 \pi_{t+1} \quad (24)$$

(0,028) (0,047)

Procijenjeni parametar uz jaz BDP-a negativan je (kao što to stara Phillipsova krivulja pokazuje) i nesigifikantan. Ni jedno ni drugo nije u skladu s novom kejnzijskom teorijom. Stoga podaci odbacuju hipotezu da Phillipsova krivulja postoji, a ako i "postoji", onda je to stara Phillipsova krivulja²⁸.

Pogreška u modelu (22) jest pogreška (racionalnih) očekivanja: $\varepsilon_t = \pi_t - E[\pi_{t+1}]$. Stoga zamjena $E_t(\pi_{t+1})$ sa *ex post* ostvarenom, "budućom" stopom inflacije π_{t+1} (kao što smo to učinili pri procjeni jednadžbe (24)) rezultira nekonzistentnim OLS procjeniteljem parametra NKPK uz π_{t+1} jer je π_{t+1} korelirana s ε_t . S obzirom na racionalna očekivanja i nekoreliranost pogreške s informacijama koje su dostupne do razdoblja t , lagirane varijable mogu poslužiti kao instrumenti za $E_t(\pi_{t+1})$ u procjeni NKPK. IV procjenitelj ili općenito GMM procjenitelj, koji se upotrebljava u daljnjim procjenama NKPK, u tom će slučaju biti konzistentan procjenitelj parametara modela. Da bi se provjerilo je li navedeni rezultat negativnog i nesigifikantnog parametra uz jaz BDP-a posljedica nekonzistentnog OLS procjenitelja tog parametra, u GMM procjeni navedene jednadžbe primjenjuju se sljedeći instrumenti: 4 laga inflacije, 4 laga inflacije PPI (indeksa cijena pri proizvođačima), 4 laga jaza BDP-a i 4 laga stope rasta plaća²⁹. Rezultati procijenjene jednadžbe nisu se značajno promijenili

$$\pi_t = -0,006 x_t + 0,99 E_t(\pi_{t+1}) \quad (25)$$

(0,028) (0,055)

Parametar uz jaz BDP-a još je uvijek negativan i nesigifikantan.

Gali i Gertler (1999.) nude rješenje za problematičan predznak korelacije između jaza BDP-a i stope inflacije koristeći se *ispravnom* mjerom graničnog troška. Uz pretpostavku da poduzeća koriste rad u svojoj proizvodnji, kao u prije prikazanom modelu, optimalna odluka u problemu poduzeća, koje minimizira trošak, rezultira realnim graničnim troškom koji je jednak omjeru realne plaće i graničnog proizvoda rada:

$$\frac{MC_t}{P_t} = \frac{\frac{W_t}{P_t}}{\frac{\partial Y_t}{\partial L_t}} \quad (26)$$

Ako je proizvodna tehnologija kao ona u (9), tada je granični trošak jednak udjelu rada u BDP-u odnosno realnom jediničnom trošku rada (udio mase plaća u ukupnoj, nominalnoj proizvodnji):

$$\frac{MC_t}{P_t} = S_t = \frac{W_t L_t}{P_t Y_t} \quad (27)$$

27 NKPK pokazuje da bi kretanje inflacije trebalo prethoditi kretanju jaza BDP-a. Međutim, podaci za SAD pokazuju upravo suprotno: korelacija između tekućeg jaza BDP-a i buduće stope inflacije pozitivna je, a korelacija između tekućeg jaza BDP-a i prošle stope inflacije negativna (Fuhrer i Moore, 1995.). To je objašnjenje za negativni predznak u procijenjenoj jednadžbi (22) odnosno za pozitivan predznak u jednadžbi (23).

28 Postojanje Phillipsove krivulje je uvjetno rečeno s obzirom na to da u testu hipoteza nikad ne možemo prihvatiti hipotezu.

29 Sve podatke osim jaza BDP-a objavljuje Državni zavod za statistiku. Varijabla plaće jest nominalna bruto plaća u privatnom sektoru.

Ako se ova jednadžba linearizira oko stabilnog stanja svake varijable

$$(mc_t - p_t) = s_t \quad (28)$$

NKPK postaje:

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \lambda s_t \quad (29)$$

gdje je parametar skraćenog oblika λ funkcija strukturnih parametara

$$\lambda = \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta} \quad (30)$$

koji je u inverznom odnosu sa stupnjem nefleksibilnosti cijena: ako udio poduzeća koja mogu promijeniti cijenu padne, tada je inflacija manje osjetljiva na promjenu graničnog troška. NKPK pokazuje da poduzeća, koja mogu promijeniti cijenu, određuju cijenu s obzirom na svoje očekivanje buduće inflacije odnosno budućih graničnih troškova.

Da bi se procijenila NKPK, jednadžba (29) može se zapisati kao restrikcija

$$E_t[\pi_t - \lambda s_t - \beta \pi_{t+1}] = 0 \quad (31)$$

Ovu se restrikcija može iskoristiti kao uvjetni moment u GMM procjeni parametara NKPK. Budući da je riječ o skalarnom uvjetnom momentu, parametri NKPK bit će neidentificirani. Međutim, zbog racionalnih očekivanja pogreška predviđanja π_{t+1} nije korelirana s informacijama do razdoblja t , stoga možemo konstruirati m momenata na osnovi m instrumenata

$$m_t(\beta, \lambda) = [\beta \pi_{t+1} + \lambda s_t - \pi_t] \mathbf{z}_t \quad (32)$$

odnosno m uvjetnih momenata na osnovi tih momenata

$$E_t[m_t(\beta, \lambda)] = E_t[(\pi_t - \lambda s_t - \beta \pi_{t+1}) \mathbf{z}_t] = 0 \quad (33)$$

gdje je \mathbf{z}_t m dimenzionalan vektor instrumenata iz informacijskog skupa do vremena t koji su stoga ortogonalni na π_{t+1} . Sve dok je broj instrumenata jednak ili veći od broja parametara koje trebamo procijeniti, procjenitelj parametara bit će (pre)identificiran. U slučaju preidentificiranosti vektora parametara uvjetni momenti (33) koristit će se u GMM procjeni nepoznatih parametara NKPK. GMM procjenitelj parametara je, za razliku od OLS-a, konzistentan procjenitelj parametara.

Ekvivalent uvjetnih momenata (33) u uzroku (koji prema zakonu velikih brojeva konvergira u očekivanje (33)) glasi:

$$m_n(\beta, \lambda) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T m_t(\beta, \lambda) \quad (34)$$

gdje je T veličina uzorka. Ako definiramo $W_n(\beta, \lambda)$ kao procijenjenu kovarijacijsku matricu $m_n(\beta, \lambda)$ koja predstavlja matricu pondera uvjetnih momenata, GMM metoda procjenjuje nepoznate parametre (β, λ) minimizacijom mjere udaljenosti između uvjetnih momenata

$$d(m_n(\beta, \lambda)) = m_n'(\beta, \lambda) W_n(\beta, \lambda) m_n(\beta, \lambda) \quad (35)$$

s obzirom na nepoznate parametre. Time GMM metoda nastoji približiti uvjetne momente nuli jer je riječ o preidentificiranosti parametara modela. Budući da mjera udaljenosti ovisi o parametrima, minimizacija se provodi simultanim ažuriranjem $m_n'(\beta, \lambda)$ i $W_n(\beta, \lambda)$. Matrica pondera je procijenjena Newey-Westovom

procedurom odnosno procjenom spektruma na frekvenciji nula s pomoću Bartlettova (Newey-Westova) kernela i Newey-Westova optimalnog bandwidth parametra.

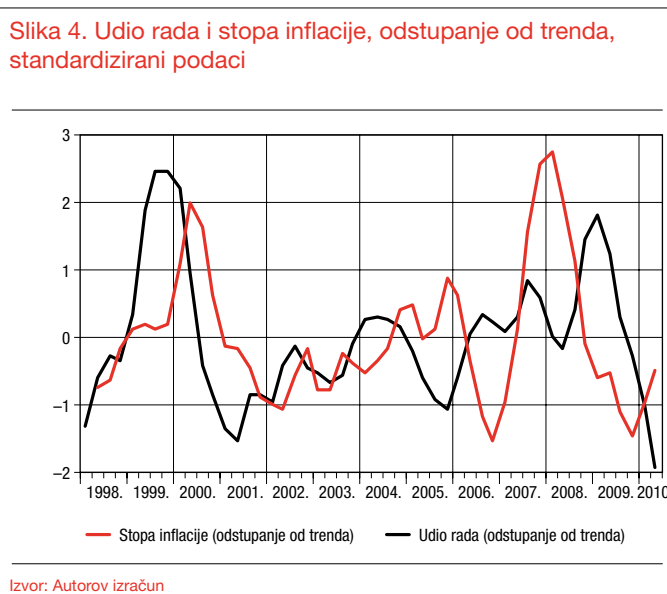
U nastavku prvo se procjenjuje NKPK u skraćenom obliku (29): procjenjuju se samo dva parametra λ, β koji imaju *interpretaciju* veze nezavisnih varijabli sa zavisnom. Nakon toga procjenjuje se strukturna jednadžba NKPK (18) odnosno procjenjuju se parametri koji imaju teoretsku, strukturnu interpretaciju: θ, β . Podaci koji se koriste u procjeni NKPK odnose se na razdoblje od prvog tromjesečja 1998. do drugog tromjesečja 2010. Kao u poglavlju o staroj Phillipsovoj krivulji, podaci za stopu inflacije su podaci o tromjesečnoj stopi promjene trend-ciklus komponente indeksa potrošačkih cijena. Jedina razlika u odnosu na prije korištene podatke je ta što stopa inflacije treba biti izračunata u skladu s teorijom iz koje je NKPK izvedena. U prvom redu, NKPK je linearizirana jednadžba nelinearnog oblika jednadžbe na način da u NKPK sve varijable predstavljaju devijaciju od stabilnog stanja. Stoga se u izračunu stope inflacije otklanja HP-trend za koji se, kao i u većini analiza, pretpostavlja da je jednak stabilnom stanju. Realni granični trošak je izračunat kao udio mase nominalnih bruto plaća u privatnom sektoru (koji ne uključuje sektor poljoprivrede) u nominalnoj bruto dodanoj vrijednosti koja ne uključuje javni sektor. Realni granični trošak također je izračunat na osnovi trend-ciklus varijabli plaća, zaposlenosti i BDV-a. Sve su varijable logaritmirane i detrendirane u skladu s teorijom. Instrumenti u procjeni NKPK uključuju 4 laga inflacije, 4 laga inflacije PPI, 4 laga udjela rada i 4 laga stope rasta plaća.

Rezultati procijenjene NKPK nisu se značajno promijenili (u odnosu na Phillipsovu krivulju koja umjesto udjela rada uključuje jaz BDP-a)

$$\pi_t = -0,007 s_t + 0,91 E_t(\pi_{t+1}) \quad (36)$$

(0,01) (0,089)

Procijenjeni koeficijent za β signifikantno je različit od 0, manji je od 1 te njegova vrijednost ne odskakće previše od one koje možemo općenito naći u literaturi. Parametar veze između udjela rada i stope inflacije (Slika 4.), kao ispravna mjera realnoga graničnog troška, negativan je i nesigantan, što je u potpunosti u neskladu s onim na što teorija upućuje. S obzirom na *krivi* zaključak procijenjene NKPK skraćenog oblika, beskorisno bi bilo procjenjivati strukturni model. Stoga se sljedeće poglavlje bavi rješavanjem problema krivog predznaka veze između graničnog troška i stope inflacije. Navedeni bi zaključak mogao upozoravati na to da funkcijom proizvodnje nisu obuhvaćeni svi relevantni faktori proizvodnje koji pridonose promjeni troška proizvodnje. U sljedećem poglavlju pretpostavlja se da se dobro proizvodi korištenjem rada i uvoznih intermedijarnih proizvoda. Pokazuje se da se time granični trošak mijenja te postaje funkcija ne samo udjela rada već i uvoznih cijena (u odnosu na plaće). Također se pokazuje da se time rješava problematičan predznak veze između graničnog troška i stope inflacije iz ovog poglavlja.



4.2. Nova kejnzijska Phillipsova krivulja u otvorenom gospodarstvu

Do sada nije nađena veza između mjere realnoga graničnog troška koja se rabi u modelima zatvorenoga gospodarstva (udio rada ili jaz BDP-a) i stope inflacije. Budući da je hrvatsko gospodarstvo otvoreno, cijena uvoznih intermedijarnih proizvoda i tečaj kune prema euru ili dolaru mogu utjecati na domaće cijene. Krznar i Kunovac (2010.) pokazuju da su svjetske cijene sirovina glavna determinanta domaće stope inflacije. Samo postojanje veze između inflacije i stope promjene svjetskih cijena potvrđeno je u poglavlju 3. Stoga ćemo se usredotočiti na mjeru graničnog troška i pitanje dodatnih varijabli vezanih uz otvorenost gospodarstva kako bi se pokušao riješiti problem veze između stope inflacije i graničnog troška iz prethodnog poglavlja.

U okružju u kojem poduzeća uz rad kupuju intermedijarne uvozne proizvode, udio rada više neće biti ispravna mjera graničnih troškova. Specifikacija graničnog troška ovisit će o obliku proizvodne funkcije. Da bi se uvezani intermedijarni proizvodi povezali s inflacijom, pretpostavit će se alternativna funkcija proizvodnje koja se primjenjuje u modelima otvorenoga gospodarstva. Ta proizvodna funkcija agregira input rada L_t i input uvoznih intermedijarnih dobara M_t u CES formi funkcije proizvodnje (kao u Gali i López-Salido, 2001., Balakrishnan i López-Salido, 2002. i Batini, Brian i Stephen, 2005.)

$$Y_t = \left[\alpha_L (Z_t L_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + \alpha_M (M_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (37)$$

gdje je σ elastičnost supstitucije između rada i uvoznih intermedijarnih proizvoda, a α_L i α_M udjeli pojedinog inputa u ukupnoj proizvodnji³⁰. Minimizacija troška poduzeća vodi intratemporalnoj supstituciji dvaju inputa

$$\frac{L_t}{M_t} = \left(\frac{\alpha_L P_t^M}{\alpha_M W_t} \right)^{\sigma} \quad (38)$$

gdje je P_t^M cijena uvoznoga intermedijarnog dobra (izražena u domaćoj valuti). Može se pokazati da je realni granični trošak u tome slučaju jednak³¹:

$$\frac{MC_t}{P_t} = \frac{W_t}{P_t M_t L_t} = \frac{W_t L_t}{Y_t} \frac{S_t}{\frac{\partial Y_t}{\partial L_t} \frac{L_t}{Y_t} 1 - \alpha_M \left(\frac{Y_t}{M_t} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}}} \quad (39)$$

Uvrštavanjem (39) u (38) te log-linearizacijom realnoga graničnog troška oko stabilnog stanja dobije se realni granični trošak (odstupanje od stabilnog stanja) kao ponderirani prosjek udjela rada i omjera cijene uvoznih intermedijarnih dobara i plaća

$$(mc_t - p_t) = s_t + \phi(p_t^M - w_t) \quad (40)$$

gdje parametar ϕ određuje elastičnost realnoga graničnog troška na relativne cijene

$$\phi = \frac{1 - \mu s}{\mu s} (\sigma - 1) \quad (41)$$

Parametri μ i s predstavljaju maržu odnosno udio rada u stabilnom stanju. Povećanje elastičnosti supstitucije σ povećava utjecaj relativne cijene (naprama udjelu rada) kao determinante stope inflacije.

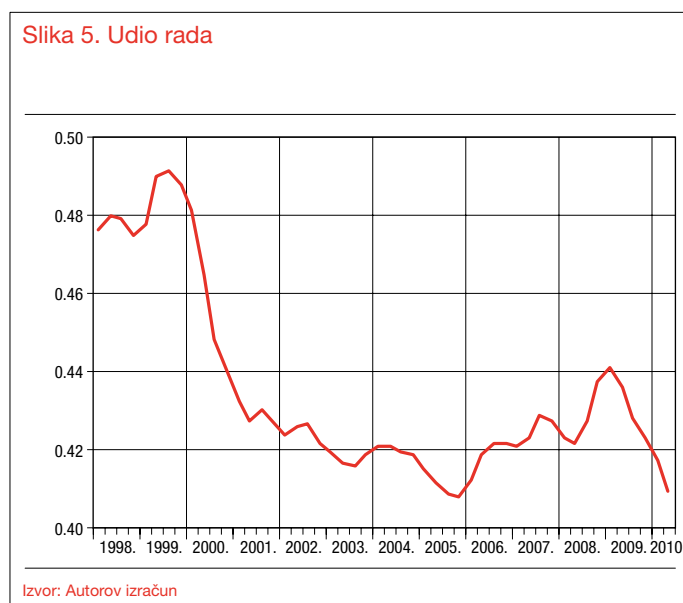
30 Prije se pretpostavljalo da je elastičnost proizvodnje s obzirom na rad konstantna čime se neizravno pretpostavlja da je udjel rada u proizvodnji konstantan. U CES proizvodnoj funkciji udjel rada više nije fiksna te ovisi o cijeni rada u odnosu na cijenu uvoznoga intermedijarnog dobra.

31 Detalje izvoda vidi u Balakrishnan i López-Salido (2002.).

NKPK u modelu otvorenoga gospodarstva upućuje na to da glavne determinantne stope inflacije uključuju očekivanu stopu inflacije, udio rada i omjer cijene uvoznih, intermedijarnih proizvoda u odnosu na plaću

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \lambda[s_t + \phi(p_t^M - w_t)] \quad (42)$$

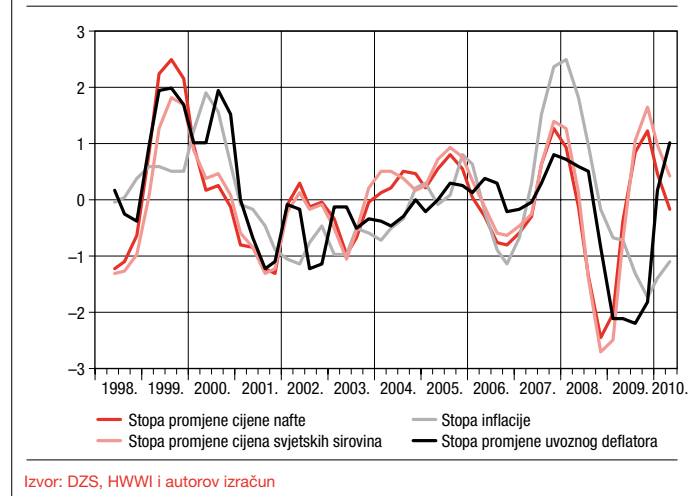
Prije same procjene NKPK koja sada uključuje novu mjeru realnoga graničnog troška potrebno je kalibrirati parametre σ , μ , s jer se oni ne mogu procijeniti. Valja primijetiti da pod uvjetom $\sigma < 1$ povećanje relativnih cijena vodi smanjenju graničnog troška. Jednostavnom regresijom inflacije na relativne cijene dobije se pozitivna veza između te dvije varijable. To pokazuje da je $\sigma > 1$. Stoga se za vrijednost parametra elastičnosti supstitucije σ pretpostavlja da je veći od 1, i to $\sigma = 1,5$ (kao u Gali i López-Salido, 2001.)³². Za udio rada u stabilnom stanju uzet je prosjek udjela rada (Slika 5.) izračunat na način kao što smo prije opisali: $s = 0,45$. Za vrijednost marže u stabilnom stanju arbitrarno je uzeto da bude 10% (kao u Gali *et al.*, 2001., Rumler, 2007. i Leith i Malley, 2007.), što je u skladu s kalibriranom vrijednošću marže koja se kreće od 20% do 70% na godišnjoj razini (vidi Domowitz *et al.*, 1988., Morrison, 1994. ili Olive, 2002.).



Da bi se analizirao doprinos uključivanja uvoznih intermedijarnih proizvoda u funkciju proizvodnje odnosno doprinos njihova troška objašnjavanju inflacije, procijenjen je GMM-om skraćeni oblik NKPK u otvorenom gospodarstvu (42) uz ove instrumente: 4 laga inflacije, 4 laga inflacije PPI, 4 laga realnoga graničnog troška (kao ponderirane sume udjela rada i relativnih cijena) i 4 laga stope rasta plaća. Podaci upotrijebljeni u procjeni NKPK otvorenoga gospodarstva istovjetni su onima u procjeni NKPK zatvorenoga gospodarstva. Za cijene uvoznih intermedijarnih proizvoda uzeta je vremenska serija indeksa svjetskih cijena sirovina kojim smo se koristili u procjeni stare Phillipsove krivulje. Njihova je tromjesečna stopa rasta postotna promjena trend-ciklus komponente indeksa svjetskih cijena. Umjesto toga za cijenu uvoznih proizvoda može se uzeti cijena nafte ili uvozni deflator (Slika 6.). Međutim, tromjesečne stope rasta tri alternativne mjere uvoznih cijena kreću zajedno. U poglavlju o analizi osjetljivosti provjereno je koliko su procijenjene vrijednosti strukturnih parametara NKPK osjetljive s obzirom na primijenjenu mjeru uvoznih cijena.

32 Rezultati procjene NKPK pokazali su se robusnima za manje promjene vrijednosti parametara σ .

Slika 6. Alternativne mjere uvoznih cijena, tromjesečne stope rasta, standardizirani podaci

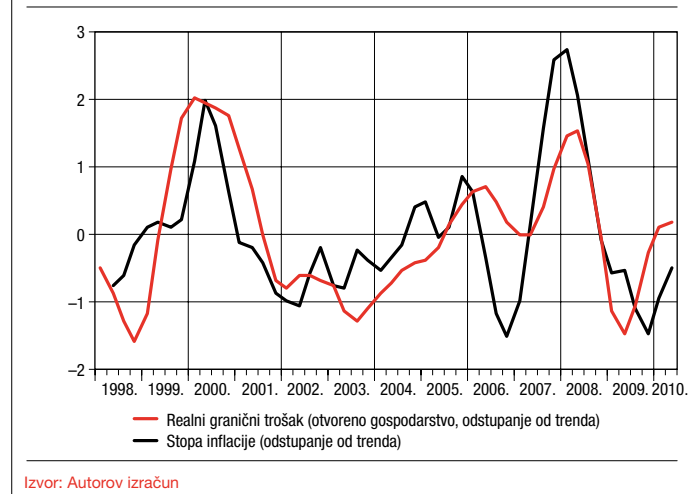


Procijenjena NKPK otvorenoga gospodarstva glasi:

$$\pi_t = 0,011 \underset{(0,0013)}{[s_t + \phi(p_t^M - w_t)]} + 0,93 \underset{(0,03)}{E_t(\pi_{t+1})} \quad (43)$$

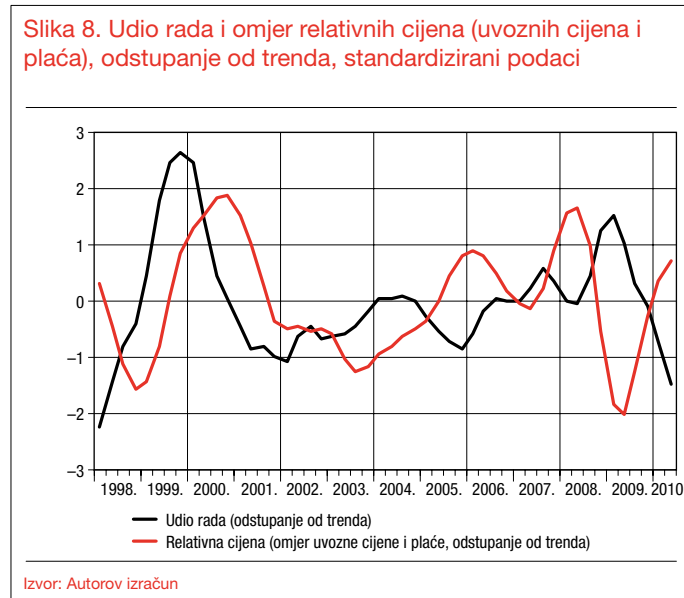
Procijenjeni subjektivni diskontni faktor β signifikantno je različit od 0, manji od 1 te u rangu procijenjenih vrijednosti diskontnog faktora u sličnim studijama. Parametar uz realni granični trošak λ pozitivan je i signifikantan za razliku u procijenjenoj NKPK zatvorenoga gospodarstva gdje se kao mjera realnoga graničnog troška uzima udio rada. Ovaj rezultat ne iznenađuje s obzirom na visoku korelaciju između realnoga graničnog troška otvorenoga gospodarstva i stope inflacije (Slika 7.). Slika 8. pokazuje da je dinamika novoga graničnog troška uglavnom posljedica kretanja relativne cijene (omjera uvozne cijene i plaća), i to pogotovo zbog njezine kolebljivosti bez obzira na to što relativna cijena nosi manji ponder u izračunu realnoga graničnog troška ($\phi=0,51$) nego udio rada⁵³.

Slika 7. Realni granični trošak otvorenoga gospodarstva i stopa inflacije, odstupanje od trenda, standardizirani podaci



53 Kolebljivost (mjerena varijancom) relativne cijene 28 je puta veća od kolebljivosti udjela rada.

Slika 8. Udio rada i omjer relativnih cijena (uvoznih cijena i plaća), odstupanje od trenda, standardizirani podaci

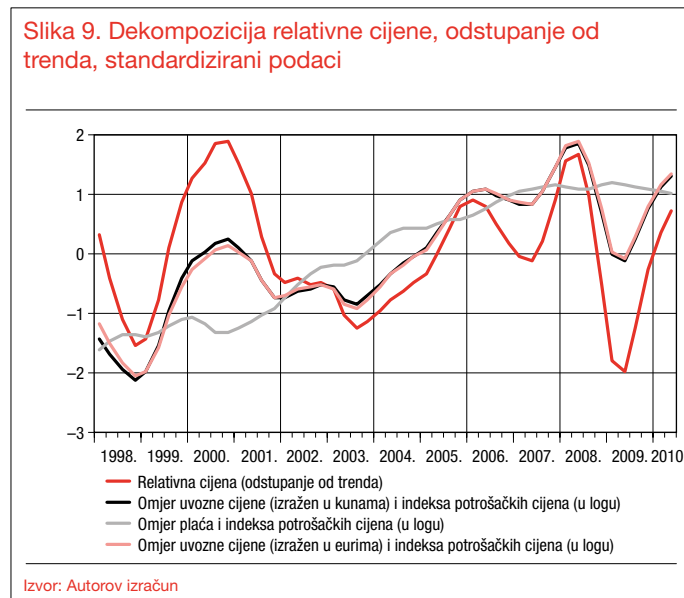


Da bi se detaljnije analiziralo koja od dvije cijene (uvozne cijene naprama plaćama) stoje iza dinamike relativnih cijena, valja primijetiti da se relativne cijene mogu zapisati kao razlika (u logu) omjera uvozne cijene i indeksa potrošačkih cijena te omjera nominalnih plaća i indeksa potrošačkih cijena

$$p_i^M - w_i = (p_i^M - p_i) - (w_i - p_i) \quad (44)$$

Ovakva dekompozicija relativne cijene (Slika 9.) pokazuje da se njezino kretanje od 1998. pretežno može objasniti kretanjem uvoznih cijena, i to izraženima bilo u kunama bilo u eurima. Takav rezultat potvrđuje da je prelijevanje promjene tečaja kune prema euru na domaće cijene zanemarivo.

Slika 9. Dekompozicija relativne cijene, odstupanje od trenda, standardizirani podaci



Nakon što smo utvrdili da veza između indikatora gospodarske aktivnosti (u našem slučaju realnoga graničnog troška otvorenoga gospodarstva) i stope inflacije postoji, procjenjuju se strukturni parametri NKPK

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \lambda[s_t + \phi(p_i^M - w_i)] \quad (45)$$

gdje je

$$\lambda = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \quad (46)$$

Uvjetni momenti, kojima ćemo se koristiti u GMM procjeni parametara, a koji se odnose na udio poduzeća koja ne mogu promijeniti cijenu θ (i na frekvenciju promjene cijene $D=1/(1-\theta)$) i subjektivni diskontni faktor β jesu sljedeći³⁴:

$$E_t \left\{ \left[\pi_t \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta} [s_t + \phi(p_t^M - w_t)] - \beta\pi_{t+1} \right] \mathbf{z}_t \right\} = 0 \quad (47)$$

gdje su \mathbf{z}_t isti instrumenti kao u procjeni NKPK skraćenog oblika (4 laga inflacije, 4 laga inflacije PPI, 4 laga realnoga graničnog troška kao ponderirane sume udjela rada i relativnih cijena i 4 laga stope rasta plaća)³⁵. Radi provjere robusnosti procijenjenih parametara na osnovi uvjetnih momenata (47), u drugu specifikaciju modela (45) (ograničeni model) uključeno je ograničenje da je diskontni faktor jednak 1 (kao u Gali i Gertler, 1999.). Budući da je GMM procjenitelj u malom uzorku vrlo često osjetljiv na uvjetne momente koji se primjenjuju u procjeni (Fuhrer, 1997), upotrijebljen je i alternativni skup uvjetnih momenata u procjeni NKPK koji predstavlja normalizaciju uvjetnih momenata (47)

$$E_t \{ [\theta\pi_t - (1-\theta)(1-\beta\theta)[s_t + \phi(p_t^M - w_t)] - \theta\beta\pi_{t+1}] \mathbf{z}_t \} = 0 \quad (48)$$

Procijenjeni parametri (s Newey-Westovim standardnim pogreškama u zagradama) θ, β dani su u Tablici 1. Također, izračunate su implicirane vrijednosti parametara skraćenog oblika λ , koji predstavlja vezu između graničnog troška i stope inflacije (na osnovi jednadžbe (46)) i $D=1/(1-\theta)$ koji mjeri prosječan broj tromjesečja tijekom kojih su cijene konstantne. Navedeni procijenjeni parametri odnose se na dvije specifikacije NKPK koje se razlikuju s obzirom na uvjetne momente (model (48) naprama modelu (47)) koji su iskorišteni u procjeni NKPK i s obzirom na restrikcije na parametar β (neograničeni naprama ograničenom modelu). Standardne pogreške parametara λ, D , koje su nelinearna funkcija standardnih pogrešaka strukturnih parametara i njihove kovarijance, izračunate su metodom delta. U zadnjem stupcu tablice dani su rezultati Hansenova J -testa (p -vrijednosti u zagradama) o preidentificiranim restrikcijama kojima se testira egzogenost instrumenata.

Što se tiče procjene parametara skraćenog oblika (β i λ), rezultati procijenjenih neograničenih strukturnih modela jako su slični rezultatima procijenjenog modela skraćenog oblika (43): oba parametra statistički su značajno različita od nule, čak se ni same procijenjene vrijednosti parametara ne razlikuju. Međutim, u odnosu na skraćeni oblik procijenjeni strukturni model pokazuje da je udio poduzeća koja ne mogu promijeniti cijenu (jednak θ), u svakom tromjesečju, jako visok, i to prosječno oko 90% u svim specifikacijama modela. To znači da poduzeća u prosjeku mijenjaju svoje cijene otprilike svake dvije i pol do tri godine. U ograničenom modelu rezultati su znatno drugačiji. Frekvencija promjene cijene u toj specifikaciji modela pada s tri godine na približno dvije godine (s obzirom na to da je udio poduzeća koje mogu promijeniti cijenu nešto viši), što je još uvijek znatno više nego u sličnim analizama frekvencije promjene cijena u SAD-u, EU (Gali *et al.*), Izraelu (Ribon, 2004.), Španjolskoj (Gali i López-Salido, 2001.), Estoniji, Letoniji i Litvi (Dabušinskas i Kulikov, 2007), zemljama G-7 (Leith i Malley, 2007) te Meksiku (Ramos-Francia i Torres Garcia, 2006.). Frekvencija promjene cijena u tim analizama kreće se od dva do šest tromjesečja.

³⁴ Uvjetni momenti izravno proizlaze iz NKPK otvorenoga gospodarstva.

³⁵ Rezultati procjene modela robusni su s obzirom na broj lagova instrumenata. Problem u procjeni NKPK opće je poznati problem GMM procjenitelja u malim uzorcima: rezultati procjene osjetljivi su na izbor bandwidth parametra Bartlettova kernela koji je upotrijebljen u procjeni kovarijance kao spektruma na frekvenciji nula. Upravo zbog tog razloga bandwidth parametar odabran je na automatski, optimalan način.

Tablica 1. Procijenjeni parametri različitih specifikacija strukturne NKPK

	Parametri				Test
	θ	β	λ	D	J – statistika (p -vrijednost)
<i>Neograničeni model</i>					
Model (47)	0,92 (0,0089)	0,93 (0,031)	0,0126 (0,0013)	12,5 (1,6)	6,49 (0,98)
Model (48)	0,90 (0,0144)	0,94 (0,044)	0,0171 (0,0019)	10 (1,4)	13,07 (0,73)
<i>Ograničeni model ($\beta = 1$)</i>					
Model (47)	0,88 (0,0033)	1	0,0164 (0,0009)	8,3 (0,2)	6,62 (0,98)
Model (48)	0,87 (0,0061)	1	0,0194 (0,0020)	7,7 (0,4)	13,03 (0,73)

Prosječna se frekvencija promjene cijena čini niskom, pogotovo u situaciji kada bi se zbog visoke kolebljivosti uvoznih cijena očekivalo da se u otvorenom gospodarstvu cijene mijenjaju češće. Analiza koja bi odgovorila na pitanje zašto u hrvatskom gospodarstvu, kao malome otvorenom gospodarstvu, nije tako, odnosno zašto se cijene sporo mijenjaju, ostavljena je za neko buduće istraživanje. Gali i Gertler (1999.) nude dva objašnjenja visokog udjela poduzeća koja ne mijenjaju cijenu, odnosno spore promjene cijena. Prvo, pretpostavlja se da je marža konstantna u situaciji fleksibilnih cijena. Kad bi marža bila kontraciklička, kao što se to u literaturi tvrdi (vidi Bills, 1987., Warner i Barsky, 1995., Chevalier i Scharfstein, 1995. i Sbordone, 2002.), procjena parametra θ bila bi manja. Drugo, ako se zanemari koja od varijabli u funkciji proizvodnje/troškova, tada prosjek udjela rada i omjera uvozne cijene i plaća nije dobar indikator realnoga graničnog troška. U tom je slučaju parametar veze između realnoga graničnog troška i stope inflacije (λ) pristran prema dolje, a parametar udjela poduzeća koja ne mogu promijeniti cijenu (θ) pristran je prema gore (zbog inverzne veze između λ i θ). Uz to, nedostajuće varijable, poput lagova inflacije koje bi objašnjavale perzistentnost inflacije, mogu dovesti do pristranih procjenitelja.

Upravo će u sljedećem poglavlju biti riječi o uvođenju lagova u NKPK odnosno o hibridnoj verziji NKPK kako bi se provjerilo pridonosi li prošla stopa inflacije objašnjenju dinamike stope inflacije u Hrvatskoj. Brojne analize pokazale su da bez lagiranih vrijednosti inflacije stopa inflacije predviđena modelom NKPK uopće ne prati ostvarenu stopu inflacije (*fit* takvog modela vrlo je nizak). Tako Rudd i Whelan (2006.) za NKPK u SAD-u zaključuju da gotovo cijelo objašnjenje varijacije zavisne varijable (engl. *fit*) proizlazi iz uključivanja lagiranih vrijednosti inflacije u NKPK. Međutim, treba također istaknuti da su kritike usmjerene na provjeru (ne) važnosti očekivanja budućih graničnih troškova njihovim izbacivanjem i provjerom kvalitete modela bez tog elementa modela (Rudd i Whelan, 2005.b) zapravo beskorisne. Rudd i Whelan (2005.b) zaključuju da kvaliteta modela ne pada čak i ako izbacimo buduće granične troškove iz modela, što upućuje na dominantnu ulogu prošle inflacije u objašnjavanju kretanja tekuće stope inflacije. Ovaj je zaključak suprotan onom u Gali i Gertler (1999.). Međutim, granični se trošak iz NKPK ne može ukloniti bez detaljne analize posljedica tog izbacivanja na strukturne parametre s obzirom na to da su parametri skraćenog oblika funkcija svih strukturnih parametara i na taj način međusobno povezani (za detalje vidi Gali *et al.*, 2005.).

Svejedno, u sljedećem će se poglavlju, slijedom Gali i Gertler (1999.), proširiti model iz kojeg je proizašla NKPK kako bi novoizvedena hibridna verzija NKPK uključivala i lagirane vrijednosti inflacije koja je nakon toga procijenjena. Prije toga, da bi se ocijenilo koliko dobro realni granični trošak i očekivanje inflacije objašnjavaju kretanje stope inflacije, u nastavku je izračunata mjera fundamentalne inflacije za procijenjenu originalnu NKPK. Stopa fundamentalne inflacije bit će neformalna, ali intuitivna mjera kvalitete odnosno reprezentativnosti već procijenjenog modela NKPK u objašnjavanju dinamike stope inflacije u Hrvatskoj. Jednom kada se lagirane vrijednosti inflacije uključe u NKPK, izračun fundamentalne inflacije za svaki model omogućit će usporedbu njihove kvalitete u smislu boljeg odnosno lošijeg objašnjavanja inflacije.

4.2.1. Fundamentalna inflacija

Phillipsova krivulja izvedena u prethodnom poglavlju

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \lambda[s_t + \phi(p_t^M - w_t)] \quad (49)$$

stohastička je diferencijska jednadžba prvog reda. Mjera stope fundamentalne inflacije π_t^* definira se kao rješenje te jednadžbe odnosno kao beskonačna suma budućih realnih graničnih troškova (ako se NKPK riješi unaprijed)

$$\pi_t = \frac{\lambda}{\delta\beta} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\delta}\right)^j E_t[s_{t+j} + \phi(p_{t+j}^M - w_{t+j})] = \pi_t^* \quad (50)$$

gdje je $\delta > 1$ nestabilan korijen definiran kao:

$$\delta = \frac{1}{\beta} \quad (51)$$

pa fundamentalna inflacija postaje

$$\pi_t^* = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t[s_{t+j} + \phi(p_{t+j}^M - w_{t+j})] \quad (52)$$

Stoga je inflacija u originalnoj NKPK u potpunosti određena kretanjima budućih graničnih troškova. Upravo je nepostojanje perzistentnosti inflacije jedan od glavnih, ali i najkritiziranih zaključaka NKPK (deta-lje vidi u Rudd i Whelan, 2006.), o čemu će riječi biti u sljedećem poglavlju.

U GMM procjeni modela općenito ne postoji standardna mjera reprezentativnosti modela odnosno kvalitete objašnjavanja zavisne varijable (u našem slučaju, kretanja stope inflacije). Fundamentalna inflacija izračunata s obzirom na procijenjene parametre modela supstitut je mjere reprezentativnosti modela. Stoga će se na osnovi izračuna fundamentalne inflacije moći ocijeniti kvaliteta objašnjavanja kretanja inflacije NKPK i usporediti kvaliteta alternativnih modela. Uz vrijednosti parametara izračun fundamentalne stope inflacije zahtijeva izračunavanje budućih očekivanih realnih graničnih troškova koji se izravno ne mogu opaziti³⁶. Campbell i Shiller (1987.) predlažu metodu procjene jednadžbe fundamentalne cijene dionice kao diskontirane vrijednosti sume očekivanih dividendi koja se ovdje koristi u izračunu diskontiranih vrijednosti sume očekivanih graničnih troškova. Ova metoda obuhvaća procjenu VAR modela za granični trošak i korištenje tog VAR modela da bi se predvidjelo kretanje graničnog troška u budućnosti.

Definirajmo granični trošak ovako:

$$mc_t = [s_t + \phi(p_t^M - w_t)] \quad (53)$$

a Y_t kao vektor graničnih troškova i inflacije

$$Y_t = [mc_t \quad mc_{t-1} \quad \dots \quad mc_{t-q} \quad \pi_t \quad \pi_{t-1} \quad \dots \quad \pi_{t-q}] \quad (54)$$

odnosno skup dostupnih informacija koje čine varijable graničnog troška i inflacije do razdoblja t uključujući i njihove lagirane vrijednosti q razdoblja unatrag. U pravilu vektor Y_t trebao bi uključivati sve varijable koje su korištene u IV procjeni modela odnosno sve instrumente koji čine taj skup informacija. Međutim, zbog malog broja podataka naš skup informacija čine samo stopa inflacije i granični trošak (kao u Galí i Gertler, 1999. te Ramos-Francia i Torres Garcia, 2006.).

³⁶ Pomoću izračuna fundamentalne stope inflacije također se provjerava vrijede li kritike, s obzirom na vrlo nizak fit NKPK u SAD-u, i u ovom slučaju.

Kako bi se prognozirao granični trošak u budućnosti, procjenjuje se $VAR(q)$ model koji sadrži dvije varijable: granični trošak i inflaciju. Taj se $VAR(q)$ model može zapisati kao $VAR(1)$ model

$$Y_t = AY_{t-1} + u_t \quad (55)$$

ili

$$\begin{bmatrix} mc_t \\ mc_{t-1} \\ \dots \\ mc_{t-q+1} \\ \pi_t \\ \pi_{t-1} \\ \dots \\ \pi_{t-q+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 & \dots & \alpha_q & \eta_1 & \eta_2 & \dots & \eta_q \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \zeta_1 & \zeta_2 & \dots & \zeta_q & \varphi_1 & \varphi_2 & \dots & \varphi_q \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} mc_{t-1} \\ mc_{t-2} \\ \dots \\ mc_{t-q} \\ \pi_{t-1} \\ \pi_{t-2} \\ \dots \\ \pi_{t-q} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^{mc} \\ 0 \\ \dots \\ 0 \\ u_t^\pi \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (56)$$

gdje su parametri $\alpha_1, \dots, \alpha_q$ te η_1, \dots, η_q parametri $VAR(q)$ modela za jednadžbu graničnog troška, a parametri ζ_1, \dots, ζ_q te $\varphi_1, \dots, \varphi_q$ parametri $VAR(q)$ modela za jednadžbu stope inflacije. Iz $VAR(1)$ modela moguće je izračunati očekivane buduće granične troškove k razdoblja unaprijed, s obzirom na skup informacija, pomoću očekivanja $VAR(1)$ modela k razdoblja unaprijed

$$E[Y_{t+k}] = A^k Y_t \quad (57)$$

S obzirom na to da je granični trošak prva varijabla u vektoru Y_t , stopa fundamentalne inflacije može se izračunati na osnovi

$$\pi_t^* = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_t[mc_{t+j}] = \lambda \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j h' A^j Y_t \quad (58)$$

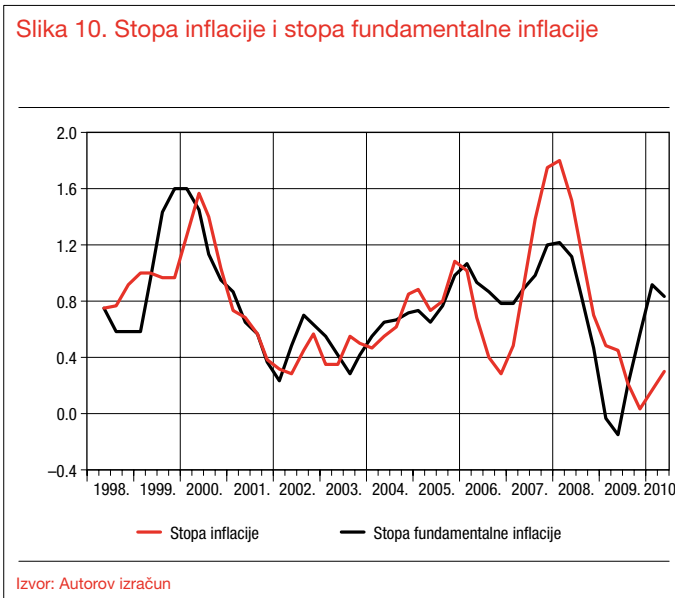
gdje je h' vektor s jedinicom na prvom mjestu i nulama na svim ostalim mjestima. Taj se izraz može pojednostaviti izračunom beskonačne sume tako da fundamentalna inflacija u slučaju originalne NKPK glasi

$$\pi_t^* = \lambda h' (I - \beta A)^{-1} Y_t \quad (59)$$

gdje je I jedinična matrica.

U izračunu stope fundamentalne inflacije primjenjuju se procijenjene vrijednosti parametara neograničenog modela: $\lambda=0,0171$; $\beta=0,94$ te parametri procijenjenog $VAR(2)$ modela s graničnim troškom i inflacijom. Gotovo isti rezultat dobije se ako se upotrebljavaju procijenjeni parametri preostalih specifikacija modela. Kao mjera kvalitete modela u objašnjavanju inflacije rabi se $RMSE$ odnosno prosječna razlika između fundamentalne i ostvarene stope inflacije te R^2 kao postotak varijacije stope inflacije koji je objašnjen varijacijom stope fundamentalne inflacije. Slika 10. prikazuje ostvarenu i izračunatu stopu fundamentalne inflacije³⁷, pri čemu $RMSE$ iznosi 0,33%, a R^2 0,4. Čini se da *fit* modela nije tako nizak kao što to pokazuju Rudd i Whelan (2005.b) za NKPK u SAD-u. Loš *fit* NKPK za SAD proizlazi iz toga što veza između stope inflacije i diskontirane vrijednosti sume očekivanih graničnih troškova zapravo ne postoji. *Fit* NKPK za Hrvatsku nije tako loš upravo zato što je ista veza u jednadžbi (52) signifikantno različita od nule. Takav zaključak upozorava na važnost očekivanja budućih uvjeta poslovanja u situaciji u kojoj se mijenjaju domaće cijene.

37 Izračunata stopa fundamentalne inflacije predstavlja devijaciju te stope od trenda. Da bi se izračunala stopa fundamentalne inflacije koja je usporediva s ostvarenom stopom inflacije, zbrojili smo HP-trend ostvarene stope inflacije i izračunatu stopu fundamentalne inflacije.



4.3. Hibridna verzija NKPK otvorenoga gospodarstva

U prvom je poglavlju utvrđeno da postoji određena perzistentnost u kretanju stope inflacije odnosno da prošla inflacija također *utječe* na promjenu cijena danas. Rezultati (GMM) procjene skraćenog oblika NKPK, koji uključuje lagiranu inflaciju na *ad hoc* način

$$\begin{aligned}\pi_t &= \gamma^b E_t[\pi_{t+1}] + \lambda mc_t + \gamma^f \pi_{t-1} = \\ &= 0,63 E_t[\pi_{t+1}] + 0,0097 mc_t + 0,42 \pi_{t-1}\end{aligned}\quad (60)$$

(0,009) (0,001) (0,012)

pokazuju da je lagirana inflacija pozitivno korelirana s tekućom inflacijom, što potvrđuje rezultat iz prvog poglavlja³⁸. Također, ovaj rezultat opovrgava originalnu NKPK iz prethodnog poglavlja kao relevantan model u objašnjavanju dinamike domaće stope inflacije za razliku od modela koji uz očekivanje inflacije uključuje i prošlu inflaciju. Međutim, rezultati procjene modela s objema komponentama inflacije potvrđuju da očekivanje inflacije ima dominantnu ulogu u determiniranju kretanja tekuće stope inflacije.

U ovom se poglavlju predstavlja hibridna verzija, teoretski utemeljena, NKPK koja omogućuje strukturnu interpretaciju parametara procijenjenog *ad hoc* modela. Analizira se pridonosi li hibridna verzija NKPK odnosno dodavanje lagova inflacije smanjenju *RMSE* odnosno povećanju R^2 (kao što je to u mnogim analizama) ili pak čvrsta veza između tekuće stope inflacije i njezinih lagova postoji samo zato što lagovi nose informaciju o očekivanjima inflacije u sljedećim razdobljima. Time se učvršćuje zaključak da NKPK koja ne uključuje prošlu inflaciju nije relevantna u objašnjavanju domaće stope inflacije.

Kao reakciju na kritike o neperzistentnosti NKPK koja kretanje inflacije isključivo objašnjava očekivanim kretanjem graničnih troškova Gali i Gertler (1999.) predlažu hibridnu verziju NKPK. Teorija na temelju koje je hibridna verzija NKPK izvedena vrlo je slična modelu koji je izložen u prethodnom poglavlju. Razlika je u tome što novi model analizira i poduzeća koja u promjeni cijene primjenjuju jednostavno pravilo, koje se zasniva na prošlom kretanju cijena. Stoga ta poduzeća određuju cijene *gledajući unatrag*. Međutim, novi model uz poduzeća koja mijenjaju cijene *gledajući unatrag*, uključuje i oba tipa poduzeća iz Calvova modela: poduzeća koje ne mogu promijeniti cijene i poduzeća koja mijenjaju cijene na optimalan način na osnovi očekivanja o očekivanim budućim graničnim troškovima, odnosno *gledajući unaprijed*.

38 Instrumenti primijenjeni u procjeni modela jednaki su onima koji su upotrijebljeni u procjeni NKPK u prethodnom poglavlju.

Drugim riječima, sva poduzeća koja mogu promijeniti cijene čine to i nadalje s vjerojatnošću $(1-\theta)$. Međutim, samo udio poduzeća jednak $(1-\varpi)$ mijenja cijenu P_t^f na optimalan način (*gledajući unaprijed*), kao u Calvovu modelu. Preostala proporcija poduzeća ϖ određuje cijenu P_t^b , *gledajući unatrag*, prema jednostavnom pravilu, koje se temelji na prošlom kretanju cijena. Tako je novoodređena cijena takvih poduzeća jednaka ponderiranom prosjeku novoodređene cijene u prošlom razdoblju i očekivane inflacije, koja se zasniva na prošlom kretanju inflacije

$$P_t^b = P_{t-1}^* (1 + \pi_{t-1}) \quad (61)$$

gdje je P_t^* indeks cijena kao ponderirani prosjek cijena koji čini cijena poduzeća koje mogu promijeniti cijeni *gledajući unatrag* i *gledajući unaprijed*

$$P_t^* = (1 - \varpi)P_t^{f(1-\varepsilon)} + \varpi P_t^{b(1-\varepsilon)} \quad (62)$$

Stoga jednostavno pravilo *gledanja unatrag* pretpostavlja da poduzeća u promjeni cijena prvo provjeravaju cijenu iz prethodnog razdoblja te je korigiraju za inflaciju u prethodnom razdoblju.

Zbog poduzeća koja u određivaju cijena *gledaju unatrag*, agregatni indeks cijena čine tri vrste cijena: cijene koje se mijenjaju *gledajući unaprijed* P_t^f , cijene koje se mijenjaju *gledajući unatrag* P_t^b i cijene koje se ne mijenjaju, odnosno jednake su cijeni u prethodnom razdoblju P_{t-1}

$$P_t = [(1 - \theta)((1 - \varpi)P_t^{f(1-\varepsilon)} + \varpi P_t^{b(1-\varepsilon)}) - \theta P_{t-1}^{(1-\varepsilon)}]^{1-\varepsilon} \quad (63)$$

Poduzeća koja mijenjaju cijenu *gledajući unaprijed* rade to na optimalan način, kao i prije, te je njihova cijena dana kao:

$$P_t^{f*} = \frac{\varepsilon}{\varepsilon - 1} \frac{E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta^j Q_{t+j} (Y_{t+j} P_{t+j}^{\varepsilon-1} MC_{t+j}) \right]}{E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \theta^j Q_{t+j} (Y_{t+j} P_{t+j}^{\varepsilon-1}) \right]} \quad (64)$$

Kao i prije, optimalna cijena P_t^{f*} , indeks cijena P_t te indeks cijena P_t^b poduzeća koja mijenjaju cijene *gledajući unatrag* jesu rješenje modela (detalje izvoda vidi u Gali *et al.*, 2001.). Kako bi se riješio sustav s tri nelinearne jednačbe, taj se sustav jednačbi log-linearizira Taylorovom ekspanzijom oko stabilnog stanja s inflacijom jednakom 0, nakon čega se dobiju tri linearne jednačbe kojima je *lakše baratati*

$$p_t^b = (p_{t-1}^* + \pi_{t-1}) = (1 - \varpi)p_t^f + \varpi p_t^b + \pi_{t-1} \quad (65)$$

$$p_t = (1 - \theta)((1 - \varpi)p_t^f + \varpi p_t^b) + \theta p_{t-1} \quad (66)$$

$$p_t^{f*} = (1 - \theta\beta)E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} (\theta\beta)^j mc_{t+j} \right] = (1 - \theta\beta)mc_t + \theta\beta E_t [p_{t+1}^{f*}] \quad (67)$$

Mala slova, kao i prije, označuju varijable kao log-devijacije od njihova stabilnog stanja.

Tri linearizirane jednačbe rezultiraju hibridnom verzijom nove kejnzejanske Phillipsove krivulje, koja inflaciju objašnjava na osnovi očekivane inflacije, prošle inflacije i realnoga graničnog troška³⁹

39 Hibridna verzija NKPK, zbog uključivanja prošle inflacije, ima važnu posljedicu s obzirom na ulogu monetarne politike u pokušaju smanjivanja inflacije. U NKPK kredibilna monetarna politika smanjivanja inflacije može smanjiti inflaciju bez troška jer inflacija ovisi isključivo o očekivanim budućim graničnim troškovima. U hibridnoj verziji ista politika ima manji utjecaj zato što postoji perzistentnost u inflaciji. Dezinflacijski će se proces ubrzati ako se poveća udio poduzeća koja mijenjaju cijene *gledajući unaprijed*.

$$\pi_t = \lambda mc_t + \gamma^f E_t(\pi_{t+1}) + \gamma^b \pi_{t-1} \quad (68)$$

gdje su parametri skraćenog oblika λ , γ^f , γ^b funkcija strukturnih parametara stupnja nefleksibilnosti cijena θ (koji je jednak udjelu poduzeća koja mogu promijeniti cijenu na optimalan način), diskontnog faktora β i udjela poduzeća koja određuju cijene *gledajući unatrag* ϖ

$$\lambda = \frac{(1 - \varpi)(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta + \varpi(1 - \theta(1 - \beta))} \quad (69)$$

$$\gamma^f = \frac{\theta\beta}{\theta + \varpi(1 - \theta(1 - \beta))} \quad (70)$$

$$\gamma^b = \frac{\varpi}{\theta + \varpi(1 - \theta(1 - \beta))} \quad (71)$$

Veći udio poduzeća koje ne mogu promijeniti cijenu (θ) naravno povećava ponder očekivane buduće inflacije u determiniranju današnje inflacije. Veći udio poduzeća koja mogu promijeniti cijenu, koristeći se jednostavnim pravilom (ϖ), povećava ponder prošle inflacije. Stoga i povećanje obaju parametara smanjuje utjecaj graničnog troška na današnju inflaciju.

Valja primijetiti da pod uvjetom $\varpi=0$ hibridna verzija postaje NKPK izvedena u prethodnom poglavlju. Ako se uvede restrikcija $\beta=1$, zapravo se implicira da $\gamma^f + \gamma^b = 1$, čime smo replicirali skraćeni oblik hibridne verzije NKPK koja se upotrebljavala prije strukturne teorije iz Gali i Gertler, 1999. (vidi Buiter i Jewitt, 1982. te Fuhrer i Moore, 1995.).

Strukturni parametri θ , ϖ , β procijenjeni su GMM-om. Radi robusnosti rezultata procjene NKPK (68) primijenjena su dva alternativna skupa uvjetnih momenata

$$E_t \{ [\phi\pi_t - (1 - \varpi)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)s_t - \theta\beta\pi_{t+1} - \phi\varpi\pi_{t-1}] \mathbf{z}_t \} = 0 \quad (72)$$

$$E_t \{ [\pi_t - (1 - \varpi)(1 - \theta)(1 - \beta\theta)\phi^{-1}s_t - \theta\beta\phi^{-1}\pi_{t+1} - \varpi\pi_{t-1}] \mathbf{z}_t \} = 0 \quad (73)$$

gdje je $\phi = \theta + \varpi(1 - \theta(1 - \beta))$. Također, radi još jedne provjere robusnosti procijenjena su dva skupa modela uz restrikciju $\beta=1$. Instrumenti za π_{t+1} koji su upotrijebljeni u procjeni hibridne verzije NKPK istovjetni su onima u procjeni NKPK: 4 laga inflacije, 4 laga inflacije PPI, 4 laga graničnih troškova i 4 laga stope rasta plaća.

Tablica 2. prikazuje rezultate procjene hibridne verzije NKPK. Prva tri stupca daju procijenjene strukturne parametre (standardne pogreške u zagradi), sljedeća četiri stupca prikazuju implicirane parametre skraćenog oblika (na osnovi jednadžbi (69), (70), (71)), čije su standardne pogreške izračunate metodom delta, a u zadnjem je stupcu Hansenova J test-statistika za testiranje egzogenosti instrumenata (p -vrijednosti u zagradi). Rezultati procjene hibridne verzije slični su onima iz prethodnog poglavlja (pogotovo ako se uzme u obzir standardna pogreška svakog parametra). Procijenjeni udio poduzeća koja ne mogu promijeniti cijenu (θ) kreće se kao i prije u rasponu od 0,87 do 0,89. Procijenjena vrijednost za diskontni faktor β slična je onoj iz procijenjene NKPK te vrijednostima procijenjenoga diskontnog faktora u već spomenutim, sličnim istraživanjima. Jedina je razlika u odnosu na procijenjenu originalnu NKPK u tome što se ovdje, osim važnosti očekivane buduće inflacije, ističe i važnost prošle inflacije u situaciji kad poduzeća mijenjaju cijene. Drugim riječima, procijenjeni parametar udjela poduzeća koja se koriste jednostavnim pravilom (ϖ) signifikatno je različit od nule (u svim specifikacijama modela) zbog čega je parametar γ^b signifikantno različit od nule. S druge strane, parametar γ^f signifikantno je različit od nule u prvom redu jer je udio poduzeća koja optimalno mijenjaju cijenu (*gledajući unaprijed*) signifikantno različit od nule (u svim specifikacijama modela). Činjenica da je γ^f puno veći od γ^b , pokazuje da, pri promjeni cijena, poduzeća veću važnost pridaju očekivanjima nego prošlom kretanju

inflacije⁴⁰. Time je većina kritika vezanih uz slabu ulogu očekivanja inflacije kao glavne determinantne tekuće stope inflacije (vidi Rudd i Whelan, 2005.a, 2005.b, 2006.) odbačena.

Tablica 2. Procijenjeni parametri različitih specifikacija hibridne verzije NKPK

	Parametri							Test
	ϖ	θ	β	γ^b	γ^r	λ	D	$J - test$
<i>Neograničeni model</i>								
Model (72)	0,44 (0,025)	0,89 (0,011)	0,95 (0,039)	0,33 (0,012)	0,65 (0,013)	0,0073 (0,0013)	9 (1,0)	6,26 (0,97)
Model (73)	0,55 (0,033)	0,87 (0,016)	0,97 (0,067)	0,39 (0,009)	0,60 (0,017)	0,0060 (0,0021)	8,1 (1,0)	22,52 (0,09)
<i>Ograničeni model ($\beta = 1$)</i>								
Model (72)	0,44 (0,021)	0,88 (0,008)	1	0,33 (0,010)	0,66 (0,010)	0,0057 (0,0010)	8,5 (0,6)	6,23 (0,98)
Model (73)	0,55 (0,023)	0,87 (0,011)	1	0,39 (0,007)	0,61 (0,007)	0,0054 (0,0012)	7,8 (0,7)	23,83 (0,09)

Što se robusnosti procijenjenih parametara tiče, procijenjena vrijednost udjela poduzeća koja se koriste jednostavnim pravilom gledanja unatrag ovisi o uvjetnim momentima primijenjenima u procjeni hibridne verzije NKPK. Procijenjena vrijednost tog parametra kreće se u rasponu od 0,4 do 0,58 (uzme li se u obzir i standardna pogreška) što pokazuje da otprilike polovica poduzeća koja imaju mogućnost promijeniti cijenu u određenom razdoblju čine to na osnovi kretanja stope inflacije u prethodnom razdoblju. Upravo visoka vrijednost ovog parametra doprinosi višoj (u odnosu na slične analize) vrijednosti parametra γ^b , koji povezuje prošlu i tekuću inflaciju. Bez obzira na više vrijednosti ϖ i γ^b očekivanje inflacije glavna je determinanta kretanja stope inflacije. Ovaj je zaključak robusan s obzirom na bilo koju specifikaciju modela. Također, parametar skraćenog modela koji povezuje granični trošak i inflaciju (λ) u svim je specifikacijama signifikantan i pozitivan te robusan na specifikaciju modela. U svim specifikacijama modela implicitno procijenjeni parametar nefleksibilnosti cijena (D) kreće se oko dvije godine, što je još uvijek duže od prosječnog razdoblja tijekom kojeg cijene ostaju nepomijenjene u sličnim, prije navedenim studijama⁴¹. Dva razloga pomoću kojih bi se mogao objasniti taj rezultat dani su u prethodnom poglavlju.

Test preidentificiranih restrikcija (J -test) pokazuje kako su svi instrumenti iskorišteni u procjeni bilo kojeg modela egzogeni. Kako bi se provjerilo nepostajanje problema slabih instrumenata (za modele (47) i (73); isti zaključak dobije se i za preostale specifikacije modela) koji bi mogao utjecati na pristranost GMM procjenitelja (Stock, Wright i Yogo, 2002.), testira se nulta hipoteza da su svi parametri uz sve instrumente zajedno jednaki nuli u regresiji endogenog regresora (π_{t+1}) na sve instrumente. Rezultati testa (Tablica 3.) potvrđuju da problem slabih instrumenata ne postoji.

Tablica 3. Test slabih instrumenata

	π_{t+1}	Prilagođeni R^2
	$F - statistika$ (p -vrijednost)	
Model (47)	5,89 (0,000093)	0,54
Model (73)	3,94 (0,000853)	0,52

40 Parametri skraćenog oblika, koji su procijenjeni kao funkcija strukturnih parametara, slični su onima koje smo izravno procijenili na početku ovog poglavlja.

41 Procijenjeno prosječno vrijeme nefleksibilnosti cijena kao i preostali procijenjeni parametri NKPK slični su onima u analizi NKPK za Čile (Céspedes, Ochoa i Soto, 2005.).

4.3.1. Fundamentalna inflacija

Da bi se ocijenila kvaliteta objašnjavanja dinamike stope inflacije hibridnom verzijom NKPK, izračunata je stopa fundamentalne inflacije pomoću Campbell-Shillerove metode na sličan način kao što je izračunata stopa fundamentalne inflacije za originalnu NKPK. Međutim, u ovom slučaju stopa inflacije ovisi ne samo o diskontiranoj vrijednosti sume očekivanih realnih graničnih troškova već i o inflaciji u prethodnom razdoblju

$$\pi_t = \gamma^b \pi_{t-1} + \gamma^f E_t[\pi_{t+1}] + \lambda[s_t + \phi(p_t^M - w_t)] \quad (74)$$

Zbog toga je hibridna verzija NKPK stohastička diferencijska jednadžba drugog reda, čije rješenje, odnosno stopa fundamentalne inflacije glasi:

$$\pi_t = \delta_1 \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{\delta_2 \gamma^f} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\delta_2}\right)^j E_t[s_{t+j} + \phi(p_{t+j}^M - w_{t+j})] = \pi_t^* \quad (75)$$

gdje su $\delta_1 \leq 1$ stabilan korijen, a $\delta_2 \geq 1$ nestabilan korijen definirani kao:

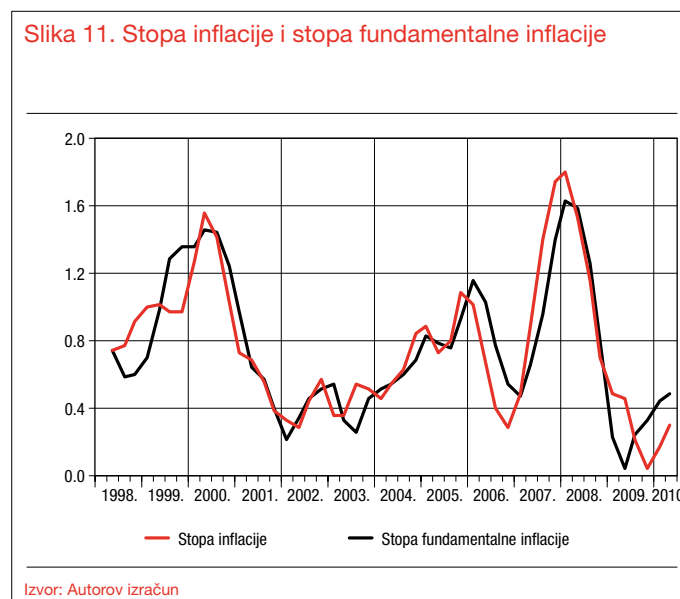
$$\delta_1 = \frac{1 - \sqrt{1 - 4\gamma^f \gamma^b}}{2\gamma^f}, \delta_2 = \frac{1 + \sqrt{1 - 4\gamma^f \gamma^b}}{2\gamma^f} \quad (76)$$

Diskontirana vrijednost beskonačne sume očekivanih realnih graničnih troškova izračunata je na isti način kao u izračunu stope fundamentalne inflacije za originalnu NKPK pomoću VAR(2) modela za granični trošak, $mc_t = [s_t + \phi(p_t^M - w_t)]$ i stopu inflacije te pomoću njegova VAR(1) zapisa. Stopa fundamentalne inflacije tada glasi:

$$\begin{aligned} \pi_t^* &= \delta_1 \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{\delta_2 \gamma^f} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\delta_2}\right)^j E_t[mc_{t+j}] = \\ &= \delta_1 \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{\delta_2 \gamma^f} \sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\delta_2}\right)^j h' A^j Y_t = \\ &= \delta_1 \pi_{t-1} + \frac{\lambda}{\delta_2 \gamma^f} h' \left(I - \frac{1}{\delta_2} A\right)^{-1} Y_t \end{aligned} \quad (77)$$

gdje su A , Y , h kao i prije autoregresivna matrica VAR(1) modela, vektor koji sadrži granični trošak i stopu inflacije te vektor koji na prvom mjestu ima 1, a na svim ostalima 0.

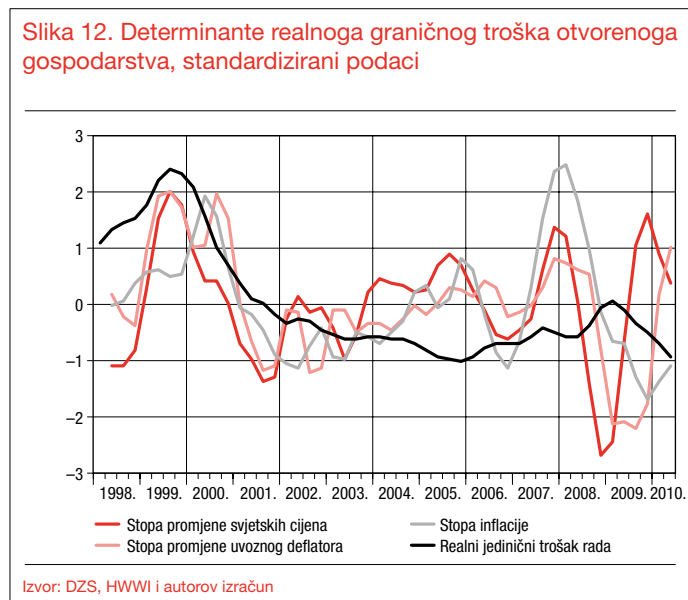
U izračunu stope fundamentalne inflacije za hibridnu verziju NKPK primijenjeni su parametri procijenjenog VAR(2) modela s graničnim troškom i inflacijom (kao i prije) i procijenjene vrijednosti strukturnih parametara neograničenog modela $\varpi=0,55$, $\theta=0,87$, $\beta=0,97$ na osnovi kojih se izračunavaju parametri skraćenog oblika $\gamma^f=0,39$, $\gamma^b=0,60$, $\lambda=0,0060$ te naposljetku korišteni karakteristične jednadžbe δ_1 i δ_2 .



Kao mjera kvalitete modela u objašnjavanju inflacije upotrijebljeni su $RMSE$ i R^2 . Slika 11. prikazuje ostvarenu i fundamentalnu stopu inflacije, pri čemu $RMSE$ iznosi 0,20%, što je za 0,13 postotnih bodova manje od $RMSE$ u slučaju originalne NKPK. Druga mjera kvalitete modela R^2 skače s 0,32 na 0,78. *Fit* hibridne verzije NKPK znatno je bolji nego u modelu originalne NKPK, a to osim na važnost očekivane inflacije, upućuje i na značenje kretanja prošle inflacije u situaciji promjene tekućih cijena. Rezultati koji govore o važnosti *gledanja unaprijed* i *gledanja unatrag* u određivanju cijena, pri čemu komponenta očekivanja ima veći utjecaj, u skladu su s procijenjenim parametrima hibridne verzije NKPK.

Stopa fundamentalne inflacije u hibridnoj verziji NKPK vrlo dobro objašnjava kretanje ostvarene stope inflacije (Slika 11.). Međutim, dvije se stope inflacije razdvajaju od sredine 2009., kada počinje oporavak svjetskih cijena kao glavne determinantne graničnog troška, kojim smo se poslužili u procjeni hibridne verzije NKPK. Upravo zato model pokazuje da se domaća stopa inflacije trebala povećati zbog troškovnog pritiska koji je izazvao nagli rast uvezene inflacije. To se nije dogodilo vjerojatno zato što je domaća potražnja bila slaba (pao je jedinični trošak rada) tijekom recesije, što je prigušilo pritiske s troškovne strane. Najbolje to pokazuje stopa promjene uvoznog deflatora, čiji rast znatno kasni za rastom svjetskih cijena od kraja 2008., a to je posljedica slabe potražnje odnosno njezina oporavka na domaćem tržištu (Slika 12.). Upravo je umjereni rast stope inflacije od početka 2010. vjerojatno posljedica kasnog oporavka uvoznih cijena bez obzira na daljnji pad realnoga jediničnog troška rada.

Slika 12. Determinante realnoga graničnog troška otvorenoga gospodarstva, standardizirani podaci



4.4. Analiza osjetljivosti

Kako bi se provjerila osjetljivost procijenjenih parametara NKPK, procijenjena su dva dodatna neograničena modela hibridne verzije NKPK (72) gdje se u izračunu graničnog troška, umjesto cijena svjetskih sirovina (osnovni model), uzima cijena nafte (izražena u kunama) ili uvozni deflator. Parametri procijenjene hibridne verzije NKPK s cijenom nafte vrlo su slični procijenjenim parametrima osnovnog modela (Tablica 4.). Taj rezultat ne čudi s obzirom na to da je kretanje, a još važnije, i kolebljivost cijena nafte vrlo slična cijenama svjetskih sirovina (Slika 6.), što pridonosi vrlo sličnom kretanju dviju mjera graničnih troškova (Slika 13.) na osnovi kojih su izračunati. Parametri hibridne verzije NKPK koji se odnose na udio poduzeća koja se koriste jednostavnim pravilom u promjeni cijene (ϖ) te diskontni faktor (β) (pa time i parametri skraćenog oblika γ^b , γ^f) ne odskakuju od vrijednosti istih parametara osnovnog modela.

Tablica 4. Analiza osjetljivosti procijenjenih parametara NKPK s obzirom na izračun graničnog troška

	Parametri							Test
	ω	θ	β	γ^b	γ^f	λ	D	$J - test$
Model s graničnim troškom								
Sirovine (osnovni model)	0,44 (0,025)	0,89 (0,011)	0,95 (0,039)	0,33 (0,012)	0,65 (0,013)	0,0073 (0,0013)	9 (1,0)	6,26 (0,97)
Nafta	0,46 (0,030)	0,87 (0,016)	0,97 (0,067)	0,39 (0,009)	0,60 (0,017)	0,0060 (0,0021)	8,1 (1,0)	22,52 (0,09)
Uvozni deflator	0,52 (0,017)	0,87 (0,011)	1	0,39 (0,007)	0,61 (0,007)	0,0054 (0,0012)	7,8 (0,7)	23,83 (0,09)

Slika 13. Granični troškovi otvorenoga gospodarstva



Velika razlika između dva skupa parametara odnosi se na udio poduzeća koja ne mogu promijeniti cijenu θ : taj je parametar modela s graničnim troškom koji koristi uvozni deflator u izračunu veći od istog parametra u osnovnom modelu. Još je važnije da je isti parametar nepreciznije procijenjen. Upravo zbog njegove velike varijance prosječno vrijeme tijekom kojeg se cijene ne mijenjaju (D) nesigurno je (bez obzira na njegovu nerealističnu visoku vrijednost). Zbog istog je razloga parametar koji povezuje granični trošak i stopu inflacije (λ) nesigurno, što je u neskladu za zaključcima teorije i s prije procijenjenim modelima NKPK. Iako je kretanje uvoznog deflatora također slično kretanju cijena nafte i svjetskih sirovina, njegova je kolebljivost puno manja. To je vjerojatno razlog zbog kojeg je granični trošak koji je izračunat na osnovi uvoznog deflatora pod pretežnim utjecajem jediničnog troška rada (pa zato i pada od početka 2009. premda uvozni deflator raste od sredine 2009., vidi Sliku 6.), za koji smo prije pokazali da ne može objasniti dinamiku domaće stope inflacije.

5. Zaključak

Ovaj je rad empirijska analiza domaće stope inflacije u svjetlu novoga kejnzijskog modela odnosno nove kejnzijske Phillipsove krivulje kao njegova rješenja. Rezultati procjene mnogih specifikacija NKPK pokazuju da hibridna verzija NKPK otvorenoga gospodarstva bolje objašnjava dinamiku domaće stope inflacije

od ostalih oblika modela. Takav je rezultat u skladu s prijašnjim istraživanjem dinamike domaće stope inflacije koje ističe važnost stranih cijena kao glavne determinante domaće inflacije (Krznar i Kunovac, 2010.). Stara Phillipsova krivulja *ne postoji* jer indikator domaće gospodarske aktivnosti poput jaza BDP-a ne može objasniti kretanje domaće stope inflacije. Procijenjena originalna nova kejnzejijanska krivulja, koja ne uključuje perzistentnost stope inflacije, pokazuje čvrstu vezu između graničnog troška otvorenoga gospodarstva i stope inflacije te između očekivane i tekuće stope inflacije. Međutim, kvaliteta tog modela s obzirom na proporciju varijacije stope inflacije koja je objašnjena modelom, puno je slabija od procijenjene hibridne verzije NKPK.

Empirijski rezultati ovog rada upućuju na zaključak da su glavne determinantne kretanja domaće inflacije prošla i očekivana inflacija te realni granični trošak koji uz udio rada uključuje i strane, uvozne cijene. Budući da je procijenjena vrijednost udjela poduzeća koja ne mogu promijeniti cijenu relativno mala, iz vrijednosti procijenjenih parametara hibridne nove kejnzejijanske krivulje proizlazi da u situaciji kad poduzeća mijenjaju cijene, očekivane stope inflacije imaju veću ulogu nego kretanje prošle inflacije. Parametar je frekvencije promjene cijene nizak, pri čemu poduzeća u prosjeku mijenjaju cijene svakih osam tromjesečja. Stoga se modeliranje determinanti promjenjive marže kao i analiza dodatnih čimbenika graničnog troška (npr. uvoznih potrošačkih dobara koja utječu na granični trošak preprodavatelja⁴²) čine razumnim koracima u budućim istraživanjima kretanja stope inflacije i visokog stupnja nefleksibilnosti cijena u Hrvatskoj.

42 Detalje vidi u Dabušinskas i Kulikov (2007.).

6. Literatura

Akerlof, G. A. i Yellen, J. L. (1985.): *A Near-rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Intertia*, The Quarterly Journal of Economics, vol. 100(5), str. 823 – 838

Amato, J. D. i Shin, H. S. (2003.): *Public and Private Information in Monetary Policy Models*, BIS Working Papers, br. 138, rujan

Balakrishnan, R. i López-Salido, J. (2002.): *Understanding UK Inflation: the Role of Openness*, Bank of England Working paper, br. 164

Bardsen, G., Jansen, E. S. i Nymoer, R. (2004.): *Econometric Evaluation of the New Keynesian Phillips Curve*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 66(s1), str. 671 – 686

Basarac, M. (2009.): *Nova kejnezijanska Phillipsova krivulja na primjeru Hrvatske: VEC model, Privredna kretanja i ekonomska politika*, god. 19, br. 119, ljeto 2009., str. 27 – 53

Batini, N., Brian, J. i Stephen, N. (2005.): *An Open-Economy New Keynesian Phillips Curve for the U.K.*, Journal of Monetary Economics 52 (rujan), str. 1061 – 1071

Bils, M. (1987.): *The Cyclical Behavior of Marginal Cost and Price*, American Economic Review, vol. 77(5), prosinac, str. 838 – 855

Botrić, V. i Cota, B. (2006.): *Sources of Inflation in Transition Economy: The Case of Croatia*, Ekonomski preglad, br. 57(12), str. 835 – 855

Broz, T. i Vizek, M. (2009.): *Modelling Inflation in Croatia*, Emerging Markets Finance and Trade, 45, 6, str. 1063 – 1075

Buiter, W. H. i Jewitt, I. (1982.): *Staggered Wage Setting without Money Illusion: Variations on a Theme of Taylor*, NBER Working Papers 0545

Calvo, G. (1983.): *Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework*, Journal of Monetary Economics, br. 12, str. 383 – 398

Campbell, J. Y. i Shiller, R. (1987.): *Cointegration and Tests of the Present Value Relation*, Journal of Political Economy br. 95, str. 1062 – 1088

Céspedes, L. F., Ochoa, J. M. i Soto, C. (2005.): *The New Keynesian Phillips Curve in an Emerging Market Economy: The Case of Chile*, Central Bank of Chile Working paper, br. 355

Chevalier, J. A. i Scharfstein, D. S. (1995.): *Liquidity Constraints and the Cyclical Behavior of Markups*, American Economic Review, vol. 85(2), str. 390 – 396

Christiano, L., Eichenbaum, M. i Evans, C. (2005.): *Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy*, Journal of Political Economy, br. 113, str. 1 – 45

Dabušinskas, A. i Kulikov, D. (2007.): *New Keynesian Phillips curve for Estonia, Latvia and Lithuania*, Bank

of Estonia Working Papers 2007-07, Bank of Estonia

Dagum, E. B. (1996.): *A New Method to Reduce Unwanted Ripples and Revisions in Trend-Cycle Estimates from X-11-ARIMA*, Survey Methodology, vol. 22., str. 77 – 83

Dibooglu, S. i Kutan, A. M. (2005.): *Sources of inflation and output movements in Poland and Hungary: Policy implications for accession to the economic and monetary union*, Journal of Macroeconomics, vol. 27(1), str. 107 – 131

Domowitz, I., Hubbard, R. G. i Petersen, B. C. (1988.): *Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing*, NBER Working Papers br. 2115, National Bureau of Economic Research

Driscoll, J. C. i Holden, S. (2003.): *Inflation Persistence and Relative Contracting*, American Economic Review, vol. 93(4), str. 1369 – 1372

Družić, I., Tica, J. i Mamić, A. (2006.): *The challenge of Application of Phillips Curve: The Case of Croatia*, ZIREB, Special Conference Issue, str. 45 – 59

Fischer, S. (1977.): *Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule*, Journal of Political Economy, br. 85, str. 191 – 205

Freystatter, H. (2003.): *Price setting behavior in an open economy and the determination of Finnish foreign trade prices*, Scientific Monographs E:25/2003, Bank of Finland

Friedman, M. (1968.): *The Role of Monetary Policy*, American Economic Review, br. 58, str. 1 – 17

Fuhrer, J. i Moore, G. (1995.): *Inflation persistence*, Quarterly Journal of Economics, vol. 110(1), str. 127 – 159

Fuhrer, J. (1997.): *The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications*, Journal of Money, Credit, and Banking, br. 29, str. 338 – 350

Gagnon, E. i Kahn, H. (2005.): *New Phillips curve under alternative production technologies for Canada, the United States, and the Euro area*, European Economic Review, br. 49, str. 1571 – 1602

Gali, J. (2008.): *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle*, Princeton University Press

Gali, J. i Gertler, M. (1999.): *Inflation dynamics: A structural econometric analysis*, Journal of Monetary Economics, br. 44, str. 195 – 222

Gali, J., Gertler, M. i López-Salido, J. (2001.): *European inflation dynamics*, European Economic Review, br. 45, str. 1237 – 1270

Gali, J. i López-Salido, J. D. (2001.): *A New Phillips Curve for Spain*, BIS Working paper, br. 3

Gali, J., Gertler, M. i López-Salido, J. D. (2005.): *Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve*, Journal of Monetary Economics, Elsevier, vol. 52(6), str. 1107-1118.

Grčić, B. i Pivac, S. (2005.): *Modifications of Phillips Curve on Example of Croatia*, Proceedings of the 6th International Conference on Enterprise in Transition, Split, Ekonomski fakultet Split, str. 332 – 334

- Krznar, I. i Kunovac, D. (2010.): *Utjecaj vanjskih šokova na domaću inflaciju i BDP*, Istraživanja Hrvatske narodne banke, I-28, Zagreb, studeni 2010.
- Leith, C. i Malley, J. (2007.): *Estimated open economy New Keynesian Phillips curves for the G7*, Open Economies Review, vol. 18(4), str. 405 – 426
- Lindé, J. (2005): *Estimating New-Keynesian Phillips Curves: A Full Information Maximum Likelihood Approach*, Journal of Monetary Economics, br. 52, str. 1135 – 1149
- Lucas, R. (1976.): *Econometric policy evaluation: a critique*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, br. 1, str. 19 – 46
- Malešević Perović, L. (2009.): *Cointegration approach to analysing inflation in Croatia*, Financijska teorija i praksa, br. 33(2), str. 201 – 218
- McAdam, P. i Willman, A. (2003.): *New Keynesian Phillips curves – a reassessment using euro-area data*, Working Paper Series, br. 265, Europska središnja banka
- Menyhert, B. (2008.): *Estimating the Hungarian New-Keynesian Phillips curve*, Acta Oeconomica, vol. 58 (3), str. 295 – 318
- Morrison, C. J. (1994): *The Cyclical Nature of Markups in Canadian Manufacturing: A Production Theory Approach*, Journal of Applied Econometrics, vol. 9(3), str. 269 – 282
- Nason, J. M. i Smith, G. W. (2008.): *Identifying the New Keynesian Phillips Curve*, Journal of Applied Econometrics, vol. 23(5), str. 525 – 551
- Olive, M. (2002): *Markup, Returns to Scale, the Business Cycle and Openness: Evidence from Australian Manufacturing*, Research Papers 0202, Macquarie University, Department of Economics
- Phelps, E. (1967.): *Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Inflation Over Time*, Economica, br. 135, str. 254 – 281
- Phillips, A. W. (1958.): *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957*, Economica, br. 25, str. 1 – 24
- Ramos-Francia, M. i Torres Garcia, A. (2006.): *Inflation Dynamics in Mexico: A Characterization Using the New Phillips Curve*, Working Papers 2006-15, Banco de México
- Ribon, S. (2004.): *A New Keynesian Phillips Curve for Israel*, Bank of Israel, u rukopisu
- Roberts, J. M. (1995.): *New Keynesian Economics and the Phillips Curve*, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 27(4), str. 975 – 984
- Romer, D. (1996.): *Advanced Macroeconomics*, McGraw-Hill, New York
- Rotemberg, J. J. (1982.): *Sticky Prices in the United States*, Journal of Political Economy, vol. 90(6), str. 1187 – 1211
- Rotemberg, J. J. i Woodford, M. (1996.): *Imperfect Competition and the Effects of Energy Price Increases on*

Economic Activity, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 28(4), str. 550 – 577

Rubene, I. i Guarda, P. (2004.): *The New Keynesian Phillips Curve: Empirical Results for Luxembourg*, Banque Centrale du Luxembourg Working Paper, br. 11

Rudd, J. i Whelan, K. (2005.a): *Does Labor's Share Drive Inflation?*, Journal of Money, Credit and Banking, br. 37 (travanj), str. 297 – 312

Rudd, J. i Whelan, K. (2005.b): *New Tests of the New Keynesian Phillips Curve*, Journal of Monetary Economics, br. 52 (rujan), str. 1167 – 1181

Rudd, J. i Whelan, K. (2006.): *Can Rational Expectations Sticky-Price Models Explain Inflation Dynamics?*, American Economic Review, br. 96 (ožujak), str. 303 – 320

Rumler, F. (2007.): *Estimates of the Open Economy New Keynesian Phillips Curve for Euro Area Countries*, Open Economies Review, vol. 18(4), str. 427 – 451

Samuelson, P. A. i Solow, R. M. (1960.): *Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy*, American Economic Review, br. 50, str. 177 – 184

Sargent, T. J. (1971.): *A Note on the 'Accelerationist' Controversy*, Journal of Money, Credit, and Banking, br. 3, str. 721 – 725

Sbordone, A. (2002.): *Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness*, Journal of Monetary Economics, br. 49, str. 265 – 292

Solow, R. (1976.): *Down the Phillips Curve with Gun and Camera*, u *Inflation, Trade, and Taxes: Essays in Honor of Alice Bourneuf, D. Belsley (ur.)*, Columbus: Ohio State University Press

Sondergaard, L. (2003.): *Inflation Dynamics in the Traded Sectors of France, Italy and Spain*, u rukopisu

Stock, J. H., Wright, J. H. i Yogo, M. (2002.): *A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments*, Journal of Business & Economic Statistics, vol. 20(4), str. 518 – 529

Šergo, Z. i Tomčić, Z. (2003.): *Testing the Phillips-Okun Law and Growth Irregularity: the Case of Croatia*, Proceedings of the Fifth International Conference on "Enterprise in Transition", Zagreb

Taylor, J. B. (1980.): *Aggregate dynamics and staggered contracts*, Journal of Political Economy, vol. 88, str. 1 – 23

Warner, E. J. i Barsky, R. B. (1995.): *The Timing and Magnitude and Retail Store Markdowns: Evidence from Weekends and Holidays*, Quarterly Journal of Economics, vol. 110(2), str. 321 – 352

Do sada objavljena Istraživanja

Broj	Datum	Naslov	Autor(i)
I-1	studeni 1999.	Je li neslužbeno gospodarstvo izvor korupcije?	Michael Faulend i Vedran Šošić
I-2	ožujak 2000.	Visoka razina cijena u Hrvatskoj – neki uzroci i posljedice	Danijel Nestić
I-3	svibanj 2000.	Statističko evidentiranje pozicije putovanja – turizam u platnoj bilanci Republike Hrvatske	Davor Galinec
I-4	lipanj 2000.	Hrvatska u drugoj fazi tranzicije 1994. – 1999.	Velimir Šonje i Boris Vujčić
I-5	lipanj 2000.	Mjerenje sličnosti gospodarskih kretanja u Srednjoj Europi: povezanost poslovnih ciklusa Njemačke, Mađarske, Češke i Hrvatske	Velimir Šonje i Igeta Vrbanc
I-6	rujan 2000.	Tečaj i proizvodnja nakon velike ekonomske krize i tijekom tranzicijskog razdoblja u Srednjoj Europi	Velimir Šonje
I-7	rujan 2000.	OLS model fizičkih pokazatelja inozemnoga turističkog prometa na hrvatskom tržištu	Tihomir Stučka
I-8	prosinac 2000.	Je li Srednja Europa optimalno valutno područje?	Alen Belullo, Velimir Šonje i Igeta Vrbanc
I-9	svibanj 2001.	Nelikvidnost: razotkrivanje tajne	Velimir Šonje, Michael Faulend i Vedran Šošić
I-10	rujan 2001.	Analiza pristupa Republike Hrvatske Svjetskoj trgovinskoj organizaciji upotrebom računalnog modela opće ravnoteže	Jasminka Šohinger, Davor Galinec i Glenn W. Harrison
I-11	travanj 2002.	Usporedba dvaju ekonometrijskih modela (OLS i SUR) za prognoziranje dolazaka turista u Hrvatsku	Tihomir Stučka
I-12	veljača 2003.	Strane banke u Hrvatskoj: iz druge perspektive	Evan Kraft
I-13	veljača 2004.	Valutna kriza: teorija i praksa s primjenom na Hrvatsku	Ivo Krznar
I-14	lipanj 2004.	Privatizacija, ulazak stranih banaka i efikasnost banaka u Hrvatskoj: analiza stohastičke granice fleksibilne Fourierove funkcije troška	Evan Kraft, Richard Hofler i James Payne
I-15	rujan 2004.	Konvergencija razina cijena: Hrvatska, tranzicijske zemlje i EU	Danijel Nestić
I-16	rujan 2004.	Novi kompozitni indikatori za hrvatsko gospodarstvo: prilog razvoju domaćeg sustava cikličkih indikatora	Saša Cerovac
I-17	siječanj 2006.	Anketa pouzdanja potrošača u Hrvatskoj	Maja Bukovšak
I-18	listopad 2006.	Kratkoročno prognoziranje inflacije u Hrvatskoj korištenjem sezonskih ARIMA procesa	Andreja Pufnik i Davor Kunovac
I-19	svibanj 2007.	Kolika je konkurencija u hrvatskom bankarskom sektoru?	Evan Kraft
I-20	lipanj 2008.	Primjena hedonističke metode za izračunavanje indeksa cijena nekretnina u Hrvatskoj	Davor Kunovac, Enes Đozović, Gorana Lukinić, Andreja Pufnik
I-21	srpanj 2008.	Modeliranje gotovog novca izvan banaka u Hrvatskoj	Maroje Lang, Davor Kunovac, Silvio Basač, Željka Štaudinger
I-22	listopad 2008.	Međunarodni poslovni ciklusi u uvjetima nesavršenosti na tržištu dobara i faktora proizvodnje	Ivo Krznar
I-23	siječanj 2009.	Rizik bankovne zaraze u Hrvatskoj	Marko Krznar
I-24	kolovoz 2009.	Optimalne međunarodne pričuve HNB-a s endogenom vjerojatnošću krize	Ana Maria Čeh i Ivo Krznar
I-25	veljača 2010.	Utjecaj financijske krize i reakcija monetarne politike u Hrvatskoj	Nikola Bokan, Lovorka Grgurić, Ivo Krznar, Maroje Lang
I-26	veljača 2010.	Priljev kapitala i učinkovitost sterilizacije – ocjena koeficijenta sterilizacije i ofset koeficijenta	Igor Ljubaj, Ana Martinis, Marko Mrkalj
I-27	travanj 2010.	Postojanost navika i međunarodne korelacije	Alexandre Dmitriev i Ivo Krznar
I-28	studeni 2010.	Utjecaj vanjskih šokova na domaću inflaciju i BDP	Ivo Krznar i Davor Kunovac
I-29	prosinac 2010.	Dohodovna i cjenovna elastičnost hrvatske robne razmjene – analiza panel-podataka	Vida Bobić
I-30	siječanj 2011.	Model neravnoteže na tržištu kredita i razdoblje kreditnog loma	Ana Maria Čeh, Mirna Dumičić, Ivo Krznar

Upute autorima

Hrvatska narodna banka objavljuje u svojim povremenim publikacijama Istraživanja, Pregledi i Tehničke bilješke znanstvene i stručne radove zaposlenika Banke i vanjskih suradnika.

Prispjeli radovi podliježu postupku recenzije i klasifikacije koji provodi Komisija za klasifikaciju i vrednovanje radova. Autori se u roku od najviše dva mjeseca od primitka njihova rada obavještavaju o odluci o prihvaćanju ili odbijanju članka za objavljivanje.

Radovi se primaju i objavljuju na hrvatskom i/ili na engleskom jeziku.

Radovi predloženi za objavljivanje moraju ispunjavati sljedeće uvjete.

Tekstovi moraju biti dostavljeni elektroničkom poštom ili optičkim medijima (CD, DVD), a mediju treba priložiti i ispis na papiru. Zapis treba biti u formatu Microsoft Word.

Na prvoj stranici rada obvezno je navesti naslov rada, ime i prezime autora, akademske titule, naziv ustanove u kojoj je autor zaposlen, suradnike te potpunu adresu na koju će se autoru slati primjerci za korekturu.

Dodatne informacije, primjerice zahvale i priznanja, poželjno je uključiti u tekst na kraju uvodnog dijela.

Na drugoj stranici svaki rad mora sadržavati sažetak i ključne riječi. Sažetak mora biti jasan, deskriptivan, pisan u trećem licu i ne dulji od 250 riječi (najviše 1500 znakova). Ispod sažetka treba navesti do 5 ključnih pojmova.

Tekst treba biti otipkan s proredom, na stranici formata A4. Tekst se ne smije oblikovati, dopušteno je samo podebljavanje (**bold**) i kurziviranje (*italic*) dijelova teksta. Naslove je potrebno numerirati i odvojiti dvostrukim proredom od teksta, ali bez formatiranja.

Tablice, slike i grafikoni koji su sastavni dio rada, moraju biti pregledni, te moraju sadržavati broj, naslov, mjerne jedinice,

legendu, izvor podataka te bilješke. Bilješke koje se odnose na tablice, slike ili grafikone treba obilježiti malim slovima (a, b, c...) i ispisati ih odmah ispod. Ako se posebno dostavljaju (tablice, slike i grafikoni), potrebno je označiti mjesta u tekstu gdje dolaze. Numeracija mora biti u skladu s njihovim slijedom u tekstu te se na njih treba referirati prema numeraciji. Ako su već umetnuti u tekst iz nekih drugih programa, onda je potrebno dostaviti i te datoteke u formatu Excel (grafikoni moraju imati pripadajuće serije podataka).

Ilustracije trebaju biti u standardnom formatu EPS ili TIFF s opisima u Helvetic (Arial, Swiss) veličine 8 točkaka. Skenirane ilustracije trebaju biti rezolucije 300 dpi za sivu skalu ili ilustraciju u punoj boji i 600 dpi za lineart (nacrti, dijagrami, sheme).

Formule moraju biti napisane čitljivo. Indeksi i eksponenti moraju biti jasni. Značenja simbola moraju se objasniti odmah nakon jednadžbe u kojoj se prvi put upotrebljavaju. Jednadžbe na koje se autor poziva u tekstu potrebno je obilježiti serijskim brojevima u zagradi uz desnu marginu.

Bilješke na dnu stranice treba označiti arapskim brojkama podignutima iznad teksta. Trebaju biti što kraće i pisane slovima manjima od slova kojima je pisan tekst.

Popis literature dolazi na kraju rada, a u njega ulaze djela navedena u tekstu. Literatura treba biti navedena abecednim redom prezimena autora, a podaci o djelu moraju sadržavati i podatke o izdavaču, mjesto i godinu izdavanja.

Uredništvo zadržava pravo da autoru vrati na ponovni pregled prihvaćeni rad i ilustracije koje ne zadovoljavaju navedene upute.

Pozivamo zainteresirane autore koji žele objaviti svoje radove da ih pošalju na adresu Direkcije za izdavačku djelatnost, prema navedenim uputama.

Hrvatska narodna banka izdaje sljedeće publikacije:

Godišnje izvješće Hrvatske narodne banke

Redovita godišnja publikacija koja sadržava godišnji pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja te pregled statistike.

Polugodišnje izvješće Hrvatske narodne banke

Redovita polugodišnja publikacija koja sadržava polugodišnji pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja te pregled statistike.

Tromjesečno izvješće Hrvatske narodne banke

Redovita tromjesečna publikacija koja sadržava tromjesečni pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja.

Bilten o bankama

Redovita publikacija koja sadržava pregled i podatke o bankama.

Bilten Hrvatske narodne banke

Redovita mjesečna publikacija koja sadržava mjesečni pregled novčanih i općih ekonomskih kretanja te pregled monetarne statistike.

Istraživanja Hrvatske narodne banke

Povremena publikacija u kojoj se objavljuju kraći znanstveni radovi zaposlenika Banke i vanjskih suradnika.

Pregledi Hrvatske narodne banke

Povremena publikacija u kojoj se objavljuju stručni radovi zaposlenika Banke i vanjskih suradnika.

Tehničke bilješke

Povremena publikacija u kojoj se objavljuju informativni radovi zaposlenika Banke i vanjskih suradnika.

Hrvatska narodna banka izdaje i druge publikacije: numizmatička izdanja, brošure, publikacije na drugim medijima (CD-ROM, DVD), knjige, monografije i radove od posebnog interesa za Banku, zbornike radova s konferencija kojih je organizator ili suorganizator Banka, edukativne materijale i druga slična izdanja.

ISSN 1332-1900 (tisak) • ISSN 1334-0077 (online)