

Nova kejnzejijanska Phillipsova krivulja na primjeru Hrvatske: VEC model

ZNANSTVENI RAD

Martina Basarac*

Sažetak

U radu se ispituje postojanje tzv. nove kejnzejijanske Phillipsove krivulje na primjeru Hrvatske. Krivulja se procjenjuje VAR metodologijom. S ciljem ispitivanja dugoročne povezanosti ključnih varijabli modela, provedena je kointegracijska analiza korištenjem multivarijatnog Johansenovog postupka. Dobivene se kointegracijske relacije, kao dodatne varijable, zatim uključuju u model korekcije pogreške, tzv. EC model. Korištenje jediničnog troška rada/jaza proizvodnje kao prikladnih zamjena za varijablu graničnog troška ukazuje na postojanje kointegracijske veze između temeljnih varijabli modela NKPK: inflacije, očekivane inflacije te jediničnog troška rada/jaza proizvodnje. Time se potvrđuje postojanje dugoročne povezanosti spomenutih varijabli. Nadalje, na temelju procijenjenog modela korekcije pogreške, dobiva se da je član korekcije pogreške statistički značajan i odgovarajućeg predznaka te ukazuje na tromjesečnu korekciju neravnoteže od 37 posto korištenjem jediničnog troška rada, odnosno, 41 posto korištenjem jaza proizvodnje. Oba modela imaju dobru moć objašnjenja i zadovoljavajuće vrijednosti dijagnostičkih testova.

Ključne riječi: nova kejnzejijanska Phillipsova krivulja, inflacija, jedinični trošak rada, jaz proizvodnje, VEC model, kointegracija, Hrvatska

JEL klasifikacija: C32

* *Martina Basarac, asistentica, Odsjek za ekonomska istraživanja Zavoda za povijesne i društvene znanosti Hrvatske akademije znanosti i umjetnosti, Zagreb, Hrvatska, e-mail: mbasarac@hazu.hr.*

1. Uvod¹

Budući da je broj empirijskih istraživanja na području dinamike inflacije proteklih godina u svijetu impresivan, a pokrivenost ovog područja literaturom u Hrvatskoj oskudna, odabir se Phillipsove krivulje nametnuo kao opravdan razlog za analizu. Phillipsova je krivulja središnja tema moderne makroekonomije koja se razvijala pod pritiskom događaja i napretka ekonomske teorije, uključujući nove elemente na svakom pojedinom stupnju razvoja. Unatoč ranijim nastojanjima, analiza je moderne Phillipsove krivulje započela tek 1958. godine, kada je Novozelanzanin A.W. Phillips (1914.-1975.), autor suvremene teorije inflacije, u svojem članku «Odnos između nezaposlenosti i stope promjene novčanih nadnica u Ujedinjenom Kraljevstvu 1861.-1957.» podatke prikazao dijagramom koji je povezivao varijablu inflacije i varijablu nezaposlenosti.

Empirijsku su analizu Phillipsove krivulje u Hrvatskoj provodili Šergo i Tomčić (2003), Botrić (2005), Pivac i Grčić (2005) te Družić, Mamić i Tica (2006). Navedeni su autori nastojali procijeniti Phillipsovju krivulju različitim ekonometrijskim modelima. Rezultati su njihovih istraživanja jednoznačno pokazali da ne postoji veza između inflacije i nezaposlenosti u Hrvatskoj.

U ovom je radu provedena analiza nove kejnzejijanske Phillipsove krivulje² primjenom Johansenovog multivarijatnog kointegracijskog postupka te modela ispravljanja pogreške (*Error Correction Model - ECM*). Nova kejnzejijanska Phillipsova krivulja, kao dinamički nastavak standardne Phillipsove krivulje, predstavlja «oživljavanje» povjerenja u značaj Phillipsove krivulje. Model NKPK naglašava povezanost inflacije s realnim graničnim troškovima i očekivanom budućom inflacijom. Problem koji se javlja pri primjeni ovog modela je činjenica da se u Hrvatskoj ne objavljuju podaci o realnom graničnom trošku pa su u radu korišteni jaz proizvodnje

¹ Autorica zahvaljuje anonimnim recenzentima čiji su konstruktivni prijedlozi pridonijeli kvaliteti članka. Članak je dio obranjenog specijalističkog poslijediplomskog rada pod nazivom «Procjena nove kejnzejijanske Phillipsove krivulje na primjeru Republike Hrvatske», pod mentorstvom prof. dr. sc. Nataše Erjavec.

² U daljnjem tekstu, gdje je to prihvatljivo, koristit će se akronim NKPK.

(*output gap*) i jedinični trošak rada (*unit labor cost*) kao prikladne zamjene za realni granični trošak.

Rad je koncipiran u pet dijelova. Nakon uvoda će se dati kratki pregled dosadašnjih saznanja o modelu NKPK. Treći se dio rada odnosi na empirijski i metodološki dio rada u kojem se definira statistički model za provođenje empirijske analize. Korištene su deskriptivna i grafička analiza te se primjenom odgovarajućih testova ispituje postojanje jediničnih korijena u promatranim nizovima. U četvrtom se dijelu rada provodi ekonometrijska analiza modela NKPK u Hrvatskoj na temelju saznanja iz teorijske i empirijske literature. Model NKPK prilagođen je specifičnoj analizi pomoću varijabli koje omogućavaju ocjenjivanje i analizu vezanu uz Hrvatsku. Peti dio rada sadrži interpretaciju rezultata provedenog empirijskog istraživanja.

2. Pregled dosadašnjih saznanja o modelu NKPK

Nova je kejnzejzianska Phillipsova krivulja jedan od ključnih modela suvremene literature i analize monetarne politike. Njezini su začetnici Stanley Fischer (1977), John Taylor (1980), Julio Rotemberg (1982) i Guillermo Calvo (1983). Model NKPK opisuje povezanost između inflacije, očekivanja koja poduzeća posjeduju o budućoj inflaciji i realnih graničnih troškova. U skladu s novom kejnzejzianskom Phillipsovom krivuljom, inflacija će imati tendenciju rasta kada realni granični trošak bude rastao kako poduzeća budu bilježila više troškove koji se zatim prenose na cijene i kada očekivanja o budućoj inflaciji budu rasla kada poduzeća povećaju svoje cijene danas, anticipirajući, odnosno predviđajući, više cijene sutra (Dennis, 2007).

Iako Phillipsova krivulja može biti izvedena na nekoliko različitih načina, na temelju su Calvova modela ljepljivih cijena (*sticky-price model*), Jordi

Galí i Mark Gertler (1999) razvili model³ prema kojem je inflacija funkcija očekivane inflacije i realnog graničnog troška

$$\pi_t = \lambda mc_t^r + \beta E_t \{ \pi_{t+1} \}$$

$$\lambda \equiv \frac{(1-\theta)(1-\beta\theta)}{\theta}, \quad (1)$$

pri čemu je $\pi_t \equiv p_t - p_{t-1}$ i $mc_t^r = mc_t - p_t$. Navedena je relacija poznata kao model NKPK. Međutim, problem koji se javlja pri primjeni ovog modela jest taj da ne postoje podaci o realnom graničnom trošku. Iz tih su razloga istraživači primorani koristiti jaz proizvodnje i jedinični trošak rada kao zamjenu za realni granični trošak⁴. Ako se pretpostavi da je jaz proizvodnje $x_t \equiv y_t - y_t^*$ pri čemu y_t označava vrijednost proizvodnje, a y_t^* «prirodnu» razinu proizvodnje (koja bi postojala pri savršeno fleksibilnim cijenama) tada je $mc_t = \kappa x_t$ pri čemu je κ elastičnost graničnog troška. Na taj se način nova kejnzejzianska Phillipsova krivulja može prikazati i sljedećom relacijom koja povezuje inflaciju i jaz proizvodnje

$$\pi_t = \lambda \kappa x_t + \beta E_t \{ \pi_{t+1} \} \quad (2)$$

pri čemu π_t predstavlja stopu inflacije, $E_t \{ \pi_{t+1} \}$ očekivanu stopu inflacije, a κx_t jaz proizvodnje kao zamjenu za granični trošak.

Unatoč svojoj popularnosti, model NKPK je naišao i na kritike te pojedina ograničenja. Naime, Estrella i Fuhrrer (2002) su pokazali da model NKPK implicira korelaciju između inflacije, buduće inflacije i realnog graničnog troška koja se ne odražava u stvarnim podacima. Fuhrrer i Moore (1995) naglašavaju da model ne može objasniti zašto je inflacija tako ustrajna. Mankiw (2000) ističe da se na temelju modela NKPK ne može objasniti zašto su šokovi monetarne politike odgođeni i imaju postupni efekt na inflaciju.

³ Galí i Gertler (1999) su definirali i procijenili jednadžbu NKPK te pretpostavili racionalna očekivanja. U istraživanju su koristili tromjesečne podatke za promatrano razdoblje od 1960. do 1997. godine na primjeru Sjedinjenih Američkih Država. Procjene se parametara modela dobivaju generaliziranom metodom momenata (Generalized Method of Moments - GMM).

⁴ Jedinični je trošak rada dobra aproksimacija graničnih troškova (Sbordone, 2002). Unatoč tome, Rotemberg i Woodford (1999) upozoravaju na nekoliko razloga zbog kojih jedinični trošak rada ne mora biti proporcionalan graničnom trošku.

alat pri predviđanju⁶ inflacije, a nova će istraživanja svakako unaprijediti spoznaj u o njoj.

3. Model

3.1. Odabir modela

U ovom će se dijelu rada procijeniti nova kejnzejzjanska Phillipsova krivulja na temelju modela koji su predložili Galí i Gertler (1999),

$$\pi_t = \lambda mc_t^r + \beta E_t \{\pi_{t+1}\} \quad (3)$$

pri čemu inflacija, π_t , ovisi o očekivanoj inflaciji, $E_t \{\pi_{t+1}\}$ uvjetovanoj informacijama dostupnim u vremenu t (racionalna očekivanja) i graničnom trošku mc_t^r . Međutim, u analiziranom se modelu očekivanja adaptivno oblikuju, što je ujedno i alternativa formiranju očekivanja na racionalan način. Naime, očekivana će stopa inflacije biti jednaka vaganoj sredini promjene inflacije u tekućem i prethodnom razdoblju. Za primjenu adaptivnih očekivanja postoji nekoliko objašnjenja.

U prethodnom su dijelu rada istaknuti nedostaci modela NKPK koje detaljnije analizira Mankiw (2000: 23). Autor istodobno daje naputke kako bi se navedeni nedostaci kod modela NKPK mogli izbjeći. Pri tome ističe uporabu adaptivnih očekivanja: «Postoji jednostavan način za usklađivanje NKPK s podacima: adaptivna očekivanja. U svojoj sam analizi primijenio standardnu pretpostavku da su očekivanja formirana racionalno. Ako umjesto očekivane stope inflacije u razdoblju t za razdoblje $t+1$ uvijek izjednačimo inflaciju u vremenu $t-1$, tada će model usmjeren unaprijed (*forward-looking model*) postati model usmjeren unatrag (*backward-looking model*), koji dobro funkcionira.» Upravo zbog toga, naglašava Mankiw

⁶ Fisher, Liu i Zhou (2002) analiziraju mogućnost modela Phillipsove krivulje da predvidi smjer inflacije (a ne stvarnu veličinu buduće inflacije) i pronalaze da je relacija pogodan temelj za to. Ipak, ističu da postoji vrijeme, poput onog popraćenog promjenama monetarnog režima, kada naivni modeli bolje objašnjavaju inflacijske promjene od Phillipsove krivulje. Nadalje, Bachmeier i Swanson (2005) preispituju kointegracijske relacije cijena, novca i outputa te pronalaze superiorniji model predviđanja inflacije u odnosu na modifikacije modela Phillipsove krivulje.

(2000), znanstvenici koji se bave tim područjem, preispituju pretpostavku racionalnih očekivanja.

3.2. Opis varijabli u modelu

U ovom je dijelu rada pobliže objašnjeno dobivanje i izračun vrijednosti za svaku pojedinu varijablu korištenu u analizi. Osnovne varijable korištene u modelu nove kejezjanske Phillipsove krivulje su indeks potrošačkih cijena, granični trošak, odnosno, jedinični trošak rada i jaz proizvodnje te očekivana inflacija. Analizom je obuhvaćeno razdoblje od prvog tromjesečja 1996. godine do drugog tromjesečja 2008. godine.

Za izračunavanje je vrijednosti varijable jediničnog troška rada, ključne za model NKPK, nužno prikupiti podatke o prosječnoj mjesečnoj bruto plaći, ukupnom broju zaposlenih i bruto domaćem proizvodu u stalnim cijenama. Mjesečna je serija podataka o prosječnoj mjesečnoj ukupnoj bruto plaći pretvorena u tromjesečne vrijednosti⁷, kao i mjesečna serija o ukupnom broju zaposlenih. Obje su serije potom desezonirane⁸. Tako desezonirane serije međusobno su pomnožene s ciljem dobivanja mase plaća. Na kraju je za dobivanje jediničnog troška rada masa plaća podijeljena s realnim bruto domaćim proizvodom.

Jaz proizvodnje jednak je stvarnom BDP-u umanjenom za potencijalni BDP. Na taj je način vidljivo ponašanje BDP-a u vrijeme «pregrijavanja», odnosno, «hlađenja» ekonomije. Jaz proizvodnje je izračunat pomoću Hodrick-Prescottovog (HP⁹) filtra. HP filtar (Hodrick i Prescott, 1997) je metoda eksponencijalnog izgladivanja koja razdvaja kratkoročne fluktuacije od dugoročnih. U ovom je radu vrijednost parametra izgladivanja 1600¹⁰ «što je postala uobičajena tromjesečna vrijednost u ekonometrijskim

⁷ Tromjesečne su vrijednosti aritmetičke sredine mjesečnih vrijednosti.

⁸ Desezoniranje vremenskih nizova provedeno je pomoću programa *Demetra*, metodom *Tramo&Seats*.

⁹ U daljnjem tekstu, gdje je to prihvatljivo, koristit će se akronim HP.

¹⁰ Mnoga istraživanja koriste standardnu vrijednost parametra izgladivanja od 1600 kad je riječ o tromjesečnim frekvencijama. O drugim načinima određivanja vrijednosti parametra izgladivanja vidjeti u npr. Ahumada i Garegnani (1999) ili Ravn i Uhlig (2001).

programima otkako su Hodrick i Prescott (1997) primijenili isto» (Flaschel et al., 2008: 233).

Kao što je već navedeno, očekivana je inflacija izračunata na temelju adaptivnih očekivanja, točnije kao $\inf_t^e = (0,5 \times \inf)_{t-1} + (0,5 \times \inf)_{t-2}$. Razlog je odabira jednakih pondera pri izračunu očekivane inflacije velika inercija cijena u Hrvatskoj. Naime, Vizek i Broz (2009) su zaključile da indeks potrošačkih cijena u Hrvatskoj snažno reagira na inerciju inflacije, pri čemu je inercija inflacije izračunata kao suma tromjesečnih stopa inflacije za prethodna četiri tromjesečja. Prema rezultatima njihovog inflacijskog modela porast inflacijske inercije tijekom prethodna četiri tromjesečja od 1 posto povećava indeks potrošačkih cijena u tekućem tromjesečju za 0,59 posto. Nadalje, na indeks potrošačkih cijena u tekućem tromjesečju utječe i inflacijska inercija zabilježena u razdoblju do sedam prethodnih tromjesečja, što upućuje na zaključak da inflacijski proces u Hrvatskoj ima relativno «dugo pamćenje»¹¹.

3.3. Deskriptivna analiza vremenskih nizova

Analiza obuhvaća razdoblje od 50 tromjesečja,¹² počevši od siječnja 1996. sve do lipnja 2008. godine. Serije su logaritimirane (osim jaza proizvodnje) i desezonirane, a vrijednosti izražene u obliku indeksa na stalnoj bazi (prosjeck 2000.=100). Izvor originalnih podataka su Državni zavod za statistiku i Hrvatska narodna banka.

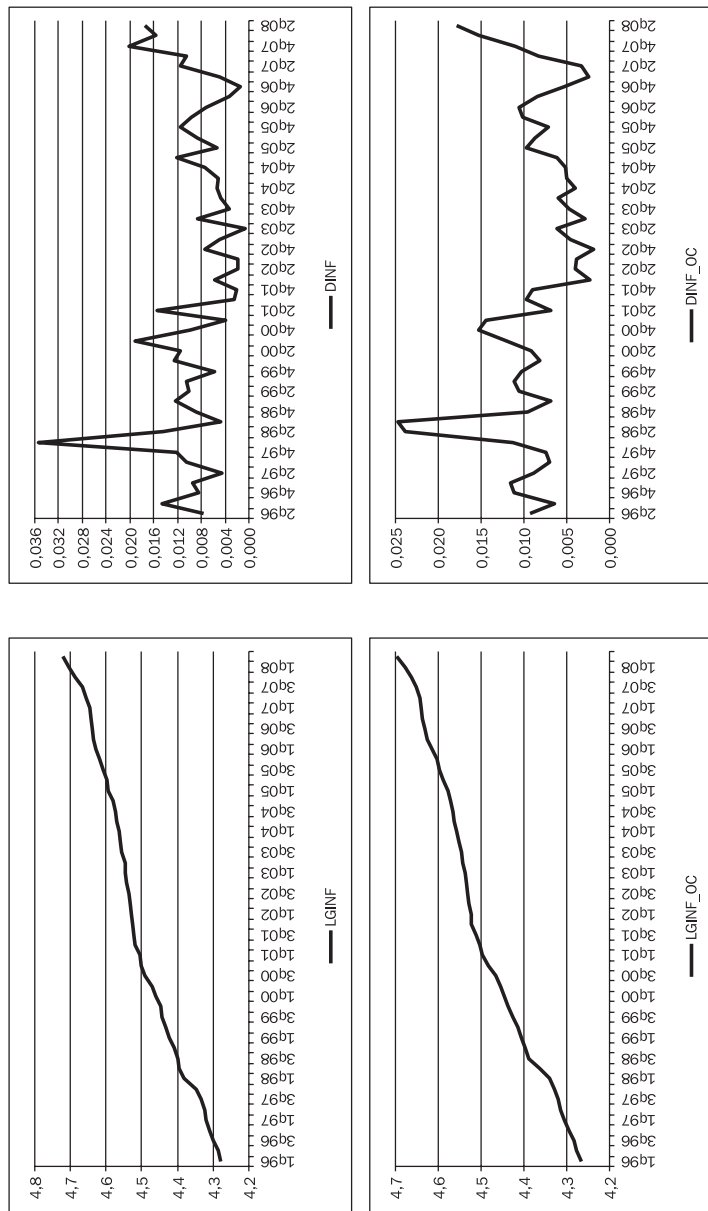
Varijable uključene u analizu su:

- LGINF – logaritimirana desezonirana vrijednost indeksa potrošačkih cijena;
- LGINF_OC – logaritimirana desezonirana vrijednost očekivane inflacije;

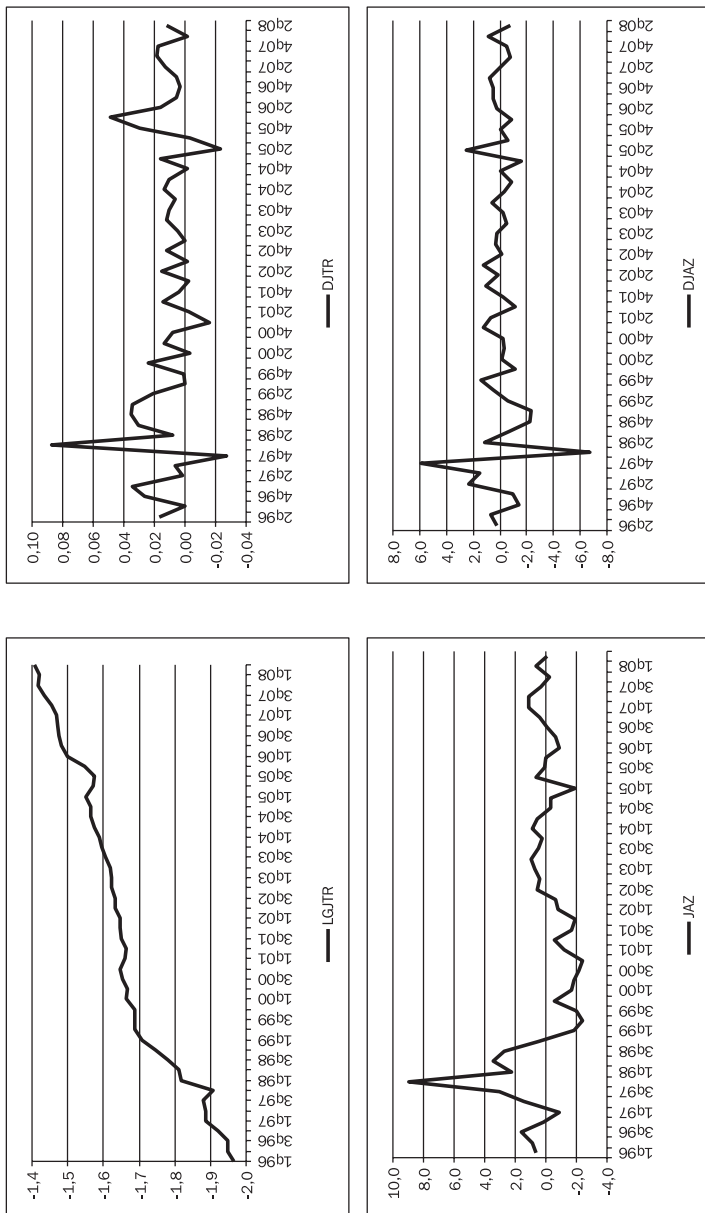
¹¹ Detaljnije vidjeti u Vizek i Broz (2009).

¹² Koriste se tromjesečni podaci jer je za izračun modela NKPK jedna od nužnih varijabli jaz proizvodnje, a za njegov su izračun potrebni podaci o BDP-u koje Državni zavod za statistiku ne objavljuje mjesečno, već tromjesečno.

Slika 1. Prikaz vremenskih nizova korištenih u analizi u razinama i prvim diferencijama



Slika 1. - Nastavak



Izvor: Izračun autorice na temelju podataka Državnog zavoda za statistiku i Hrvatske narodne banke.

- LGJTR – logaritimirana desezonirana vrijednost jediničnog troška rada;
- JAZ – desezonirana vrijednost jaza proizvodnje.

Da bi se empirijskim putem procijenila nova kejezijanska Phillipsova krivulja u Hrvatskoj, provedena je analiza vremenskih nizova koja uključuje test jediničnih korijena, vektorsku autoregresiju, ispitivanje kointegracije korištenjem Johansenove metode te model korekcije pogreške. Testovi jediničnog korijena¹³ namijenjeni su testiranju nestacionarnosti promatranih varijabli, tj., reda njihove integriranosti. S tim su ciljem dani grafički prikazi serija u razinama i u prvim diferencijama koji se odnose na novu kejezijansku Phillipsovu krivulju (slika 1).

Slika 1 ukazuje na postojanje trenda kod svih varijabli, osim kod jaza proizvodnje, što upućuje na zaključak da su sve varijable nestacionarne, tj., da imaju jedinični korijen. Za svaki je niz proveden prošireni Dickey-Fullerov test (*ADF - Augmented Dickey-Fuller test*).

Budući da serije LGINF, LGINF_OC i LGJTR pokazuju trend rasta, u tablici 1 dani su rezultati ADF testa (za varijable u razinama) s determinističkim trendom i konstantom te je na taj način testirano je li trend stohastičke ili determinističke prirode. Za varijablu JAZ proveden je ADF test s uključenom konstantom.

Tablica 1. ADF test jediničnog korijena: varijable u razinama	
Varijabla	Vrijednost ADF testa
LGINF	-1,686514(0)
LGINF_OC	-1,532735(0)
LGJTR	-2,102339(2)
JAZ	-3,318360*(1)

*Napomena: Broj je pomaka u modelu određen na temelju Schwarzovog informacijskog kriterija. * upućuje na odbacivanje nulte hipoteze nestacionarnosti pri 5 postotnoj razini značajnosti. Uz razinu značajnosti od 5 posto kritična vrijednost za ADF test (za veličinu uzorka 50 s uključenom konstantom i determinističkim trendom) iznosi -3,50. Uz razinu značajnosti od 5 posto kritična vrijednost za ADF test (za veličinu uzorka 50 s uključenom konstantom) iznosi -2,93.*

Izvor: Izračun autorice.

¹³ Detaljnije vidjeti u Bahovec i Erjavec (2009).

Tablica 2. ADF test jediničnog korijena: varijable u prvim diferencijama	
Varijabla	Vrijednost ADF testa
Δ INF	-4,571572*(0)
Δ INF_OC	-3,730104*(1)
Δ JTR	-7,146206*(0)

Napomena: Broj je pomaka u modelu određen na temelju Schwarzovog informacijskog kriterija; Δ označava prve diferencije; * upućuje na odbacivanje nulte hipoteze nestacionarnosti pri 5 postotnoj razini značajnosti. Uz razinu značajnosti od 5 posto kritična vrijednost za ADF test (za veličinu uzorka 50 s uključenom konstantom) iznosi -2,93.
Izvor: Izračun autorice.

Na temelju rezultata provedenih testova (tablice 1 i 2) zaključuje se da su promatrani nizovi LGINF, LGINF_OC i LGJTR integrirani nizovi prvog reda, tj. I(1), odnosno, nestacionarni u razinama (iako su rezultati LGINF_OC osjetljivi na broj uključenih vremenskih pomaka), a stacionarni u prvim diferencijama. Iznimka je varijabla JAZ proizvodnje koja je stacionarna u razinama.

4. Rezultati empirijske analize

Nakon analize integriranosti varijabli, u daljnjem će se postupku koristiti Johansenova procedura za utvrđivanje broja kointegracijskih odnosa između varijabli (Johansen, 1988; Johansen, 1991; Johansen i Juselius, 1992). Naime, brojne ekonomske teorije pretpostavljaju da linearna kombinacija nestacionarnih varijabli može biti stacionarna. Na primjer, ako su greške relacije regresijske jednadžbe $Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t$ stacionarne, varijable Y_t i X_t su kointegrirane¹⁴. Kointegrirane varijable imaju zajednički stohastički trend i mogu se prikazati modelom ispravljanja pogreške.

¹⁴ S druge strane, ako se dugoročne putanje varijabli tijekom vremena sve više «razdvajaju» pa odstupanja od zajedničke dugoročne putanje rastu, varijable nisu kointegrirane. Greške relacije $\varepsilon_t = Y_t - \alpha - \beta X_t$ čine nestacionaran proces ($\varepsilon_t \sim I(1)$) i ne postoji dugoročna ravnoteža među pojavama. Posljedica nestacionarnosti grešaka relacije je mogućnost pojave problema «prividne» regresije. Zato je potrebno provesti test o kointegriranosti varijabli. Usporediti s Bahovec i Erjavec (2009).

roka (kointegracijskom prostoru), međutim, konstanta u VEC modelu rezultira postojanjem linearnog trenda u podacima» (Bahovec i Erjavec, 2009: 383). Tablice 3 i 4 prikazuju rezultate testova određivanja broja kointegracijskih vektora na temelju traga matrice svojstvenih vrijednosti (λ_{trace}) i najveće svojstvene vrijednosti (λ_{max}). Prvi stupac tablica 3 i 4 sadrži broj kointegracijskih vektora, drugi svojstvenu vrijednost matrice, treći λ_{trace} ili λ_{max} , četvrti kritične vrijednosti za 5 postotnu razinu značajnosti, a peti empirijsku razinu značajnosti (p -vrijednost). Rezultati Johansenove procedure potvrđuju postojanje jedne kointegrirajuće relacije uz 5 posto značajnosti, tj., između promatranih varijabli postoji dugoročan uravnotežen odnos. Ukoliko vremenske serije ne bi bile kointegrirane, razlika bi među njima u dugom roku mogla postati izrazito velika, bez tendencije da u određenom vremenskom trenutku teže istoj vrijednosti.

Tablica 3. **Rezultati λ_{trace} testa za određivanje broja kointegracijskih vektora**

Broj kointegracijskih vektora	Svojstvena vrijednost	λ_{trace}	Kritična vrijednost	p-vrijednost
Nijedan*	0.999976	518.3598	29.79707	0.0001
Najviše 1	0.140514	8.447988	15.49471	0.4188
Najviše 2	0.024279	1.179768	3.841466	0.2774

Napomena: *označuje odbacivanje hipoteze pri 5 postotnoj razini značajnosti; p-vrijednosti preuzete od MacKinnona, Hauga i Michelisa (1999).

Izvor: Izračun autorice.

Tablica 4. **Rezultati λ_{max} testa za određivanje broja kointegracijskih vektora**

Broj kointegracijskih vektora	Svojstvena vrijednost	λ_{max}	Kritična vrijednost	p-vrijednost
Nijedan*	0.999976	509.9118	21.13162	0.0001
Najviše 1	0.140514	7.268220	14.26460	0.4579
Najviše 2	0.024279	1.179768	3.841466	0.2774

Napomena: *označuje odbacivanje hipoteze pri 5 postotnoj razini značajnosti; p-vrijednosti preuzete od MacKinnona, Hauga i Michelisa (1999).

Izvor: Izračun autorice.

Kointegracijski je vektor definiran jednadžbom

$$LGINF = 0,014142 + 0,999831 \cdot LGINF_OC + 0,000133 \cdot LGJTR \quad (7)$$

njihovu specifikaciju temeljem dijagnostičkih testova. U nastavku su dani rezultati dijagnostičkih tekstova modela nove kejnzejijanske Phillipsove krivulje temeljem varijable jediničnog troška rada koji uključuju testove multikolinearnosti, autokorelacije i normalnosti grešaka relacije (tablica 5).

Tablica 5. Dijagnostika modela NKPK definiranog na temelju varijable jediničnog troška rada
Test multikolinearnosti $R^2=0,241$ VIF = 1,318 TOL = 0,759
Test autokorelacije $BG^{18}=1,090044$ p -vrijednost=0,895849
Test normalnosti $JB=22,49955$ p -vrijednost=0,000013

Izvor: Izračun autorice.

Temeljem provedenih dijagnostičkih testova može se zaključiti da je model ispravljanja pogreške nove kejnzejijanske Phillipsove krivulje korištenjem jediničnog troška rada kao zamjenske varijable za granični trošak, dobro specificiran¹⁹.

Već je ranije naglašeno da relevantni znanstveni radovi kao zamjenu za ključnu varijablu graničnog troška koriste jedinični trošak rada i jaz proizvodnje. Kako bi se upotpunila analiza, procijenjen je i model NKPK definiran korištenjem jaza proizvodnje. Testiranjem reda integriranosti varijable zaključeno je da je jaz proizvodnje stacionaran u razinama, odnosno da se radi o $I(0)$ varijabli. S druge strane, iz provedene analize proizlazi da su inflacija i očekivana inflacija stacionarne u prvim diferencijama, tj., da su integrirane u prvom redu. U tom se slučaju spomenute varijable označavaju kao $I(1)$ varijable. Slijedeći Schwarzov informacijski kriterij, optimalna duljina pomaka je dva, tj., ocijenjen je VAR model s dva pomaka.

¹⁸ Breusch-Godfreyev test autokorelacije grešaka relacije.

¹⁹ Ipak, može se primijetiti određeni stupanj nenormalnosti grešaka relacije primjenom Jarque-Bera testa. Međutim, problem nenormalnosti grešaka relacije nije prisutan jer se radi o velikom uzorku pa je procjenitelj normalno distribuiran, bez obzira što standardne greške nisu. Nadalje, problem bi se nenormalnosti eventualno mogao riješiti uključivanjem binarne (dummy) varijable u model što je opravdano ako se ustanovi da postoje strukturni prekidi. Međutim, nakon što su nad svim varijablama provedeni Quandt-Andrews testovi stabilnosti parametara, ne može se odbaciti nulta hipoteza o nepostojanju strukturnog prekida, uz razinu trimminga od 5 posto.

U nastavku je kointegracija²⁰ varijabli testirana Johansenovom procedurom. Kao i u prethodnom modelu NKPK, u postupku je primijenjen standardni Johansenov model. Rezultati provedene Johansenove procedure potvrđuju postojanje jednog kointegracijskog vektora uz uobičajenu razinu značajnosti (tablice 6 i 7).

Tablica 6. **Rezultati λ_{trace} testa za određivanje broja kointegracijskih vektora**

Broj kointegracijskih vektora	Svojstvena vrijednost	λ_{trace}	Kritična vrijednost	p-vrijednost
Nijedan*	0,999979	524,8339	29,79707	0,0001
Najviše 1	0,158517	8,738751	15,49471	0,3901
Najviše 2	0,009424	0,454483	3,841466	0,5002

Napomena: *označuje odbacivanje hipoteze pri 5 postotnoj razini značajnosti; p-vrijednosti preuzete od MacKinnona, Hauga i Michelisa (1999).
Izvor: Izračun autorice.

Tablica 7. **Rezultati λ_{max} testa za određivanje broja kointegracijskih vektora – NKPK**

Broj kointegracijskih vektora	Svojstvena vrijednost	λ_{max}	Kritična vrijednost	p-vrijednost
Niti jedan*	0,999979	516,0952	21,13162	0,0001
Najviše 1	0,158517	8,284268	14,26460	0,3505
Najviše 2	0,009424	0,454483	3,841466	0,5002

Napomena: *označuje odbacivanje hipoteze pri 5 postotnoj razini značajnosti; p-vrijednosti preuzete od MacKinnona, Hauga i Michelisa (1999).
Izvor: Izračun autorice.

Kointegracijska jednadžba je jednadžba dugoročne ravnoteže definirana kao

$$LGINF = 0,999993 * LGINF_OC - 0,00000274 * JAZ + 0,013198 \quad (10)$$

te ukazuje na postojanje dugoročne povezanosti ključnih varijabli modela NKPK definiranog korištenjem varijable jaza proizvodnje. U dugom roku, stoga, postoji statistički pozitivna veza između inflacije i očekivane inflacije, dok je povezanost između varijabli inflacije i jaza proizvodnje negativna. Član korekcije pogreške definiran je kao

²⁰ Ukoliko je jedna nezavisna varijabla $I(0)$, a ostale nezavisne varijable i zavisna varijabla $I(1)$, moguće je testirati kointegraciju među varijablama. Za detaljnije objašnjenje vidjeti Harris i Sollis (2003: 112) ili Hansen i Juselius (1995: 1).

$$ECT = LGINF - 0,999993 * LGINF_OC + 0,00000274 * JAZ - 0,013198 \quad (11)$$

(-88918,6) (3,62097)

Nadalje je ocijenjen model ispravljanja pogreške. Međutim, ocijenjeni se VEC model pokazao neprikladnim jer je narušena pretpostavka o homoskedastičnosti varijance²¹. Prisutan je, također, bio i problem autokoreliranosti reziduala²². Stoga je ocijenjen dodatni EC model (12) pri čemu je primijenjena Newey-Westova korekcija koja se najčešće primjenjuje u slučajevima postojanja heteroskedastičnosti nepoznatog oblika i autokoreliranosti reziduala. Za varijablu INF procijenjen model korekcije pogreške je

$$\begin{aligned} \Delta INF_t = & 0,732952 * \Delta INF_{t-1} + 0,269663 * \Delta INF_OC_{t-1} + 0,001482 * JAZ_{t-1} \\ & (4,053899) \quad (1,402194) \quad (2,266716) \\ & - 0,407914 * ECT_{t-1} \\ & (-2,232123) \end{aligned} \quad (12)$$

U zagradama ispod procijenjenih parametara nalaze se vrijednosti t-testa.

U jednadžbi (12) član ispravljanja pogreške prikazuje se kao statistički značajna varijabla (*t*-test veličina iznosi -2,232) i iznosi -0,408. Vrijednost ima očekivani negativni predznak i ukazuje da se u svakom tromjesečju korigira 41 posto neravnoteže.

Analogno dijagnostičkim testovima provedenim pri procjeni nove kejnzejianske Phillipsove krivulje definirane primjenom jediničnog troška rada, i za ovaj je model ispitano postojanje problema multikolinearnosti, autokorelacije i nenormalnosti grešaka relacije. Navedeni rezultati dijagnostičkih testova upućuju na prikladnost modela (tablica 8.).

Tablica 8. Dijagnostika modela NKPK definiranog na temelju varijable jaza proizvodnje
Test multikolinearnosti R ² =0,326 VIF = 1,483 TOL = 0,674
Test autokorelacije BG=4,723670 p-vrijednost=0,316843
Test normalnosti JB=3,374388 p-vrijednost=0,185038

Izvor: Izračun autorice.

²¹ Vektorski test korištenjem kvadrata: hi kvadrat veličina= 114,0094; p-vrijednost=0,000.

²² Portmanteau test: Q-test veličina(4)=39,77332; p-vrijednost=0,0334.

5. Zaključak

U radu se željelo potvrditi postojanje Phillipsove krivulje, odnosno, unaprijediti spoznaju o njoj njezinom modifikacijom, novom kejnzejianskom Phillipsovom krivuljom na primjeru Hrvatske. Stoga je, kao inicijalni korak empirijske procjene modela NKPK u Hrvatskoj, najprije provedena analiza relevantnih vremenskih serija nužnih za ispitivanje postojanja modela NKPK. S ciljem ispitivanja dugoročne povezanosti između ključnih varijabli modela, provedena je analiza koja uključuje test jediničnih korijena, vektorsku autoregresiju, kointegraciju Johansenovom metodom te model korekcije pogreške.

Za definiranje modela NKPK u okviru teoretskog modela ključne su pretpostavke o osnovnim odnosima između makroekonomskih varijabli u gospodarstvu. Posljednjih godina jedan od najcitiranijih modela koji objašnjava mehanizme povezivanja nominalnih i realnih varijabli u gospodarstvu je onaj koji su predložili Galí i Gertler (1999). U skladu s navedenim modelom, inflacija će imati tendenciju rasta kada realni granični trošak bude rastao kako poduzeća budu imala više troškove u obliku viših cijena i kada očekivanja o budućoj inflaciji budu rasla kako poduzeća budu povećavala svoje cijene danas predviđajući više cijene sutra. Rezultati provedene statističke analize djelomično podržavaju zaključke na kojima se temelji model NKPK.

Iz opisanih teorijskih modela te rezimiranjem rezultata kvantitativne analize iznesene u radu, dolazi se do nekoliko zaključaka dobivenih na temelju obaju promatranih modela (NKPK definiran na temelju varijable jediničnog troška rada i NKPK definiran na temelju varijable jaza proizvodnje) koja imaju dobru moć objašnjavanja i uglavnom zadovoljavajuće rezultate dijagnostičkih testova.

Prvo, analiziranje modela NKPK primjenom jediničnog troška rada ukazuje na postojanje kointegracije između temeljnih varijabli modela NKPK, dakle inflacije, očekivane inflacije te jediničnog troška rada, što potvrđuje dugoročnu povezanost spomenutih varijabli. Veza je navedenih varijabli

statistički pozitivna. Nadalje, ocijenjena jednadžba modela korekcije pogreške pokazuje da je član korekcije pogreške statistički značajan te ukazuje na kvartalnu korekciju neravnoteže od 37 posto. Što se tiče ostalih članova EC modela, u kratkom roku, statistički su značajne promjena inflacije u prethodnom razdoblju te promjena očekivane inflacije. Naime, promjena inflacije u prethodnom periodu pozitivno utječe na promjenu inflacije u tekućem periodu. Nadalje, ako se promjena očekivane inflacije u razdoblju $t-1$ poveća za 1 posto, promjena će se inflacije u tekućem razdoblju u prosjeku povećati za 0,92 posto. Treći član modela korekcije pogreške, jedinični trošak rada, nije statistički značajan.

Drugo, provedena analiza modela NKPK korištenjem jaza proizvodnje kao prikladne zamjene za varijablu graničnog troška, ukazuje na postojanje dugoročne ravnoteže između inflacije, očekivane inflacije i jaza proizvodnje. Rezultati analize ukazuju da je član ispravljanja pogreške statistički značajna varijabla te da se u svakom tromjesečju korigira 41 posto neravnoteže. Nadalje, statistički su značajne varijable promjene inflacije u prethodnom periodu i promjene jaza proizvodnje. Uz razinu značajnosti od 5 posto, ako se promjena inflacije u prethodnom razdoblju poveća za 1 posto, inflacija će se u tekućem razdoblju u prosjeku povećati za 0,73 posto. Nadalje, uz razinu značajnosti od 10 posto, ako se jaz proizvodnje poveća u prethodnom vremenskom razdoblju za 1 posto, tekuća će se inflacija povećati za 0,15 posto pri čemu je povećanje jaza proizvodnje jednako pregrijavanju ekonomije, dok je njegovo smanjenje jednako hlađenju ekonomije. Logičan je rezultat da pregrijavanje ekonomije u prethodnom vremenskom periodu dovodi do pojave inflacije ili rasta inflacije u tekućem razdoblju, iako se radi o gotovo zanemarivom povećanju inflacije. Ipak, veza je inflacije i jaza proizvodnje u dugom roku negativna. Varijabla očekivane inflacije nije značajna u modelu što kazuje da je očekivana inflacija u posljednjem desetljeću postala manje odgovorna za fluktuacije *outputa*.

Da bi se izbjeglo i/ili predvidilo svaku makroekonomski značajnu neravnotežu, nužno je poznavanje dinamike inflacije. Kao pomoćni alat pri otkrivanju njezinog djelovanja, među ostalim, služi Phillipsova

Literatura

Ahumada, Hildegart i Maria Lorena Garegnani, 1999, "Hodrick-Prescott Filter in Practice", Departamento de Economia, Universidad Nacional de La Plata, Argentina, <http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/jemi/1999/trabajo01.pdf>.

Bachmeier, Lance J. i Norman R. Swanson, 2005, "Predicting Inflation: Does the Quantity Theory Help?", *Economic Inquiry*, 43(3), str. 570-585.

Bahovec, Vlasta i Nataša Erjavec, 2009, *Uvod u ekonometrijsku analizu*, Zagreb: Element.

Basarac, Martina, 2009, "Procjena Phillipsove krivulje na primjeru Republike Hrvatske: parcijalni VEC model", prihvaćeno za objavljivanje, *Ekonomija/Economics*.

Botrić, Valerija, 2005, "Odnos inflacije i nezaposlenosti u Republici Hrvatskoj", doktorska disertacija, Ekonomski fakultet Zagreb.

Calvo, Guillermo A., 1983, "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12(3), str. 383-398.

Dennis, Richard, 2007, "Fixing the New Keynesian Phillips Curve", *FRBSF Economic Letter*, 0(35), 30. studeni, San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco.

Družić, Ivo, Josip Tica i Ante Mamić, 2006, "The Challenge of Application of Phillips Curve: The Case of Croatia", ZIREB, Special Conference Issue, str. 45-59.

Estrella, Arturo i Jeffrey C. Fuhrer, 2002, "Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational Expectations Models", *American Economic Review*, 92(4), str. 1013-1028.

Fischer, Stanley, 1977, "Long Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 85, str. 163-190.

Johansen, Soren i Katarina Juselius, 1992, "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, str. 169-209.

MacKinnon, James G., Alfred A. Haug i Leo Michelis, 1999, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14, str. 563-577.

Mankiw, N. Gregory, 2000, "The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment", Harvard Institute of Economic Research Working Papers, br. 1905, Boston, MA: Harvard Institute of Economic Research.

Mankiw, N. Gregory i Ricardo Reis, 2002, "Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve", *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), str. 1295-1328.

Phillips, A. William, 1958, "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957", *Economica*, 25(100), str. 283-299.

Pivac, Snježana i Branko Grčić, 2005, "Modifications of Phillips Curve on Example of Croatia", *Proceedings of the 6th International Conference on Enterprise in Transition*, str. 332-334, Split: Ekonomski fakultet Split.

Ravn, Morten O. i Harald Uhlig, 2001, "On Adjusting the HP-Filter for the Frequency of Observations", CEPR Discussion Paper, br. 2858, London: CEPR.

Rotemberg, Julio J., 1982, "Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output", *Review of Economic Studies*, 44, str. 517-531.

Rotemberg, Julio J. i Michael Woodford, 1999, "The cyclical behavior of prices and costs" u John B. Taylor i Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Chapter 16, str. 1051-1135, Amsterdam: Elsevier.

Rudd, Jeremy and Karl Whelan, 2005, "Modelling Inflation Dynamics: A Critical Review of Recent Research", Finance and Economics Discussion Series, br. 2005-66, Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System.

