

II. AKTUALNE TEME

1. IZBOR IZMEĐU PROIZVODNJE I INFLACIJE U HRVATSKOJ - EMPIRIJSKI TEST

1. UVOD

Veza između nominalne i realne strane ekonomije zasigurno je jedno od najizazovnijih područja kako u ekonomskoj teoriji, tako i ekonomskoj politici.

U klasičnoj se ekonomici zaposlenost, proizvodnja, realna kamatna stopa i razina investicija određuju na realnoj strani ekonomije. Monetarna strana ne utječe na ravnotežne vrijednosti bilo koje realne varijable već je ona, uz zadane ravnotežne vrijednosti realnih varijabli, odgovorna za određivanje vrijednosti nominalnih varijabli. Keynesijanska ekonomika polazi od toga da zbog pretpostavljene rigidnosti nadnica i cijena fluktuacije nominalnih varijabli mogu utjecati na fluktuacije realnih varijabli. Time se otvara put da se intervencijama ekonomske politike utječe na nominalne varijable kako bi se postigli željeni realni učinci.

Kontroverzna relacija između nominalnih i realnih ekonomskih varijabli možda se najjasnije izražava poznatom Phillipsovom krivuljom¹. Sa stajališta klasičnog modela Phillipsova je krivulja paradoks jer proizlazi da sve ono što uzrokuje inflaciju, poput rastućeg deficita ili visokih stopa rasta novca, utječe na kretanje realnih varijabli, zaposlenosti ili realnog

¹ U izvornom obliku Phillipsova krivulja opisuje negativnu korelaciju između inflacije nadnica i stope nezaposlenosti (Phillips, 1958; Lipsey, 1960). Kasnije je sadržaj pojma nadograđen tako da se on odnosi na vezu između inflacije cijena i nezaposlenosti. Primjenom Okunovog zakona moguće je Phillipsovu krivulju promatrati kao (pozitivnu) vezu između realne proizvodnje i inflacije.

bruto domaćeg proizvoda (BDP-a). Međutim, empirijski su podaci sve do kraja 60-ih godina potvrđivali Phillipsovu relaciju koja se zbog toga vrlo dobro uklapala u makroekonomske modele.

Phillipsova krivulja, ovisno o svom nagibu, opisuje izbor pred kojim se nalaze nositelji ekonomske politike u kreiranju prikladnih mjera monetarne i fiskalne politike. Izbor se, osim u ekstremnim slučajevima potpuno okomite ili potpuno vodoravne krivulje, odnosi na obavezu prihvaćanja više stope inflacije u zamjenu za nižu stopu nezaposlenosti (veću proizvodnju). Izbor, u obrnutoj varijanti, govori i o postojanju troškova dezinflacije u vidu manje proizvodnje i veće nezaposlenosti.

Šezdesetih se godina pretpostavljalo da je Phillipsova krivulja stabilna, da njena stabilnost proizlazi iz strukturnih svojstava ekonomije i da je stoga neovisna o prirodi ekonomske politike koja se vodi. To nadalje znači da je u slučaju "povoljnog" izbora, tj. položenije Phillipsove krivulje, ekonomska politika u stanju trajno iskorištavati takav izbor.

Pokazalo se, međutim, da je stabilnost krivulje tek loša hipoteza. Već krajem 60-ih godina Phelps (1967) i Friedman (1968) ukazuju na nemogućnost trajnog iskorištavanja "povoljnog" izbora. Rastuća nezaposlenosti uz sve više stope inflacije početkom 70-ih godina u praksi pokazuje drastično "pogoršanje" izbora između inflacije i nezaposlenosti. Teorijske slabosti i loša praktična iskustva dovode do usmjerenja znatnih istraživačkih napora kako bi se pronašla čvrsta teorijska podloga za Phillipsovu krivulju i objasnile mogućnosti ekonomske politike u iskorištavanju izbora koji ona predstavlja. Nova klasična i nova keynesijanska ekonomika djelomice su i izrasle na pokušajima rješavanja kontroverzne Phillipsove relacije.

Dio novijih radova pozornost je usmjerio na razmatranje izbora između proizvodnje i inflacije (eng. output-inflation tradeoff). Možda je potrebno odmah na početku naglasiti da izbor ne implicira izravnu uzročno-posljedičnu vezu između inflacije i proizvodnje. Naime, proizvodnja i inflacija su dvije endogene varijable koje reagiraju na promjene uvjeta agregatne ponude i agregatne potražnje. Stoga se veza između njih

uspostavlja putem njihove reakcije na promjene ponude i potražnje. Kod analize koja se odnosi na kratki rok pomaci krivulje ponude se zanemaruju, a pozornost se usmjerava na učinke koje izazivaju pomaci krivulje potražnje. Takve su pomake u stanju izazvati nositelji ekonomske politike u području monetarne, fiskalne ili vanjskotrgovinske politike. Stoga se kratkoročni izbor između proizvodnje i inflacije odnosi na reakciju proizvodnje, odnosno cijena, na promjene u politici upravljanja nominalnom agregatnom potražnjom.

Ovisno o promjenama u realnoj proizvodnji i inflaciji, koju mjere upravljanja potražnjom izazivaju, može se govoriti o povoljnom ili nepovoljnom izboru pred kojim se nalazi ekonomska politika neke zemlje. Moguće su situacije "povoljnog" izbora, kada se poticanjem potražnje ekspanzivnom monetarnom i fiskalnom politikom izaziva visok porast realne proizvodnje sa slabim učincima na inflaciju, ali i situacije u kojima takva politika dovodi do isključivog porasta inflacije. O čemu ovisi učinak koji će fluktuacije potražnje imati na realnu proizvodnju i inflaciju?

Smatramo, a to ćemo pokušati i empirijski potkrijepiti, da zemlje sa stabilnijom agregatnom potražnjom (stabilnom politikom upravljanja potražnjom) i s nižom razinom inflacije stoje pred povoljnijim izborom. Ako je to točno, tada u okviru ekonomske politke svake zemlje ima smisla inzistirati na politici stabilnosti, jer to omogućuje vođenje učinkovitije kratkoročne makroekonomske politike. U tom bi se slučaju malim intervencijama na strani agregatne potražnje mogli izazvati veći poželjni realni učinci.

U okviru testiranja prethodne teze dodatan je cilj ovog rada empirijski ocjeniti izbor između proizvodnje i inflacije pred kojim se danas nalazi Hrvatska.

Rad se sastoji od četiri dijela. Nakon uvoda, u drugom se dijelu rada daje kratki prikaz dvaju teorijskih modela kojima se objašnjava izbor između proizvodnje i inflacije. U osnovnim se crtama objašnjava Lucasov model nepotpunih informacija (Lucas, 1973) i novo-keynesijanski model Balla,

Mankiw i Romera s "meni" troškovima promjene cijena (Ball, Mankiw i Romer, 1988).

Empirijski test kratkoročnog izbora između inflacije i proizvodnje iznosi se u trećem dijelu rada. Ocjenjuje se regresijska jednadžba u kojoj je realni BDP zavisna, a stopa promjene nominalnog BDP-a jedna od neovisnih varijabli. Ocjena koeficijenta uz varijablu stope promjene nominalnog BDP-a predstavlja ocjenu parametra izbora. Što je on viši, izbor između inflacije i proizvodnje je povoljniji, ili alternativno, Phillipsova krivulja koja povezuje stopu inflacije i proizvodnju bila bi položena. Ocijenjeni su parametri izbora za odabrani uzorak od dvadeset zemalja. Dobivene ocjene potvrđuju tezu da su veća varijabilnost potražnje i viša inflacija povezane s nepovoljnijom veličinom parametra izbora.

Aktualna ocjena parametra izbora za Hrvatsku izvodi se zaobilaznim putem zbog problema kontinuiteta i pouzdanosti vremenske serije BDP-a. U preferiranoj varijanti ocijenjen parametar izbora za Hrvatsku iznosi 0.10. To znači da bi povećanje postojeće stope rasta nominalnog BDP-a za jednu postotnu jedinicu (iznuđeno npr. ekspanzivnom monetarnom ili fiskalnom politikom) izazvalo porast realnog BDP-a za oko 0.1 posto u prvoj godini. Preostali porast potražnje "prelio" bi se u inflaciju. Takav rezultat pokazuje da bi mjere poticanja potražnje usmjerene na njezin nominalni rast u Hrvatskoj danas mogle imati gotovo zanemarive učinke na realnu proizvodnju.

U posljednjem se poglavlju ukazuje na moguće puteve za poboljšanje empirijskog testa.

2. TEORIJSKI OKVIR ZA ANALIZU IZBORA IZMEĐU INFLACIJE I PROIZVODNJE

2.1. Lucasov model nepotpunih informacija

Lucas je u svom često citiranom članku iz 1973. godine predstavio model određivanja agregatne razine proizvodnje i cijena na temeljima pretpostavke o racionalnim očekivanjima, a u okviru hipoteze o postojanju prirodne stope rasta realne proizvodnje. Struktura modela u osnovi je vrlo jednostavna. Razina proizvodnje i razina cijena određene su presjecištem krivulja agregatne ponude i agregatne potražnje. Krivulja agregatne potražnje povezuje količinu proizvodnje s razinom cijena, a može se izvesti iz standardnog IS-LM modela². Krivulja agregatne ponude izvedena je na temelju dviju osnovnih pretpostavki. Prva je pretpostavka postojanje tržišta savršene konkurencije, a druga da se očekivanja o kretanju cijena formiraju racionalno.

Pri izvođenju krivulje ponude Lucas pretpostavlja da ponuda svakog pojedinog proizvođača ovisi o kretanju relativne cijena njegovog proizvoda. Pritom se pod relativnom cijenom podrazumijeva odnos cijene na tržištu pojedinog proizvoda i agregatne razine cijena. Promjena relativne cijene predstavlja relativnu promjenu potražnje za individualnim proizvodom. Lucas pretpostavlja da proizvođači u svakom trenutku poznaju samo cijenu koja vrijedi na njihovom lokalnom tržištu, ali ne i agregatnu razinu cijena u tekućem razdoblju. Oni stoga nemaju dovoljno informacija kako bi razlučili kretanje relativne od kretanja opće razine cijena. Kada proizvođači opaze promjenu svojih cijena³, oni nagađaju je li ona rezultat promjene relativnih ili agregatnih uvjeta. U dijelu u kojem procjenjuju da se radi o promjeni relativnih odnosa, oni će promijeniti proizvodnju. Procjena ovisi o proteklom iskustvu u kretanju relativnih cijena u usporedbi s kretanjem agregatne razine

² Vidi npr. Babić (1995., poglavlje 9).

³ Lucas pretpostavlja tržište savršene konkurencije, u kojem ekonomski agenti preuzimaju cijene koje se formiraju na tržištu (eng. price-taking agents).

cijena. Ako je kretanje agregatne razine cijena u prošlosti bilo znatno nestabilnije od kretanja relativnih cijena, proizvođači su tada skloniji opaženo povećanje cijene na lokalnom tržištu tumačiti kao posljedicu agregatnih šokova (npr. monetarne ekspanzije) i kao opći porast cijena time izazvan. U tom slučaju proizvođači neće reagirati povećanjem proizvodnje. Ili obrnuto, ako je agregatna razina cijena u prošlosti bila stabilnija od kretanja relativnih cijena, tada su proizvođači skloniji opaženo povećanje cijene na tržištu individualnog proizvoda tumačiti relativnim povećanjem potražnje za tim proizvodom. U tom će slučaju oni povećati proizvodnju, bez obzira na stvarne razloge porasta cijene individualnog proizvoda. Ukratko, Što je varijanca σ^2 opće razine cijena veća (manja) od varijance $\hat{\eta}^2$ lokalnih cijena oko prosjeka opće razine cijena, to će reakcija proizvodnje na određenom tržištu biti manja (veća).

Prilikom rješavanja modela agregatne ponude i agregatne potražnje Lucas se poslužio i dodatnom pretpostavkom o krivulji agregatne potražnje jedinične cjenovne elastičnosti. To znači da promjene nominalnog dohotka (nominalnog BDP-a) ne ovise o odlukama proizvođača, tj. o pomacima krivulje ponude, već isključivo o pomacima krivulje agregatne potražnje. Nominalni se dohodak tako određuje na strani agregatne potražnje. Lucas krivulju potražnje izražava kao

$$y_t + P_t = x_t \quad (1)$$

gdje je y logaritam realnog BDP-a, P je logaritam razine cijena, a x je egzogena varijabla pomaka jednaka logaritmu nominalnog BDP-a. Stoga je promjena nominalnog dohotka Δx mjera šoka agregatne potražnje.

Izjednačavanjem jednadžbe ponude i potražnje, Lucas dobiva jednadžbu proizvodnje koju je moguće i empirijski testirati:

$$y_{ct} = \alpha + \tau \Delta x_t + \lambda y_{c,t-1} \quad (2)$$

gdje je y_{ct} logaritam cikličke proizvodnje dobiven kao odstupanje ($y_t - y_{nt}$) od trend linije normalne razine realne proizvodnje u vremenu t , $y_{nt} = a + bt$, dok je Δx_t promjena x_t logaritma nominalnog BDP-a. Posljednji

član u jednadžbi (2) predstavlja cikličku komponentu proizvodnje iz prethodnog razdoblja, a λ je koeficijent brzine prilagođavanja, $|\lambda| < 1$. Kada, osim početnog šoka, ne bi postojali daljnji šokovi potražnje, tada $|\lambda| < 1$ osigurava da se aktualna razina proizvodnje asimptotski približava prirodnoj razini proizvodnje. Parametar τ je ključan u razmatranju izbora između proizvodnje i inflacije. Stoga se on naziva parametrom izbora. Parametar τ mjeri reakciju realne proizvodnje na šokove nominalne agregatne potražnje mjerene s Δx_t . Taj se realni učinak odnosi samo na prvo razdoblje nakon šoka. Realni učinci šokova iz ranijih razdoblja sažeti su u posljednjem članu jednadžbe (2), $\lambda y_{c,t-1}$, kao geometrijsko opadanja učinaka tijekom vremena.

Lucas je dobio da je parametar τ određen kao

$$\tau = \eta^2 \gamma / (\sigma^2 + \eta^2(1 + \gamma)), \quad (3)$$

gdje je γ koeficijent određen reakcijom ponude individualnog proizvođača na neanticipiranu promjenu cijena (vidi jednadžbu (3) u Lucas, 1973), η^2 varijanca relativne cijene, a σ^2 varijanca agregatne razine cijena. Varijanca **stope inflacije**, koja se može označiti kao σ_p^2 , jednaka je $2\sigma^2$, tj. dvostrukoj varijanci agregatne razine cijena. Proizlazi, dakle, da bi τ i σ_p^2 trebale biti negativno korelirane.

Alternativni izraz za τ koji nudi Lucas je:

$$\tau = \eta^2 \gamma / ((1-\tau)^2 \sigma_x^2 + \eta^2(1 + \gamma)), \quad (4)$$

gdje je σ_x^2 varijanca promjene nominalnog dohotka Δx , koji je mjera šoka agregatne potražnje. Lucas pretpostavlja da su η^2 i γ relativno stabilne veličine⁴. Za fiksne η^2 i γ parametar τ poprima maksimalnu vrijednost $\gamma/(1 + \gamma)$ uz $\sigma_x^2 = 0$, a teži nuli kada σ_x^2 teži u beskonačnost. Iz posljednjeg slijedi ključni Lucasov zaključak da τ ovisi o σ_x^2 , varijanci rasta nominalnog dohotka.

⁴ Pretpostavka o stabilnom η^2 proturječi već poodavno empirijski potvrđenoj korelaciji između varijacije relativnih cijena, te razine i varijabilnosti stopa inflacije. Empirijski test za Hrvatsku vidjeti u Šonje (1993).

Vrijedi primijetiti da promjena **prosječne** stope nominalne ekspanzije potražnje (prosječno Δx) neće imati utjecaj na prosječnu realnu proizvodnju. Realne učinke, čija je veličina određena parametrom τ , imat će samo neanticipirana promjena potražnje, koja se aproksimira varijancom nominalne ekspanzije potražnje, σ^2_x . Isto tako, prosječna stopa inflacije neće utjecati na kretanje parametra izbora, ali zato varijabilnost stopa inflacije hoće.

Upravo je pitanje utjecaja prosječne stope nominalne ekspanzije potražnje i prosječne stope inflacije na kretanje parametra izbora osnovna razlika u odnosu na novo-keynesijanski model Balla, Mankiwa i Romera koji ćemo predstaviti kao protutežu Lucasovom modelu.

2.2. Ball-Mankiw-Romerov (BMR) model

Ball, Mankiw i Romer (1988) su u okviru nove keynesijanske teorije "meni" troškova razvili model koji objašnjava realne učinke šokova nominalne potražnje. Nova keynesijanska teorija realne učinke objašnjava rigidnošću cijena i/ili nadnica, a ta se rigidnost izvodi, uz pretpostavku nesavršenog tržišta, iz optimizirajućeg ponašanja, a često i iz racionalnih očekivanja ekonomskih subjekata. Modeli "meni" troškova rigidnost objašnjavaju postojanjem određenih troškova prilagođavanja cijena. To mogu biti troškovi tiskanja kataloga ili menija (po čemu su i dobili ime), ali i svi ostali troškovi povezani s donošenjem i provođenjem odluke o promjeni cijene.

BMR model pretpostavlja da se gospodarstvo sastoji od poduzeća nesavršenih konkurenata. Zbog postojanja troškova prilagođavanja cijena poduzeća suočena s promjenom uvjeta poslovanja svoje cijene prilagođavaju u određenim intervalima, radije nego kontinuirano. Trajanje intervala između dviju promjena cijena endogena je varijabla. Svako poduzeće maksimizira profit, koji ovisi o tri varijable: agregatnoj potrošnji, y ; relativnoj cijeni poduzeća i , $P_i - P$; i specifičnim šokovima koji pogađaju poduzeće i , ω_i (sve su varijable izražene u logaritmicima). Agregatna potrošnja utječe na profit poduzeća pomakom krivulje

potražnje s kojom je sučeljeno poduzeće. Uz rast agregatne potrošnje, poduzeće uz istu relativnu cijenu može prodati više. Relativna cijena utječe na profit poduzeća određujući njegov položaj na krivulji potražnje. Specifični šokovi koji pogađaju poduzeće mogu biti bilo troškovnog, bilo potražnog karaktera, no oni nisu značajni za osnovna svojstva modela.

Poduzeće u polaznom razdoblju određuje svoju cijenu tako da maksimizira profit. Šokovi bilo ponude ili potražnje utječu na promjenu cijene koja u tom trenutku maksimizira profit, što može, ali i ne mora dovesti do stvarne promjene cijene. Kada ne bi postojali troškovi promjene cijena, tada bi poduzeće svoju prodajnu cijenu kontinuirano izjednačavalo sa cijenom koja maksimizira profit.

No, ako postoje troškovi prilagođavanja cijene ("meni" troškovi), tada će poduzeće cijene mijenjati u određenim intervalima, μ . Načelo maksimiziranja profita ekvivalentno je minimizaciji gubitka profita, koji u ovom slučaju dolazi iz dva izvora: troškova prilagođavanja cijene i odstupanja stvarne cijene od one koja maksimizira profit. Određivanje cijena i intervala promjene cijene svakog pojedinog poduzeća determinira agregatnu razinu cijena. Model pokazuje da što je veći interval između promjene individualnih cijena, to je sporije prilagođavanje agregatne razine cijena, tj. tek manji dio nominalnog šoka se amortizira promjenom razine cijena u vremenu t .

Ball, Mankiw i Romer pokazuju da interval promjene cijena, μ , opada s porastom prosječne stope inflacije $\bar{\pi}$, varijance stopa rasta potražnje σ_x^2 , i varijance specifičnih šokova σ_w^2 . Visoka inflacija uzrokuje da se cijena koja maksimizira profit poduzeća vrlo brzo mijenja, što tada povećava koristi za poduzeće da što češće prilagođava svoje cijene. Što se tiče varijanci σ_x^2 i σ_w^2 , ako je bilo koja od njih visoka, to povećava neizvjesnost kretanja cijene koja maksimizira profit, tako da poduzeća u tim uvjetima nisu sklona fiksirati cijenu neko duže vrijeme.

Stoga, porast $\bar{\pi}$, σ_x^2 i σ_w^2 , dovodi do učestalijeg prilagođavanja individualnih cijena, a time i agregatne razine cijena, čime se sve veći

dio nominalnog šoka (npr. ekspanzije agregatne potražnje) prelijeva u cijene, a sve manji dio u porast realne proizvodnje. U tom slučaju Phillipsova krivulja postaje sve strmija, odnosno izbor između proizvodnje i inflacije postaje sve nepovoljniji.

Ball, Mankiw i Romer, isto kao i Lucas, zaključuju da je Phillipsova krivulja strmija što je varijanca stopa promjena nominalne potražnje veća. Međutim BMR model predviđa da će Phillipsova krivulja biti strmija i onda kada raste prosječna razina inflacije, dok Lucasov model tvrdi da takva veza ne postoji.

Empirijska istraživanja su na temelju značajnosti utjecaja razine inflacije na kretanje nagiba Phillipsove krivulje zaključivala o valjanosti jednog ili drugog modela. Problem je u tome što je razina inflacije snažno korelirana s varijabilnošću rasta nominalnog dohotka, pa je razlučivanje jednog utjecaja od drugog prilično teško.

U empirijskom dijelu ovog rada ispitat će se utjecaj obje ove varijable na kretanje parametra izbora između proizvodnje i inflacije, bez pokušaja definitivnog potvrđivanja ili isključivanja jednog ili drugog modela. Isto će se tako pokušati ocijeniti veličina parametra izbora za Hrvatsku s obzirom na postojeće veličine varijabli $\bar{\pi}$ i σ_x^2 .

3. EMPIRIJSKI TEST IZBORA IZMEĐU INFLACIJE I PROIZVODNJE

3.1. Model

Ocjena parametra kratkoročnog izbora između inflacije i proizvodnje dobiva se regresijskom ocjenom slijedeće jednadžbe:

$$y_t = C + \tau \Delta x_t + \lambda y_{t-1} + \gamma T, \quad (7)$$

gdje je y logaritam realnog BDP, Δx je razlika logaritama nominalnog BDP-a, T je vrijeme, C je konstanta. Koeficijent uz promjenu nominalnog

BDP-a, τ , govori o tome koliki će se dio promjene nominalnog BDP-a u prvoj godini "preliti" u realnu proizvodnju. Pretpostavlja se da je promjena nominalnog dohotka mjera šoka potražnje, pa se može reći da parametar τ mjeri osjetljivost proizvodnje na promjene nominalne potražnje i naziva se parametrom izbora. Ako je $\tau=1$, tada bi se cjelokupna promjena stope rasta nominalnog BDP-a iskazala u realnom BDP-u. Ako je $\tau=0$, tada bi se cjelokupna promjena stope rasta nominalnog BDP-a prelila u promjenu cijena.

Takav tip jednadžbe često je korišten, i kod Lucasa (1973), i kod keynesijaskih ekonomista poput Schultzea, a koristili su ga u svom istraživanju i Ball, Mankiw i Romer (1988). Jednadžbi (7) mogla bi se s desne strane dodati i varijabla šoka agregatne ponude. Ako ona izostane, kao u ovom radu, tada se pretpostavlja da su šokovi ponude zanemarivo mali u odnosu na šokove potražnje, ili da krivulja agregatne potražnje ima jediničnu elastičnost. U analizama koje uključuju veći broj zemalja obično se izostavlja varijabla šoka ponude, jer je potrebno vrlo dobro poznavati specifičnosti svake nacionalne ekonomije. Mi ćemo pretpostaviti da su u promatranom razdoblju šokovi potražnje bili daleko jači od šokova ponude. Stoga šokove ponude nećemo uzimati u obzir.

Ocjena parametra izbora za Hrvatsku izvest će se u tri koraka. U prvom će se koraku za 20 zemalja, na temelju tridesetogodišnje serije, ocijeniti njihovi parametri izbora. Za Hrvatsku će se također na taj način ocijeniti parametar izbora. Međutim, s obzirom na znatne probleme koji se odnose na pouzdanost podataka za duže razdoblje za Hrvatsku, smatramo da je bolje parametar izbora za Hrvatsku ocijeniti posredno, na temelju slijedeća dva koraka. Dobivene ocjene parametra izbora za 20 zemalja iskoristit će se za pronalaženje odgovarajuće pravilnosti u kretanju njegove veličine. Teorija nam govori da taj parametar ovisi o varijanci agregatne potražnje i, eventualno, o razini inflacije. Treći korak, stoga, kreće od pretpostavke da uočena pravilnost, odnosno determinante parametra izbora vrijede i u slučaju Hrvatske. Uvrštavanjem veličina varijance potražnje i prosječne inflacije koje vrijede za Hrvatsku mogla bi se dobiti veličina parametra izbora i na temelju nje eventualno izvući odgovarajuće preporuke za vođenje ekonomske politike.

3.2. Podaci i osnovni rezultati

Izvor podataka za 20 zemalja iz uzorka je "International Financial Statistics Yearbook" (1993, 1995). Svi podaci su godišnji. Nastojalo se da svi podaci budu dostupni od 1963. godine, a najmanje od 1965. godine, do 1994. godine. Potrebni podaci su nominalna i realna proizvodnja, točnije nominalni i realni bruto domaći proizvod (kad god je bilo moguće), ili bruto nacionalni proizvod. Izvorni podaci su logaritmirani i kao takvi ulaze u analizu. Prirodne logaritame realnog BDP označavamo s y , logaritam nominalog BDP-a s x , dok je logaritam razine cijena dobiven kao $p = x - y$.

Iako je izbor zemalja arbitraran, obuhvaćeno je svih deset zemalja koje ocjenjuju Froyen i Waud (1980), kao i većina zemalja (osim četiri latinoameričke) koje ocjenjuje Lucas (1973). Sve zemlje iz uzorka ocjenili su Ball, Mankiw i Romer (1988) u okviru svog mnogo opsežnijeg istraživanja. Time je omogućena usporedba dobivenih rezultata s navedenim istraživanjima.

S empirijskim podacima za Hrvatsku koji se u prvom koraku koriste pri pokušaju ocjene parametara izbora postoje ozbiljni problemi. Naime, u prvom su koraku korišteni podaci o društvenom proizvodu obračunatom prema konceptu materijalne proizvodnje u tekućim i stalnim cijenama, za razdoblje od 1964. do 1990. godine (izvor podataka je "Statistički godišnjak Republike Hrvatske", različita godišta). Za potrebe ovog istraživanja bila je potrebna što duža, konzistentna serija vrijednosti godišnje proizvodnje. Tu nastaju ozbiljne poteškoće. To se najprije odnosi na usporedivost podataka. Prilike u kojima je hrvatsko gospodarstvo djelovalo u okviru bivše Jugoslavije bitno su drugačije od uvjeta suverenog nacionalnog gospodarstva kakvo je ono danas. Nadalje, radi se i o bitno promijenjenom gospodarskom sustavu. Isto tako, ratna razaranja, gubitak znatnih ljudskih i materijalnih potencijala, značajan pad proizvodnje, hiperinflacija tijekom 1992. i 1993. godine, čine bilo kakvu vremensku seriju kroz nekoliko proteklih godina neupotrebljivom. Osim toga, agregat proizvodnje koji se danas prati je bruto domaći proizvod, koji je po svom obuhvatu širi od nakadašnjeg društvenog proizvoda. Pouzdana serija bruto domaćeg proizvoda u tekućim i stalnim

cijenama za duže vremensko razdoblje za Hrvatsku (još) ne postoji. No, čak i da postoji, to ne rješava prvi dio problema, tj. bitno promijenjene i vrlo turbulentne uvjete privređivanja proteklih nekoliko godina. Upravo je to i bio razlog da se parametar izbora za Hrvatsku ocijeni na posredan način, uočavanjem determinanti izbora između inflacije i proizvodnje.

Tablica 1.
OSNOVNI PODACI O INFLACIJI, REALNOM I NOMINALNOM BDP-U
ZA 20 ZEMALJA I HRVATSKU, U RAZDOBLJU 1963-1994.

Zemlja	Razdoblje	Inflacija		Realni rast		Nominalni rast	
		Prosjek	St. dev.	Prosjek	St. dev.	Prosjek	St. dev.
Argentina	65-94	0.9176	0.87173	0.0228	0.04534	0.9404	0.84576
Austrija	65-94	0.0459	0.01712	0.0303	0.01911	0.0762	0.02631
Belgija	65-94	0.0487	0.02491	0.0273	0.02170	0.0760	0.03047
Brazil	63-93	0.9365	0.92686	0.0468	0.04730	0.9833	0.90135
Đanska	63-94	0.0652	0.02976	0.0264	0.02275	0.0916	0.03494
Finska	63-94	0.0737	0.03991	0.0288	0.03340	0.1025	0.05639
Francuska	65-94	0.0646	0.03383	0.0294	0.01873	0.0940	0.03718
Hrvatska	64-90	0.4292	0.58220	0.0294	0.04005	0.4585	0.53734
Italija	63-92	0.0980	0.05369	0.0335	0.03488	0.1316	0.05425
Japan	63-94	0.0438	0.03891	0.0510	0.03162	0.0948	0.05245
Kanada	63-94	0.0520	0.03111	0.0369	0.02444	0.0889	0.03934
Meksiko	63-93	0.2430	0.22209	0.0458	0.03570	0.2888	0.19941
Nizozemska	63-94	0.0459	0.03348	0.0332	0.02620	0.0792	0.04317
Njemačka	63-94	0.0382	0.01560	0.0277	0.02325	0.0659	0.02861
Peru	63-93	0.6697	0.94160	0.0223	0.05567	0.6919	0.90981
SAD	63-94	0.0495	0.02266	0.0284	0.02221	0.0779	0.02358
Španjolska	63-94	0.0997	0.04515	0.0359	0.02592	0.1357	0.04551
Švedska	63-94	0.0670	0.03177	0.0238	0.02589	0.0908	0.03349
Švicarska	63-94	0.0419	0.02169	0.0206	0.02461	0.0625	0.03229
Vel. Britanija	63-94	0.0772	0.04935	0.0223	0.02226	0.0995	0.04328

Izvor: Autorove kalkulacije na temelju podataka iz "International Financial Statistics Yearbook", (1993 i 1995). Podaci su godišnji. Stope rasta izračunate su kao razlike logaritama. Logaritam razine cijena dobiven je kao razlika logaritama nominalnog i realnog BDP-a, tj. $p = x - y$.

U tablici 1. nalazi se osnovna statistika za zemalje iz uzorka. Za svaku zemlju daje se prosjek i standardna devijacija stopa realnog rasta, inflacije i nominalnog rasta. Može su uočiti velika različitost makroekonomskog iskustva tih zemalja. Na primjer, Njemačka ima najnižu prosječnu stopu inflacije, oko 3.8 posto godišnje, dok Brazil i Argentina imaju stope inflacije čiji je prosjek za promatrano razdoblje viši od 90 posto godišnje. Hrvatska također ima visoku prosječnu stopu inflacije, 43 posto godišnje u razdoblju od 1964. do 1990. godine.

3.3. Ocjena parametra izbora između inflacije i proizvodnje

Ocjena parametra kratkoročnog izbora između inflacije i proizvodnje, τ , dobivena je ocjenom jednadžbe (7). Ocjene parametra τ , odgovarajuća t-vrijednost, kao i sumarna statistika ocjena za 20 zemalja i za Hrvatsku prikazani su u tablici 2. Jednadžba je za neke zemlje ocijenjena metodom običnih najmanjih kvadrata, a kod zemalja kod kojih je utvrđen problem autokorelacije prvog reda, ocjena je izvršena dvostupnim iterativnim Cochran-Orcuttovim postupkom (zemlje kod kojih je navedena ocjena parametra ρ). S obzirom da jednadžba (7) sadrži pomaknutu zavisnu varijablu kao objašnjavajuću varijablu, osim uobičajene Durbin-Watsonove statistike izračunata je i vrijednost Durbinove h statistike⁵.

Statistički testovi ocjene jednadžbe (7) prilično su dobri. \bar{R}^2 je kod gotovo svih zemalja blizak jedinici. F statistike su u svim slučajevima znatno veće od kritičnu vrijednosti. Vrijednosti Durbin-Watsonovog pokazatelja za većinu zemalja bliske su poželjnoj vrijednosti. Međutim, kod zemalja kod kojih se prišlo otklanjanju problema autokorelacije Cochran-Orkuttovim postupkom, Durbinova h statistika upućuje da problem možda nije do kraju uklonjen. Dobivene ocjene parametra τ u najvećem broju zemalja signifikantno se razlikuju od nule (za Brazil i Veliku Britaniju tek na razini signifikantnosti od 25 posto za dvostrani t-test). Parametar izbora za Hrvatsku nije signifikantan, što upućuje na potrebu njegovog ocjenjivanja (ili procjenjivanja) na neki drugi način.

⁵ Kada se ocjenjuje jednadžba koja sadrži pomaknutu zavisnu varijablu s desne strane, Durbin-Watsonova statistika je pristrana u smjeru poželjne vrijednosti 2. Prema tome DW statistika u tim modelima teže otkriva autokorelaciju prvog reda. Durbin je stoga predložio novi test, čija je upotreba opravdana kod velikih uzoraka:

$$h = \hat{\rho} * (N/1-N*V(b))^{1/2}$$

gdje je $\hat{\rho}$ koeficijent autokorelacije regresijskih reziduala, N je broj opažanja, V(b) je ocjena varijance parametra pomaknute zavisne varijable. Ako ne postoji autokorelacija, tj. $\rho=0$, h statistika slijedi standardiziranu normalnu distribuciju, tj. normalnu distribuciju sa sredinom nula i varijancom jedan. To znači da vrijednosti h statistike koje nisu veće od apsolutne vrijednosti 1.96 ukazuju na odsustvo autokorelacije prvog reda, uz razinu signifikantnosti 5 posto.

Teorijski modeli govore da bi vrijednosti parametra izbora, τ , trebale biti između nula i jedan. (Lucas, 1973; Ball, Mankiw i Romer, 1988). Očekivanja nisu u potpunosti potvrđena jer neke zemlje imaju negativne vrijednosti parametra. Međutim, te negativne vrijednosti nisu velike, što navodi na intuitivni zaključak da se kod ovih zemlja parametar izbora signifikantno ne razlikuje od nule. Veličina parametra izbora znatno varira od zemlje do zemlje. Najveću vrijednost poprima za SAD, 0.785.

Tablica 2.

**OCJENE PARAMETRA IZBORA IZMEĐU INFLACIJE I PROIZVODNJE
ZA 20 ZEMALJA I HRVATSKU, U RAZDOBLJU 1963-1994.**

Zemlja	τ - ocjena parametra	t-stat	\bar{R}^2	F	ρ	DW	h
Argentina	-0.0356	-4.376	0.9379	141.9	0	1.999	0.003
Austrija	0.7063	9.465	0.9988	7856.0	0.857	2.554	5.417
Belgija	0.6045	5.137	0.9960	2255.7	0.833	1.817	8.251
Brazil	-0.0235	-1.096	0.9902	912.5	0	1.594	1.184
Danska	0.7642	5.956	0.9964	2735.2	0.616	1.592	5.485
Finska	0.4945	5.242	0.9947	1832.3	0.438	1.869	2.855
Francuska	0.6293	6.329	0.9984	5785.7	0.701	1.364	5.372
Italija	0.3942	6.758	0.9983	5212.0	0.738	1.304	7.1259
Japan	0.3806	3.303	0.9984	6206.7	0.831	1.961	12.845
Kanada	0.6077	7.446	0.9986	6902.2	0.768	1.524	6.932
Meksiko	-0.0605	-1.832	0.9953	2054.7	0	1.579	1.202
Nizozemska	0.4534	3.654	0.9961	2564.4	0	1.832	0.479
Njemačka	0.7691	12.562	0.9989	8575.2	0.474	1.801	2.757
Peru	-0.0340	-2.841	0.9535	199.0	0	1.919	0.244
SAD	0.7853	8.293	0.9979	4496.9	0.759	1.690	5.663
Španjolska	0.4057	3.491	0.9976	4023.9	0.679	1.856	NC
Švedska	0.4188	4.013	0.9939	1588.5	0	1.810	0.899
Švicarska	0.7408	8.394	0.9958	2274.6	0.680	1.955	4.356
Vel. Britanija	0.1302	1.076	0.9896	925.1	0.533	1.595	NC
Hrvatska	0.0044	0.231	0.9904	863.4	0	1.526	1.3373

Izvor: Autorove ocjene jednadžbe 7. Prilikom ocjene korišteni su podaci iz "International Financial Statistics Yearbook" (1993, 1995.)

Napomena: Zavisna varijabla je logaritam realnog BDP-a, y_t . Parametar izbora između inflacije i proizvodnje, τ , je koeficijent uz promjenu nominalnog BDP-a, izraženu kao razliku logaritama, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$. NC znači da se pokazatelj nije mogao izračunati.

Za interpretaciju značenja parametra τ potrebno je razmotriti jednadžbu (7). Ako se rast nominalne potražnje (nominalnog BDP-a) u SAD-u poveća za jednu postotnu jedinicu, realna proizvodnja će se u prvoj godini povećati za približno 0.78 posto. Možda je potrebno pojasniti ovu interpretaciju, jer je ona kasnije posebno značajna na primjeru Hrvatske.

Moguća poteškoća kod razumijevanja vjerojatno proistječe iz toga što se s jedne strane pojavljuje stopa rasta, koja se povećava za jednu postotnu jedinicu, a s druge strane to dovodi do promjene koja se izražava u postocima. Malom preinakom jednadžbe (7) moguće je s obje strane jednadžbe dobiti stope rasta. Od lijeve i desne strane jednadžbe (7) oduzima se y_{t-1} . Time se dobiva:

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= C + \tau \Delta x_t + \lambda y_{t-1} - y_{t-1} + \gamma T, \text{ tj.} \\ \Delta y_t &= C + \tau \Delta x_t + (\lambda - 1) y_{t-1} + \gamma T. \end{aligned} \quad (8)$$

Razlike logaritma, Δy_t i Δx_t mogu se interpretirati kao stope rasta realnog, odnosno nominalnog BDP-a, koje se mogu izražavati u obliku postotaka. Stoga, ako stopu rasta nominalnog BDP-a povećamo za jednu jedinicu, tj. za jednu postotnu jedinicu, tada očekujemo, u slučaju SAD, da će u prvoj godini to rezultirati porastom stope rasta realnog BDP-a za 0.78 postotnih jedinica. Primjerice, neka je prije poduzimanja mjera za poticanje potražnje stopa rasta nominalnog BDP-a bila 5 posto, a stopa rasta realnog BDP-a 2.5 posto. Želi li se ubrzati realni rast, to se može pokušati poticanjem rasta nominalne potražnje, recimo ekspanzivnom monetarnom ili fiskalnom politikom. Tada bi se stopa rasta nominalnog BDP-a mogla povećati na 6 posto, što bi dovelo do prosječnog porasta realnog BDP-a za 0.78 postotnih jedinica u prvoj godini, tj. očekivani realni rast tada bi bio 3.28 posto. U osnovi ta je interpretacija identična onoj na temelju jednadžbe (7).

Osim Sjedinjenih Država, visoke vrijednosti parametra izbora, τ , iznad 0.7 imaju Danska, Njemačka, Švicarska i Austrija. Najmanje, čak i negativne vrijednosti parametra uočavaju se kod Argentine, Brazila,

Meksika i Perua⁶. To znači da promjene stope rasta nominalne potražnje u tim zemljama gotovo da neće imati utjecaja na realni BDP. Ako taj utjecaj i postoji, intuitivno promatrano, on bi mogao biti i negativan. Zbog, u prosjeku, nestabilne situacije u tim zemljama (velika varijabilnost nominalne potražnje i epizode visokih inflacija), na novi nominalni udar ekonomski subjekti odgovaraju trošeći sve više svoje energije i resursa na traženje mehanizama zaštite od nestabilnih uvjeta, zanemarujući proizvodnju.

3.4. Determinante parametra izbora - verzija I

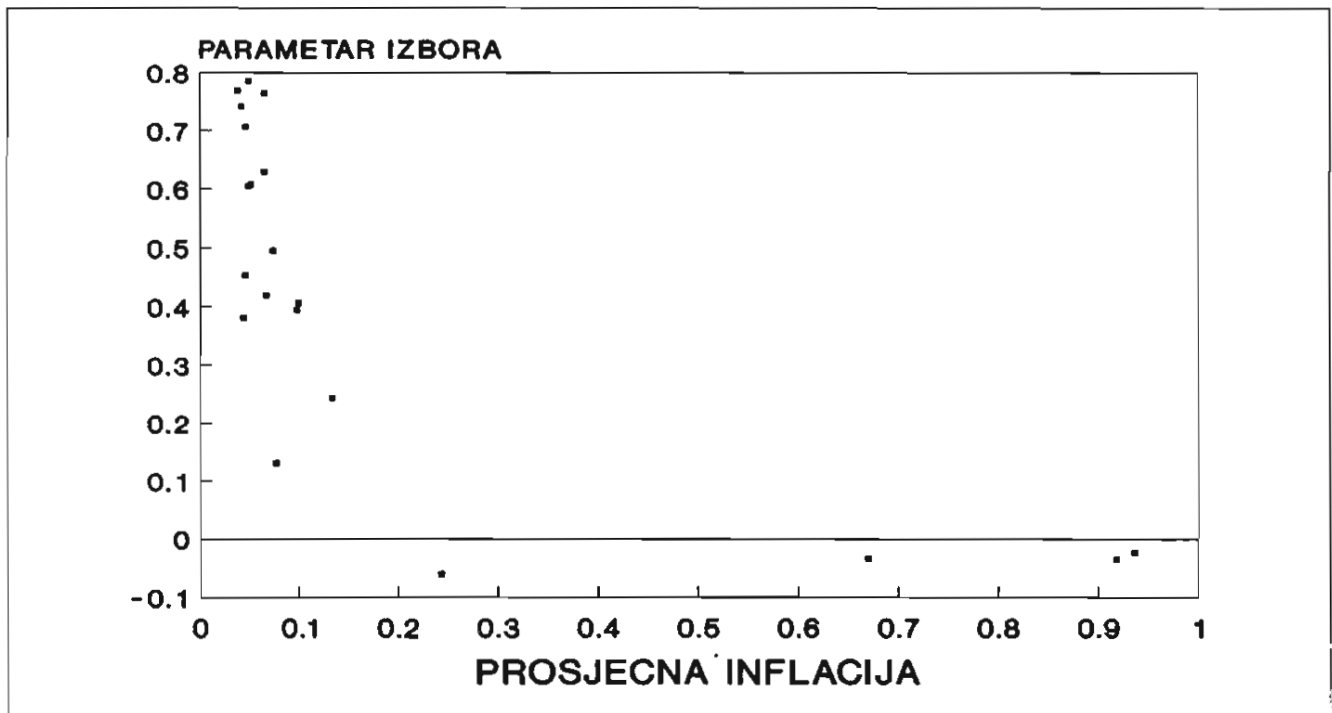
Osim same veličine parametra, zanimaju nas i determinante parametra izbora. Prema Lucasovom (1973) modelu trebali bismo očekivati da će parametar τ i varijanca stope promjene nominalne potražnje, σ_x^2 , biti negativno korelirani, da će varijanca promjene nominalne potražnje, σ_x^2 i varijanca stopa inflacije, σ_p^2 , biti pozitivno korelirane, te da će τ i varijanca stopa inflacije, σ_p^2 , biti negativno korelirani. U našem slučaju, korelacija između τ i σ_x^2 , te između τ i σ_p^2 je očekivano negativna i iznosi oko -0.7, dok je pozitivna korelacija između σ_x^2 i σ_p^2 vrlo jaka, čak 0.99. Njezinu visoku vrijednost mogli bismo pripisati i relativno malom uzorku zemalja⁷.

Teorijski model Balla, Mankiwa i Romera (1988) predviđa da bi τ trebao biti manji u zemljama gdje je varijabilnost nominalne potražnje velika, kao i u zemljama gdje je prosječna razina inflacije visoka. Na slikama 1. i 2. prikazan je odnos parametra izbora τ i prosječne razine inflacije $\bar{\pi}$, te odnos parametra τ i standardne devijacije promjena nominalne potražnje σ_x . Očekujemo negativnu vezu na obje te slike, što se i potvrđuje. Slika 1 ujedno pokazuje kako veza između prosječne inflacije i parametra izbora nije linearna.

⁶ Ball, Mankiw i Romer (1988) isto su tako dobili negativne vrijednosti parametra za ove zemlje.

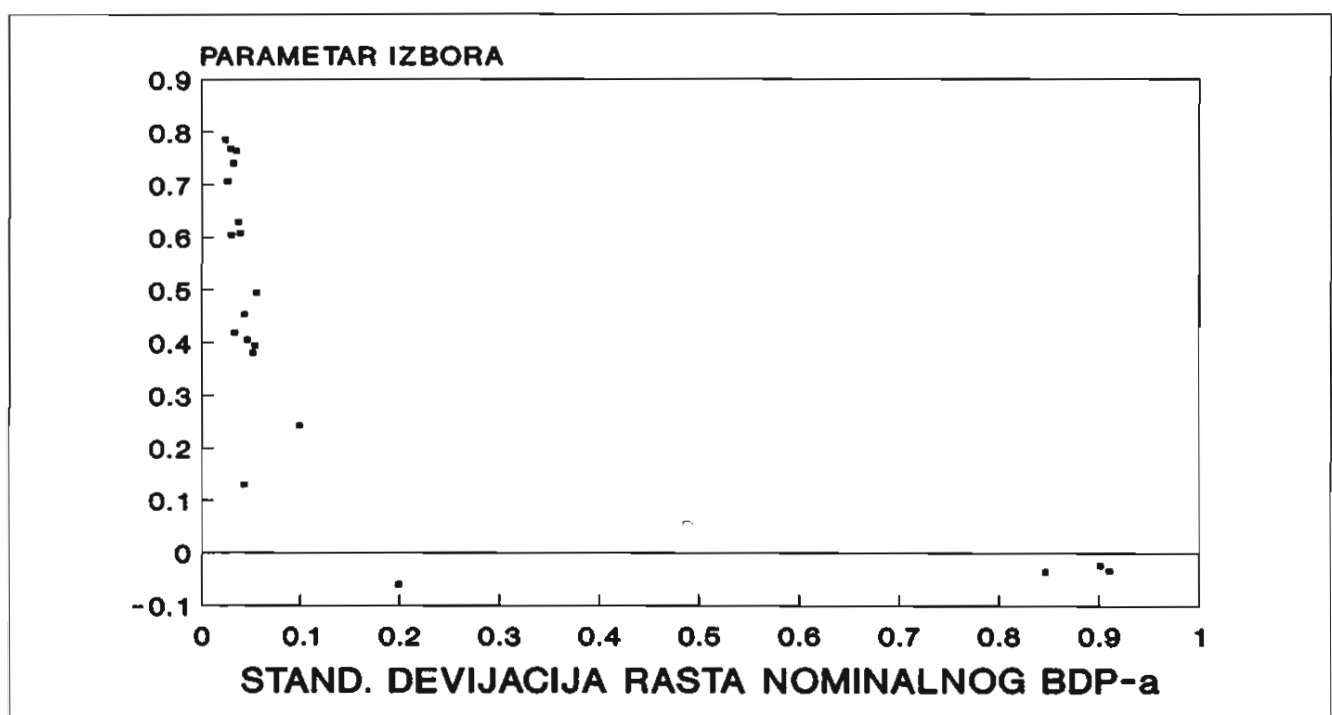
⁷ Froyen i Waud (1980) su dobili koeficijent 0.80.

Slika 1.
**PROSJEČNA INFLACIJA I PARAMETAR IZBORA
 IZMEĐU INFLACIJE I PROIZVODNJE**



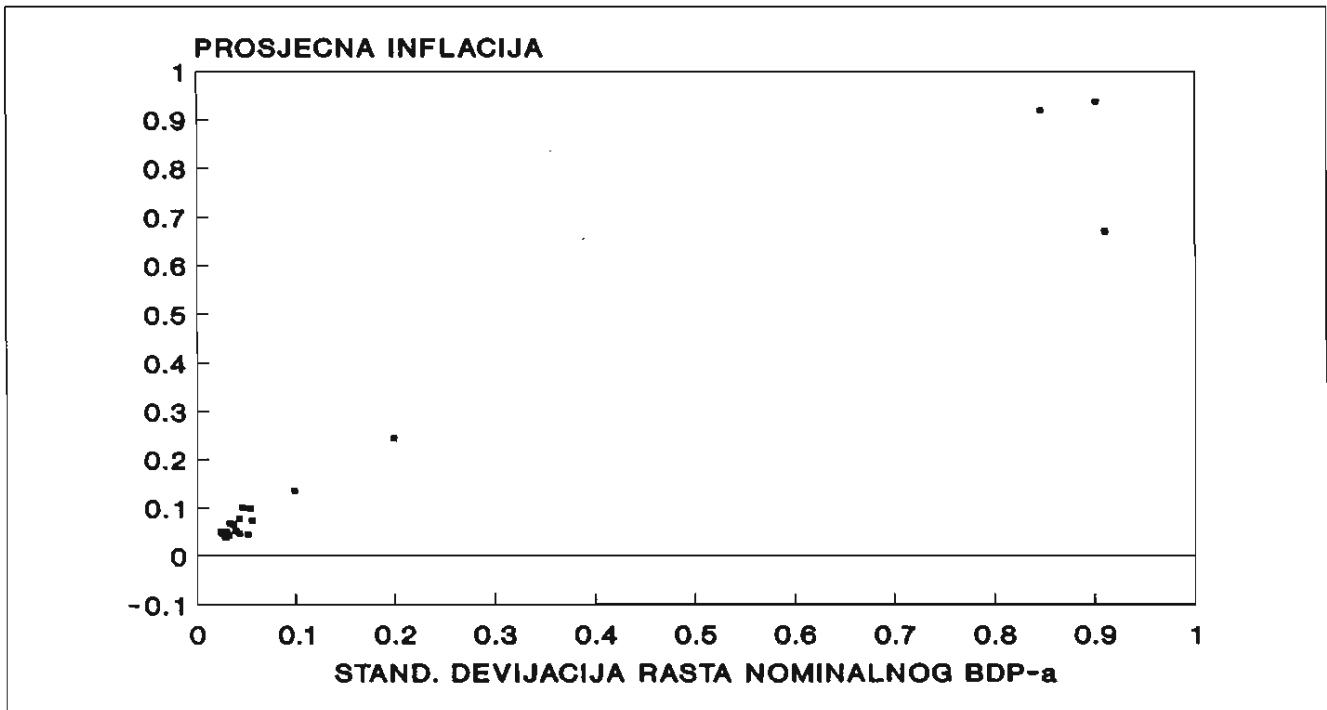
Izvor: Parametar izbora, τ , preuzet je iz tablice 2, a prosječna inflacija iz tablice 1.

Slika 2.
**VARIJABILNOST POTRAŽNJE I PARAMETRA
 IZBORA IZMEĐU INFLACIJE I PROIZVODNJE**



Izvor: Parametar izbora preuzet je iz tablice 2, a standardna devijacija rasta nominalnog BDP-a iz tablice 1.

Slika 3.
PROSJEČNA INFLACIJA I VARIJABILNOST POTRAŽNJE



Izvor: Tablica 1.

Porast stope inflacije, za recimo jednu postotnu jedinicu, kada je ona na nižim razinama, trebao bi imati veći učinak na pad τ nego kada već postoji visoka stopa inflacije.

Slika 3. prikazuje odnos prosječne inflacije i standardne devijacije stopa rasta nominalne potražnje (nominalnog BDP-a). Može se vidjeti da je veze između njih snažna i pozitivna. Zemlje s većem inflacijom obično imaju i nestabilniju agregatnu potražnju. Koeficijent korelacije između te dvije varijable za izabrani uzorak zemalja iznosi 0.98⁸. To ukazuje na moguće probleme multikolinearnosti u regresijskoj jednadžbi za τ , gdje bi se s desne strane jednadžbe trebale pojaviti i prosječna razina inflacije $\bar{\pi}$ i standardna devijacija promjena nominalne potražnje σ_x .

Upravo je analitičko oblikovanje veze između ocijenjenih vrijednosti parametra izbora τ , te njegovih pretpostavljenih determinanti, prosječne

⁸ Ball, Mankiw i Romer su na uzorku od 43 zemlje dobili korelaciju od 0.92.

razine inflacije $\bar{\pi}$ i standardne devijacije promjena nominalne potražnje σ_x , slijedeći značajni korak prema konačnoj procjeni parametra izbora za Hrvatsku. Teorija ne daje stroge naputke u pogledu funkcionalnog oblika veze. Ball, Mankiw i Romer sugeriraju da kao objašnjavajuće varijable u regresiju osim samih varijabli $\bar{\pi}$ i σ_x , uđu i njihovi kvadrati. Time bi se riješio problem nelinearnog oblika veze između τ i $\bar{\pi}$, te τ i σ_x . U skladu s teorijom "meni" troškova, i prosječna inflacija i standardna devijacija promjena nominalne potražnje trebale bi imati utjecaj na parametar τ . Štoviše, ako se nedvosmisleno pokaže da je prosječna inflacija značajna, a varijabilnost promjena nominalne potražnje nije, to bi bio argument za odbacivanje Lucasove teorije, koja govori da je samo varijabilnost promjena nominalne potražnje značajna. Testirajući sugerirani oblik veze dobiveni su rezultati koji su prikazani u tablici 3.

Ocjene jednadžbi (3.4) i (3.5) na prvi pogled daju prihvatljive rezultate. \bar{R}^2 su relativno visoki s obzirom na to da se radi o presjeku po zemljama. Prema t-veličinama ocjene parametara se signifikantno razlikuju od nule. Slične, relativno dobre ocjene u obje jednadžbe posljedica su jake korelacije među varijablama $\bar{\pi}$ i σ_x .

Razmotrimo, međutim, utjecaj jediničnog porasta prosječne stope inflacije na veličinu parametra τ , pri različitim razinama inflacije u jednadžbi (3.4). Sve dok je prosječana stopa inflacije ispod 0.6, svaki daljnji porast inflacije dovesti će do smanjenja vrijednosti parametra τ . To je očekivani rezultat. Kada je, međutim, prosječna stopa inflacije veća od 0.6, svaki porast stope inflacije dovest će do rasta vrijednosti τ . To očito protuslovi onome što nam govori teorija. Istina, u stvarosti postoji vrlo malo zemalja čiji je dugogodišnji prosjek inflacije veći od 0.6, ali one ipak postoje. U našem uzorku to su Argentina, Brazil i Peru. Osim toga, parametar τ poprima negativne vrijednosti već za stope inflacije preko 0.3, dok nam teorija govori da bi parametar izbora τ trebao poprimati vrijednosti između 0 i 1. Isti zaključci vrijede i za ocjenu jednadžbe (3.5).

Tablica 3.
**DETERMINANTE PARAMETRA IZBORA IZMEĐU INFLACIJE
 I PROIZVODNJE, VERZIJA I**

Neovisne varijable	Jednadžba					
	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5	3.6
Konstanta	0.561 (10.153)	0.541 (10.059)	0.558 (9.353)	0.735 (10.526)	0.750 (11.761)	0.807 (10.000)
Prosječna inflacija			-0.589 (-0.697)	-3.340 (-4.129)		-2.722 (-1.001)
Kvadrat prosječne inflacije				2.772 (3.247)		1.973 (1.158)
Stan. dev. rasta nominalnog BDP-a		-0.692 (-4.485)	-0.152 (-0.192)		-5.273 (-4.749)	-2.521 (-0.786)
Kvadrat stan. dev. rasta nominalnog BDP-a					4.945 (4.147)	2.874 (1.213)
Statistika:						
\bar{R}^2	0.514	0.501	0.487	0.683	0.738	0.731
Standardna greška ocjene	0.205	0.207	0.210	0.165	0.150	0.152
F vrijednost	21.12	20.11	10.01	21.43	27.71	13.92

Napomena: Zavisna varijabla je parametar izbora, τ , čije se ocjenjene vrijednosti nalaze u tablici 4. U zagradama su dane t-vrijednosti.

Jednadžba (3.6) je spoj prethodne dvije jednadžbe. Zbog snažne korelacije između $\bar{\pi}$ i σ_x imamo problem multikolinearnosti. Vrijednost \bar{R}^2 je visoka, a nijedna varijabla nije signifikantna. Međutim, uz određene pretpostavke, multikolineranost ne mora predstavljati poteškoću ako nam je cilj prognoziranje veličine zavisne varijable⁹. Rezultati simulacije različitih veličina $\bar{\pi}$ i σ_x daju slične rezultate kao i jednadžbe (3.4) i (3.5). Parametar τ već i za umjerene vrijednosti $\bar{\pi}$ i σ_x postaje negativan, a kod visokih vrijednosti $\bar{\pi}$ i σ_x , svaki njihov daljnji porast dovodi do rasta vrijednosti τ . Čini se da kvadratni funkcionalni oblik, barem za odabrani uzorak zemalja, ne daje poželjne rezultate.

⁹ Vidi Gujarati (1988, str. 307).

3.5. Determinante parametra izbora - verzija II

Lucasov model nudi nešto drugačiju specifikaciju veze između τ i σ_x^2 . Iz jednadžbe (4) može se vidjeti da bi parametar τ imao maksimalnu vrijednost od $\gamma/(1+\gamma)$ uz $\sigma_x^2=0$, i monotono bi opadao k nuli kada bi σ_x^2 težila u beskonačnost. Parametar τ time postaje funkcija recipročne vrijednosti varijance promjena nominalne potražnje σ_x^2 .

Na tragu tako teorijski specificirane veze, ocjenjena je veza između parametra izbora τ i recipročne vrijednosti **standardne devijacije**¹⁰ promjena nominalne potražnje σ_x . Pored toga ispitana je veza između τ i recipročne vrijednosti prosječne stope inflacije, te veza u kojoj se kao objašnjavajuće varijable nalaze istovremno recipročna vrijednost prosječne razine inflacije $\bar{\pi}$ i standardna devijacija promjene nominalne potražnje σ_x . Relevantna teorija govori da parametar izbora τ ne bi trebao biti negativan. Nenegativnost se može postići ocjenom recipročnih transformacija bez konstantnog člana. Stoga su dvije jednadžbe ocjenjene bez konstantnog člana. Rezultati su prikazani u tablici 4.

Iako je recipročnim transformacijama varijabli bilo moguće dobiti nenegativan τ , ili barem ne signifikantno različit od nule, bilo je nemoguće izbjeći vrlo visoke vrijednosti τ kada $\bar{\pi}$ i σ_x teže k nuli. Za utjehu, niti jedna zemlja iz našeg uzorka (kao niti kod Balla, Mankiwa i Romera) nema vrijednosti ovih varijabli ispod 0.03. Za vrijednosti od $\bar{\pi}$ i σ_x veće od 0.03 svaka regresijska jednadžba u tablici 4 ima ocjenu parametara τ manju od jedan (vidi, isto tako, tablicu 5).

Rezultati regresija s recipročnim transformacijama varijabli su zadovoljavajući. U odnosu na ocjenjene jednadžbe u tablici 3, vrijednosti \bar{R}^2 -i su više, a standardne greške ocjene manje. Ocjenjeni parametri su signifikantni i s očekivanim predznacima.

¹⁰ Ocjene sa standardnom devijacijom daju bolje rezultate od ocjene s varijancom.

Tablica 4.
**DETERMINANTE PARAMETRA IZBORA IZMEĐU
 INFLACIJE I PROIZVODNJE, VERZIJA II**

Neovisne varijable	Jednadžba				
	3.1	3.2	3.3	3.4	3.5
Konstanta	-0.0286 (-0.399)		-0.0453 (-0.806)		-0.0660 (-1.162)
Recipročna vrijednost prosječne inflacije	0.0314 (7.132)	0.0299 (14.399)			0.0098 (1.393)
Recipročna vrijednost standardne devijacije rasta nominalnog BDP-a			0.0215 (9.469)	0.0199 (18.042)	0.0160 (3.550)
Statistika:					
\bar{R}^2	0.724	0.736	0.824	0.827	0.832
Standardna greška ocjene	0.154	0.151	0.123	0.122	0.120
F vrijednost	50.87	NC	89.66	NC	48.14

Napomena: Zavisna varijabla je parametar izbora, τ , čije se ocijenjene vrijednosti nalaze u tablici 4. U zagradama se nalaze t-vrijednosti. NC znači da vrijednost nije moguće izračunati.

Kod ocjena jednadžbi bez konstantnog člana, (4.2) i (4.4), treba biti izuzetno oprezan zbog nekih nepoželjnih statističko-ekonometrijskih svojstava takvih modela (R^2 nije relevantan). Gujarati (1988) savjetuje da se, osim ako ne postoji vrlo jako a priori očekivanje, odnosno ako teorija izričito ne ukazuje na model bez konstantnog člana, koristi konvencionalni model s konstantnim članom. Mi ćemo paralelno koristiti ocjene s konstantnim članom i bez njega.

U jednadžbama (4.1) i (4.3) koje sadrže konstantni član, pokazuje se da je on statistički nesigantan (na razini signifikantnosti od 10 posto). Ocjenjene vrijednosti parametra τ za visoke $\bar{\pi}$ i σ_x postaju negativne. Taj donekle loš rezultat, koji nastaje zbog negativne konstante, mogli bismo opravdati interpretacijom konstante na način da ona mjeri prosječan utjecaj na τ svih ostalih varijabli koje su ispuštene iz regresijskog modela.

Uz jednadžbu (4.5) povezan je problem multikolinearnosti. Zato je t-vrijednost uz recipročnu vrijednost varijabe $\bar{\pi}$ nešto niža, ali ipak signifikantna na razini signifikantnosti od 10 posto. Ako se model koristi u prognostičke svrhe, multikolinearnost ne mora biti ozbiljan problem. Pretpostavka je da se veza između koreliranih varijabli neće mijenjati u narednom razdoblju. Ocjenom veze između koreliranih varijabli $\bar{\pi}$ i σ_x , u našem je slučaju dobiveno (s t-vrijednostima u zagradi):¹¹

$$\sigma_x = -0.0229 + 1.0478\bar{\pi}. \quad (9)$$

(-1.35) (21.00) $R^2 = 0.96$

Vidi se da su, grubo govoreći, vrijednosti standardne devijacije promjena nominalnog BDP-a u prosjeku tek nešto veće od razine inflacije. To se, isto tako, može vidjeti i usporedbom tih vrijednosti prikazanih u tablici 3. Stoga ako pretpostavimo da će se ovaj odnos zadržati, moguće je jednadžbu (4.5) koristiti u prognostičke svrhe. To je svojstvo iskorišteno nešto kasnije kod predviđanja učinaka različitih razina inflacije na parametar izbora (vidjeti tablicu 5). Jednadžba (4.5) dovodi nas do još jednog zanimljivog zaključka. Iako upitne signifikantnosti, koeficijent uz prosječnu stopu inflacije manji je od koeficijenta uz standardnu devijaciju rasta nominalnog BDP-a, mada obje varijable za sve zemlje poprimaju približno iste vrijednosti. Stoga nas ta jednadžba upućuje na zaključak da varijabilnost nominalne potražnje ima veći utjecaj na realne učinke promjena rasta nominalne potražnje nego što to ima prosječna razina inflacije.

Međutim, prosječna razina inflacije bliža je intuitivnom poimanju nestabilnosti gospodarstva nego varijabilnost potražnje. Stoga se čini korisnim promotriti kakve ocjene parametra izbora između inflacije i proizvodnje daju različite stope inflacije u nekoliko regresijskih jednadžbi. Rezultati su dani u tablici 5.

¹¹ Napominjemo da ovo nije prava regresijska jednadžba jer je cilj jednadžbe pokazati korelaciju između varijabli. Smjer utjecaja, odnosno određenje, koja je varijabla zavisna, a koja nezavisna u ovom slučaju nije važan.

Tablica 5.
**PROGNOSTIČKE VRIJEDNOSTI PARAMETRA IZBORA
 IZMEĐU INFLACIJE I PROIZVODNJE PRI RAZLIČITIM
 STOPAMA INFLACIJE**

Prosječna stopa inflacije (%)	Jednadžba		
	4.1	4.2	4.5
3	1.018	0.997	0.794
5	0.599	0.598	0.450
8	0.364	0.374	0.257
10	0.285	0.299	0.192
15	0.181	0.199	0.106
20	0.128	0.150	0.063
30	0.076	0.100	0.020
50	0.034	0.060	-0.014
100	0.003	0.030	-0.040

Izvor: Autorove kalkulacije na temelju regresijskih jednadžbi iz tablice 4.

Napomena: Izračunate vrijednosti za jednadžbu 4.5 dobivene su uz pretpostavku da standardna devijacija rasta nominalnog BDP-a, σ_x , poprima iste vrijednosti kao i inflacija. Opravdanje za takvu pretpostavku vidjeti u tekstu, uz obrazloženje jednadžbe (8).

Za nisku stopu inflacije, recimo do 5 posto, rezultirajuća veličina parametra izbora je vrlo visoka. Nakon toga njegove vrijednosti ubrzano opadaju, da bi za stope inflacije preko 30 posto godišnje, one bile vrlo blizu nule. Razmjerno male razlike u veličini parametara na višim razinama inflacije govore da je značajno smanjenje visokih stopa inflacije moguće uz razmjerno male troškove pada proizvodnje, no eliminiranje inflacije vjerojatno bi bilo povezano sa velikim padom proizvodnje.

3.6. Ocjena parametra izbora za Hrvatsku

Jednadžbe iz tablice 4 mogu se koristiti za ocjenu parametra izbora između inflacije i proizvodnje za Hrvatsku. Potrebno je pronaći razinu inflacije odnosno standardnu devijaciju promjena nominalnog BDP-a za Hrvatsku, za koje očekujemo da utječu na veličinu parametra izbora τ .

Za 20 zemalja iz uzorka to su bile njihove prosječne vrijednosti u proteklih 30-tak godina. Prethodno je objašnjeno zašto isto to nije uputno napraviti za Hrvatsku. Osim toga, takav je pokušaj pri ocjeni jednadžbe (7) doveo do nesignifikantne ocjene parametra izbora τ ¹². Stoga će se rješenje tražiti na temelju podataka za posljednjih pet godina. Izvor podataka o razini nominalnog i realnog BDP-a za Hrvatsku jesu procjene Državnog zavoda za makroekonomske analize i prognoze¹³.

Ključno je pitanje kako izračunati varijancu rasta nominalne proizvodnje i prosječnu stopu inflacije koje bi bile relevantne za ocjenu parametra izbora za Hrvatsku u ovom trenutku? Odgovor nije jednostavan, a upravo će to biti temelj za određivanju veličine parametra izbora za Hrvatsku. Osnovni je problem odrediti čime se rukovode ekonomski subjekti pri donošenju svojih odluka o cijenama i količinama proizvodnje. Tri su osnovne mogućnosti u tom slučaju. Prvo, uzeti prosječne vrijednosti $\bar{\pi}$ i/ili σ_x za, recimo, proteklih pet godina, tj. pretpostaviti da se odluke donose isključivo na temelju proteklog iskustva. Drugo, uzeti očekivane vrijednosti tih varijabli za naredno razdoblje. To bi značilo da se odluke donose okrećući se budućnosti, zaboravljajući prošlost. Treće, može se uzeti neka kombinacija prva dva pristupa. Rezultati su prikazani u tablici 6.

U prvom se slučaju pretpostavlja da će reakcija ekonomskih subjekata na porast nominalne potražnje u potpunosti ovisiti o njihovom prethodnom iskustvu. Kako je proteklo razdoblje u Hrvatskoj bilo izuzetno nestabilno, s epizodom visoke inflacije u 1993. godini, i padom BDP-a od 1990. do 1993. godine, $\bar{\pi}$ i σ_x će poprimiti vrlo visoke vrijednosti. Prosječna stopa

¹² Osim za razdoblje 1964-1990, jednadžbe (7) ocijenjena je za Hrvatsku i za razdoblje 1964-1988, ne bi li se izbjeglo razdoblje hiperinflacije iz 1989. godine. Parametar izbora τ i dalje je bio nesignifikantan.

¹³ Za razdoblje od 1990. do 1994. godine podaci su objavljeni u Crnogorac i Marin (1995, tablice 1 i 11), a za 1995. godinu radi se o prethodnim, još neobjavljenim podacima. Zahvaljujem Žarku Miljenoviću što mi je omogućio korištenje tih podataka.

inflacije¹⁴ u proteklih pet godina bila je 120 posto, dok je standardna devijacija rasta nominalnog BDP-a bila 98 posto. Kada se obje ove vrijednosti uvrste u jednadžbu (4.5), dobiva se vrijednost od τ od -0.041. Uvrštavanjem vrijednosti za $\bar{\pi}$ i σ_x u ostale jednadžbe iz tablice 4 dobivaju se vrijednosti za τ koje su isto tako vrlo blizu nuli. Vrijednosti za τ koje su blizu nula znače da bilo kakvo povećanje prosječne godišnje stope rasta nominalnog BDP-a ne bi uopće utjecalo na rast realne proizvodnje u prvoj godini. Cjelokupno povećanje nominalnog BDP-a prelilo bi se u cijene.

Tablica 6.
**PROGNOSTIČKE VRIJEDNOSTI PARAMETRA IZBORA
IZMEĐU INFLACIJE I PROIZVODNJE ZA HRVATSKU**

Način reakcije ekonomskih subjekata	Relevantne vrijednosti (%)		Jednadžba		
	$\bar{\pi}$	σ_x	4.1	4.2	4.5
Pogled unazad	120	98	-0.002	0.025	-0.041
Pogled unaprijed					
- verzija A	3.7	-	0.820	0.808	-
- Verzija B	8.0	-	0.364	0.374	-
Mješoviti pristup	27.6	-	0.085	0.108	-

Izvor: Autorove kalkulacije na temelju regresijskih jednadžbi iz tablice 4.

Napomena: Objašnjenje vrijednosti za $\bar{\pi}$ i σ_x korištenih za kalkulacije nalazi se tekstu. $\bar{\pi}$ je prosječna razina inflacije, a σ_x je standardna devijacija rasta nominalnog BDP-a.

Da li se odluka ekonomskih subjekata da na porast potražnje odgovore povećanjem proizvodnje, ili povećanjem cijena, doista temelji isključivo na proteklom iskustvu? Nekoliko stvari govori u prilog pozitivnom odgovoru i opravdava korištenje vrijednosti inflacije i varijacije potražnje izračunatih na temelju podataka iz prijašnjih godina. Naime, ekonomski

¹⁴ Podsjećamo da se kao stopa inflacije uzima deflator BDP-a i da je stopa inflacije dobivena kao razlika logaritama razine cijena.

su subjekti u proteklom nestabilnom razdoblju naučili razmišljati u realnim terminima. U gospodarstvu jedva da postoje dugoročni ugovori o cijeni proizvoda ili cijeni rada. Većina ugovora je kratkoročna i na neki su način indeksirani. Povjerenje u dugoročnu stabilnost gospodarstva još nije izgrađeno. Ekonomski subjekti zasigurno vrlo pažljivo osluškuju sve signale (prije svega kretanje tečaja i plaća) i na temelju njih će vrlo **brzo** korigirati svoje cjenovne odluke. Mogli bismo reći da su cijene u tom slučaju vrlo fleksibilne i da bi na šokove nominalne potražnje ekonomski subjekti mogli vrlo brzo odgovoriti, više promjenom cijena, a manje realne proizvodnje. Ipak, teško je vjerovati da je to jedini način razmišljanja ekonomskih subjekata.

U drugom slučaju smatramo da ekonomski subjekti gledaju samo unaprijed. Oni uočavaju stabilnost gospodarstva i vjeruju u proklamiranu politiku stabilnosti. Eventualni porast potražnje oni smatraju realnim efektom, a ne efektom iznenadnog porasta nominalne potražnje i na njega odgovaraju porastom proizvodnje. U tom bi slučaju parametar izbora bio povoljan, tj. vrlo visok.

U jednoj od mogućih varijanti za hrvatski slučaj (varijanta A), ekonomski subjekti vjeruju da je službeni podatak o porastu cijena na malo u 1995. godini od 3.7% relevantan za čitavo gospodarstvo. Ako ovu vrijednost uvrstimo u regresijske jednadžbe (4.1) i (4.2) dobit ćemo vrijednosti za τ od 0.82, odnosno 0.81. To znači da bi na povećanje stope rasta nominalnog BDP-a od jednog postotnog poena, ekonomski subjekti u Hrvatskoj u prvoj godini reagirali prosječnim povećanjem realnog BDP-a od oko 0.8 posto.

Čak i ako prihvatimo činjenicu da će ekonomski subjekti svoje odluke donositi isključivo na temelju kretanja inflacije u prethodnoj godini, ovaj rezultat se ne čini realnim. Naime, stopa inflacije mjerena deflatorom BDP-a u 1995. godini je iznosila približno 8 posto¹⁵, a za gospodarstvo

¹⁵ Dosad neobjavljena procjena Državnog zavoda za makroekonomske analize i prognoze.

u cjelini upravo je deflator BDP-a najbolja mjera inflacije. Treba vjerovati da su ekonomski subjekti u svom poslovanju uočili takav opći porast cijena. Stoga u drugoj varijanti (B), uz inflaciju od 8%, parametar izbora u jednadžbi (4.1) i (4.2) poprima vrijednosti 0.36, odnosno 0.37. To znači da bi porast prosječne stope rasta nominalnog BDP-a za jednu postotnu jedinicu, u prvoj godini mogao dovesti do realnog rasta BDP-a od oko 0.36 posto.

U posljednjoj varijanti zamišljamo ekonomskog agenta koji uočava stabilno okruženje, ali ne zaboravlja proteklo iskustvo visoke inflacije. On na neki način ponderira svoje proteklo loše iskustvo i očekivanu stabilnost u budućnosti. Pretpostavimo da pamti stope inflacije iz 1994. i 1995. godine i očekuje inflaciju od 5% u 1996. godini (deflator BDP-a koji se često koristi u brojnim projekcijama državnih ministarstava). Aritmetička sredina ovih triju stopa inflacija daje prosječnu stopu od 27.6%. To je dakle neka vrsta trogodišnjeg pomičnog prosjeka inflacije u 1995. godini, gdje se za narednu godinu uzima očekivana stopa inflacije. U tom slučaju parametra τ poprima vrijednosti od 0.085 (jednadžba 4.1) odnosno 0.108 (jednadžba 4.2). To bi značilo da dodatni porast stope rasta nominalnog BDP-a za jednu postotnu jedinicu dovodi u prvoj godini do rasta realne proizvodnje za približno 1/10 posto.

Čini nam se da prave vrijednosti parametra izbora između inflacije i realne proizvodnje u Hrvatskoj danas treba tražiti upravo u okolini ove posljednje varijante. Ako je tome tako, tada bi ekonomska politika koja bi imala za cilj povećanje nominalne potražnje (npr. putem porasta novčane mase) ostvarila tek marginalne efekte na rast realne proizvodnje. I to u prvoj godini kada se očekuju najveći efekti. Netko bi mogao reći da će kumulativni efekti nakon nekoliko godina biti znatni. Iako ne postoje usuglašeni stavovi o dugoročnim učincima politike upravljanja nominalnom potražnjom, čini se da je situacija jasnija kada je u pitanju poticanje potražnje rastom novčane mase. Većina ekonomista ipak se slaže da je novac dugoročno neutralan. U tom bi slučaju ubrzo nakon početnog porasta proizvodnje, mogli očekivati da će se inflacija ubrzati i time smanjivati preostali dio kolača za realni rast. Ubrzanje inflacije zahtijevat će tada mjere za njeno suzbijanje, što najčešće vodi redukciji

stopa realnog rasta. U prosjeku, stope rasta realne proizvodnje neće biti ništa drugačije nego su bile prije poduzimanja mjera dodatne monetarne ekspanzije.

4. UMJESTO ZAKLJUČKA - MOGUĆA POBOLJŠANJA MODELA

Ocjena parametra izbora za pojedine zemlje uobičajeno se radi ocjenom regresijske jednadžbe istovjetne ili slične jednadžbi (7). Međutim ocjena takve jednadžbe nije bez zamjerki. Najznačanija je zamjerka (vidjeti Akerlof, Rose, Yellen, 1988) da se parametar izbora, τ , tretira kao konstanta, iako sve upućuje na to da bi on mogao varirati s vremenom. Ako τ za svaku zemlju ovisi o razini inflacije i promjenljivosti rasta nominalnog BDP-a, a te dvije veličine zasigurno nisu konstantne tijekom promatranog razdoblja, tada niti sam parametar τ nije konstanta. Djelomično rješenje ovog problema moglo bi biti da se promatrano razdoblje, u ovom slučaju od 1963. do 1994. godine razbije na nekoliko podrazdoblja, za koja se smatra da su opći ekonomski uvjeti nepromijenjeni. Isto tako, moglo bi se determinante parametra izbora unijeti izravno u jednadžbu (7) (vidjeti DeFina, 1991), te tada ocjeniti jednadžbu. Kako parametar izbora alternativno možemo protumačiti kao nagib kratoročne Phillipsove krivulje, to nam otvara čitav niz mogućih drugačijih specifikacija jednadžbe (7) (za ocjenu nagiba Phillipsove krivulje vidjeti npr. Grubb, Jackman i Layard, 1983).

Ocjena regresije između τ te $\bar{\pi}$ i σ_x čini se da jako ovisi o uzorku zemalja i o razdoblju koje je uključeno u analizu¹⁶. Stoga bi bilo dobro što je moguće više proširiti listu zemalja. Uzme li se u obzir i već predložena podjela na podrazdoblja, time bi se mogla dobiti točnija specifikacija i ocjena determinanti izbora između inflacije i proizvodnje. Bilo bi dobro, isto tako, ispitati kako se ocjena parametra izbora ponaša uzmu li se u obzir, umjesto godišnjih, tromjesečni podaci o kretanju nominalnog i realnog BDP-a.

¹⁶ Usporedite, npr. rezultate iz ovog rada i Ball, Mankiew i Romer (1988).

Bez obzira na moguća poboljšanja, čini nam se da izvedena analiza parametra izbora opravdava trud, i da su rezultati zanimljivi. Poboljšanja bi svakako donijela preciznije ocjene, ali nije sigurno da bi izmijenila i osnovne zaključke analize.

LITERATURA

Akerlof, George, Andrew Rose i Janet Yellen, 1988. "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off. Comments nad Discussion." **Brookings Papers on Economic Activity**, 19, br.1: str. 66-75.

Babić, Mate, 1995. **Makroekonomija**, 8. izdanje, MATE, Zagreb.

Ball, Laurence, N. Gregory Mankiw i David Romer, 1988. "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off.", **Brookings Papers on Economic Activity**, 19, br.1: str. 1-65.

Crnogorac, Milenka i Dušica Marin, 1995. "Ocjena bruto domaćeg proizvoda (Gross Domestic Product) Republike Hrvatske za razdoblje od 1990. do 1994. godine." **Privredna kretanja i ekonomska politika**, 41, srpanj: str. 25-72.

DeFina, Robert H., 1991. "International Evidence on a New Keynesian Theory of the Output-Inflation Trade-off." **Journal of Money, Credit, and Banking**, 23, 3 (kolovoz): str. 410-422.

Državni zavod za statistiku Republike Hrvatske, Statistički ljetopis Republike Hrvatske, različita godišta.

Friedman, Milton, 1968. "The Role of Monetary Policy." **American Economic Review**, 58, 1 (ožujak): str. 1-17.

Froyen, Richard T. i Roger N Waud, 1980. "Further International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs." **American Economic Review**, 70, 3 (lipanj): str. 409-421.

Grubb, Dennis, Richard Jackman i Richard Layard, 1983. "Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries." **European Economic Review**, 21, (ožujak-travanj): str. 11-39.

Gurajati, Domodar N., 1988. **Basic Econometrics**, McGraw-Hill, New York.

International Monetary Fund, 1993, 1995. International Financial Statistics Yearbook.

Lipsey, R. G., 1960. "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change in Money Wage Rates: a Further analysis" **Economica**, 27, veljača: str. 1-31.

Lucas, Robert E. Jr., 1973. "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs"

American Economic Review, 63, 3 (lipanj): str. 326-334.

Phelps, Edmund S., 1967. "Phillips Curve, Expectation of Inflation, and Optimal Unemployment Over Time." **Economica**, 34, kolovoz: str. 254-281.

Phillips, A. W., 1958. "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change in Money Wage Rates in the United Kingdom 1861-1957." **Economica**, 25, studeni: str. 283-299.

Schultze, Charles L., 1984. "Cross-Country and Cross-Temporal Differences in Inflation Responsiveness." **American Economic Review**, 74, 2 (svibanj, **Papers and Proceedings**, 1983): str.160-165.

Šonje, Velimir, 1993. "Varijacije relativnih cijena i količina u hrvatskoj industriji u uvjetima visoke inflacije." **Privredna kretanja i ekonomska politika**, 23, (kolovoz): str. 45-69.