

OCJENA BALASSA-SAMUELSONOVA UČINKA U HRVATSKOJ¹

Josip FUNDA
Hrvatska narodna banka, Zagreb

Gorana LUKINIĆ
Hrvatska narodna banka, Zagreb

Igor LJUBAJ
Hrvatska narodna banka, Zagreb

Izvorni znanstveni članak*

UDK: 336.748

JEL: E31, F31

Sažetak

Osnovni cilj rada jest pokušati ocijeniti značajnost Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj te kvantificirati njegovo djelovanje na inflaciju i realni tečaj kune prema euru. Razlikom u rastu relativne proizvodnosti u sektoru razmjenjivih dobara između zemlje i inozemstva u novije se vrijeme često objašnjava realna aprecijacija valuta zemalja srednje i istočne Europe prema euru, kao i više stope inflacije u spomenutim zemljama u usporedbi s eurozonom. Budući da su sve nove članice EU obvezne uvesti euro kao nacionalnu valutu, jak Balassa-Samuelsonov učinak, povezan s realnom konvergencijom, mogao bi otežati nominalnu konvergenciju i ispunjavanje kriterija potrebnih za uvođenje eura. Osnovni je zaključak rada kako u razdoblju od prvog tromjesečja 1998. do trećeg tromjesečja 2006. Balassa-Samuelsonov učinak u Hrvatskoj nije bio statistički signifikantan pa, sukladno tome, taj učinak ne bi trebao biti problem u zadovoljavanju kriterija konvergencije.

Ključne riječi: Balassa-Samuelsonov učinak, razmjenjiva i nerazmjenjiva dobra, relativne cijene, proizvodnost, inflacija, realni tečaj, Hrvatska

1. Uvod

Nakon početne liberalizacije cijena, makroekonomska kretanja u većini zemalja srednje i istočne Europe tijekom posljednjih petnaestak godina bila su, među ostalim, obi-

* Primljeno (*Received*): 1.6.2007.

Prihvaćeno (*Accepted*): 23.11.2007.

¹ Stajališta iznesena u radu osobna su stajališta autora i ne odražavaju nužno stajališta institucije u kojoj su zaposleni. Autori posebno zahvaljuju anonimnim recenzentima te Evanu Kraftu, Ljubinku Jankovu, Vedranu Šošiću, Maji Bukovšak i Ivi Krznaru na korisnim komentarima i prijedlozima.

lježena inflacijom višom od prosjeka eurozone te dugoročnim trendom realne, a u nekim slučajevima i nominalne aprecijacije tečaja domaće valute. Pritom se često kao jedan od glavnih uzroka takvih kretanja izdvaja Balassa-Samuelsonov učinak, odnosno razlika u rastu proizvodnosti između sektora razmjenjivih dobara (engl. *tradables*) i sektora nerazmjenjivih dobara (engl. *nontradables*) u zemlji u usporedbi s inozemstvom. Naime, sukladno Balassa-Samuelsonovu učinku, ako je u odabranoj tranzicijskoj zemlji razlika u rastu proizvodnosti između sektora razmjenjivih i sektora nerazmjenjivih dobara veća nego, primjerice, u eurozoni, u tranzicijskoj će zemlji relativne cijene nerazmjenjivih dobara brže rasti. To će se u sustavu fiksnog tečaja odraziti na brži rast ukupne razine cijena, a u sustavu fluktuirajućeg tečaja na kombinaciju više stope inflacije i aprecijacije nominalnog tečaja domaće valute prema euru. U oba slučaja realni će tečaj posljedično aprecirati.

Tranzicijske su zemlje otvaranjem svojih granica prema inozemstvu početkom 1990-ih zabilježile snažan tehnološki napredak, koji je rezultirao bržim rastom proizvodnosti nego u razvijenijim zemljama eurozone. Pri tome je rast proizvodnosti ostvaren u sektoru razmjenjivih dobara bio viši nego u sektoru nerazmjenjivih dobara. Međutim, razina proizvodnosti u tranzicijskim zemljama i dalje je znatno niža od one u razvijenim zemljama pa je razumno očekivati da će se proces realne konvergencije nastaviti. Stoga postoji osobito veliko zanimanje za istraživanjem Balassa-Samuelsonova učinka u novim članicama EU. Naime, te su zemlje nakon ispunjavanja tzv. kriterija konvergencije definiranih Ugovorom iz Maastrichta obvezne uvesti euro kao nacionalnu valutu, odnosno postati punopravnim članicama Ekonomske i Monetarne unije. Budući da se jedan od kriterija odnosi na postizanje visokog stupnja stabilnosti cijena, pojavila se bojazan kako bi jaki Balassa-Samuelsonov učinak, povezan s realnom konvergencijom, mogao otežati nominalnu konvergenciju i odgoditi uvođenje jedinstvene valute. Do toga bi moglo doći ako bi Balassa-Samuelsonov učinak iznosio više od 1,5 postotnih bodova godišnje, koliko je prema Ugovoru iz Maastrichta dopušteno odstupanje stope inflacije u zemlji koja je kandidat za eurozonu od prosječne inflacije u tri zemlje EU s najnižom inflacijom.

Od 1998. do 2006. godine u Hrvatskoj je, kao i u zemljama usporedivih značajki, rast relativne proizvodnosti bio brži nego u eurozoni. S druge strane, nakon provedenog Stabilizacijskog programa u prvoj polovici 1990-ih, inflacija je u Hrvatskoj bila niska i relativno stabilna, pa je i razlika u stopama inflacije u odnosu prema eurozoni bila znatno manja nego u drugim tranzicijskim zemljama. Čimbenici koji su najviše pridonijeli niskoj inflaciji bili su stabilan nominalni tečaj, vanjskotrgovinska liberalizacija, jaka konkurencija u trgovini na malo nakon ulaska velikih trgovačkih lanaca na domaće tržište početkom 2000-ih te umjereni rast nominalnih plaća. Zahvaljujući razmjerno stabilnom nominalnom tečaju i relativno maloj razlici u inflaciji u odnosu prema eurozoni, promjene realnog tečaja nisu bile velike kao u ostalim zemljama srednje i istočne Europe. Unatoč tome, ispitivanje Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj važno je zbog procesa pridruživanja Uniji i ulaska u eurozonu. Hrvatska, naime, u 2005. ni u 2006. godini nije zadovoljila već spomenuti kriterij stabilnosti cijena pa se nameće pitanje koliko je tome pridonio Balassa-Samuelsonov učinak i bi li on mogao otežati proces prihvaćanja eura kao nacionalne valute u Hrvatskoj.

Stoga je osnovni cilj ovoga rada pokušati ocijeniti značajnost Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj te kvantificirati njegovo djelovanje na inflaciju i realni tečaj. Na počet-

ku rada daje se teorijski okvir Balassa-Samuelsonova učinka na temelju kojega se izvodi jednostavan model. Nakon toga slijedi kratak pregled rezultata empirijskih istraživanja vezanih za Balassa-Samuelsonov učinak u zemljama srednje i istočne Europe. Zatim slijedi opis podataka relevantnih za ispitivanje Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj i njegova ekonometrijska ocjena. Na temelju toga daju se zaključna razmatranja.

2. Teorijski okvir²

Balassa (1964) i Samuelson (1964) upozorili su na nedostatke apsolutne verzije pariteta kupovne moći (PPP) kao teorije određivanja tečaja valuta.³ Identificirali su razliku u rastu proizvodnosti između sektora međunarodno razmjenjivih i sektora međunarodno nerazmjenjivih dobara koja unosi sustavnu pristranost u odnos relativnih cijena i realnih tečajeva. Tako model, koji je prema njima i dobio naziv Balassa-Samuelsonov model, govori da će brži rast proizvodnosti u sektoru razmjenjivih dobara u odnosu prema sektoru nerazmjenjivih dobara nekoga gospodarstva s obzirom na inozemstvo dovesti do bržeg rasta domaćih cijena, što će ujedno rezultirati i aprecijacijom realnog tečaja valute te zemlje. Naime, rast proizvodnosti u sektoru razmjenjivih dobara utječe na rast nadnica u tom sektoru, a zbog mobilnosti rada među sektorima nadnice se povećavaju i u sektoru nerazmjenjivih dobara. Kako bi proizvođači u sektoru nerazmjenjivih dobara mogli platiti više nadnice, oni podižu cijene svojih proizvoda, zbog čega raste opća razina cijena u gospodarstvu.

Balassa-Samuelsonov učinak prikazuje se primjenom tradicionalnog modela s dvije zemlje u kojima postoje dva sektora: sektor međunarodno razmjenjivih (T) i sektor međunarodno nerazmjenjivih dobara (NT). Model se temelji na četiri pretpostavke: 1. apsolutni PPP vrijedi samo za razmjenjiva dobra; 2. nadnice u sektoru razmjenjivih dobara određene su proizvodnošću rada u tom sektoru; 3. rad je savršeno mobilan unutar zemlje, ali ne i među zemljama, što pridonosi izjednačavanju nadnica u sektorima, ili barem zadržavanju omjera nadnica konstantnim i 4. kapital je savršeno mobilan unutar zemlje i među zemljama.

Kako bi se formalizirao model, opća razina cijena izražava se kao ponderirani prosjek cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara:

$$P = P_T^\alpha P_{NT}^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$P^* = P_T^{*\alpha} P_{NT}^{*1-\alpha} \quad (1.a)$$

pri čemu je P_T opća razina cijena razmjenjivih dobara, P_{NT} opća razina cijena nerazmjenjivih dobara, a α udio razmjenjivih dobara u potrošačkoj košarici zemlje⁴ i inozemstva (*).

² Teorijski okvir uvelike se oslanja na model opisan u Mihaljek i Klau (2004).

³ Prema apsolutnoj teoriji pariteta kupovne moći, nominalni tečaj valuta dviju zemalja izračunava se kao omjer cijena u tim zemljama, pa bi realni tečaj trebao biti jednak 1 ili imati tendenciju brzog povratka na tu razinu ako zbog nekog razloga dođe do odstupanja.

⁴ Ako su cijene izražene pomoću implicitnih deflatora BDP-a, α označava udio razmjenjivih dobara u BDP-u.

Realni se tečaj može izraziti kao relativna cijena inozemnih dobara iskazana terminima domaćih dobara:

$$Q = \frac{EP^*}{P} \quad (2)$$

pri čemu je E nominalni tečaj definiran kao broj jedinica domaće valute po jednoj jedinici strane valute. Rast Q označava realnu deprecijaciju domaće valute.

Logaritmiranjem jednadžbi (1) i (1.a) i njihovim uvrštavanjem u logaritmiranu jednadžbu (2)⁵, dobivamo:

$$q = e + \alpha^* p^{*T} + (1 - \alpha^*) p^{*NT} - \alpha p^T - (1 - \alpha) p^{NT} \quad (3)$$

Izrazi li se jednadžba (3) diferencijama, dobivamo izraz:

$$\Delta q = (\Delta e + \Delta p^{*T} - \Delta p^T) + (1 - \alpha^*) [\Delta p^{*NT} - \Delta p^{*T}] - (1 - \alpha) [\Delta p^{NT} - \Delta p^T] \quad (3.a)$$

Iz pretpostavke da za razmjenjiva dobra vrijedi PPP, odnosno da je:

$$\Delta p^T = \Delta e + \Delta p^{*T} \quad (4)$$

slijedi da je prvi izraz na desnoj strani jednadžbe (3.a) jednak nuli, pa se jednadžba može ponovno napisati u obliku:

$$\Delta q = (1 - \alpha^*) [\Delta p^{*NT} - \Delta p^{*T}] - (1 - \alpha) [\Delta p^{NT} - \Delta p^T] \quad (5)$$

Uz pretpostavku da je riječ o malome otvorenom gospodarstvu, proizvodne funkcije obaju sektora mogu se izraziti Cobb-Douglasovom funkcijom oblika:

$$Y^T = A^T L_T^\chi K_T^{1-\chi} \quad (6)$$

$$Y^{NT} = A^{NT} L_{NT}^\delta K_{NT}^{1-\delta} \quad (7)$$

pri čemu Y označava proizvodnju, A tehnologiju, L rad, a K kapital. Parametri χ i δ pozitivni su i manji od 1. Uz pretpostavku o savršenoj konkurenciji i savršenoj mobilnosti faktora proizvodnje, maksimizacija profita daje ova četiri uvjeta:

$$W = A^T \chi \left(\frac{K^T}{L^T} \right)^{1-\chi} \quad (8)$$

$$W = \left(\frac{P^{NT}}{P^T} \right) A^{NT} \delta \left(\frac{K^{NT}}{L^{NT}} \right)^{1-\delta} \quad (9)$$

⁵ Mala slova označavaju logaritmirane varijable.

$$R = A^T (1 - \chi) \left(\frac{K^T}{L^T} \right)^{-\chi} \quad (10)$$

$$R = \left(\frac{P^{NT}}{P^T} \right) A^{NT} (1 - \delta) \left(\frac{K^{NT}}{L^{NT}} \right)^{-\delta} \quad (11)$$

pri čemu je W nadnica (izražena terminima razmjennjivih dobara), R renta od kapitala određena na svjetskom tržištu, a P_{NT}/P_T relativna cijena nerazmjennjivih u usporedbi s razmjennjivim dobrima. Logaritmiranjem, diferenciranjem i sređivanjem jednadžbi (8) do (11) dolazimo do dinamičke verzije domaćeg Balassa-Samuelsonova učinka⁶:

$$\Delta p^{NT} - \Delta p^T = \left(\frac{\delta}{\chi} \right) \Delta a^T - \Delta a^{NT} \quad (12)$$

Iz toga proizlazi da se cijene nerazmjennjivih dobara povećavaju brže od cijena razmjennjivih dobara ako je rast proizvodnosti u sektoru razmjennjivih dobara brži od rasta u sektoru nerazmjennjivih dobara. Taj se zaključak temelji na pretpostavci o jednakoj faktorskoj intenzivnosti razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara ($\delta = \gamma$). Ako je, na primjer, $\delta > \gamma$, tada i mala razlika u rastu proizvodnosti može dovesti do povećanja relativnih cijena nerazmjennjivih dobara. Supstituiranjem jednadžbe (12) u (5) i primjenom jednadžbe (2) dobivamo međunarodni Balassa-Samuelsonov učinak:

$$\Delta p - \Delta p^* = \Delta e + (1 - \alpha) \left[\left(\frac{\delta}{\chi} \right) \Delta a^T - \Delta a^{NT} \right] - (1 - \alpha^*) \left[\left(\frac{\delta^*}{\chi^*} \right) \Delta a^{*T} - \Delta a^{*NT} \right] \quad (13)$$

odnosno

$$\Delta q = (1 - \alpha^*) \left[\left(\frac{\delta^*}{\chi^*} \right) \Delta a^{*T} - \Delta a^{*NT} \right] - (1 - \alpha) \left[\left(\frac{\delta}{\chi} \right) \Delta a^T - \Delta a^{NT} \right] \quad (14)$$

Uz pretpostavku da je faktorska intenzivnost u oba sektora u zemlji i inozemstvu ($\delta = \gamma$) jednaka te da su omjeri faktorske intenzivnosti jednaki u zemlji i inozemstvu ($\delta^*/\gamma^* = \delta/\gamma$), jednadžbe (13) i (14) mogu se pojednostavnjeno pisati u obliku:

$$\Delta p - \Delta p^* = \Delta e + (1 - \alpha)(\Delta a^T - \Delta a^{NT}) - (1 - \alpha^*)(\Delta a^{*T} - \Delta a^{*NT}) \quad (15)$$

i

$$\Delta q = (1 - \alpha^*)(\Delta a^{*T} - \Delta a^{*NT}) - (1 - \alpha)(\Delta a^T - \Delta a^{NT}) \quad (16)$$

⁶ Zapravo, riječ je o Baumol-Bowenovu učinku. Naime, Baumol i Bowen (1966) tvrdili su da je rast relativnih cijena usluga u odnosu prema robama (nerazmjennjivih dobara prema razmjennjivima) u nekom gospodarstvu rezultat bržeg rasta proizvodnosti u sektoru robe nego u sektoru usluga.

Jednadžbe (15) i (16) pokazuju da će brži rast relativne proizvodnosti u sektoru razmjennjivih dobara nego u sektoru nerazmjennjivih dobara u domaćemu u usporedbi s inozemnim gospodarstvom, uz stabilan nominalni tečaj, rezultirati bržim rastom domaćih od inozemnih cijena te realnom aprecijacijom tečaja domaće valute.

3. Pregled empirijske literature

Balassa-Samuelsonov učinak empirijski je testiran u mnogobrojnim radovima, čiji su rezultati velikim dijelom išli u prilog toj teoriji. Sažeti prikaz 58 istraživanja koja su od 1964. do 2004. godine objavljena o toj temi može se naći u radu Tice i Družića (2006), u kojemu je pokazano kako je u samo šest radova empirijska analiza rezultirala statistički nesignifikantnim koeficijentima i/ili koeficijentima s predznakom suprotnim od očekivanoga. U zemljama srednje i istočne Europe ocjenu Balassa-Samuelsonova učinka osobito je potaknuo proces pridruživanja EU i pitanje ispunjavanja kriterija konvergencije. Glavne značajke odabranih radova za te zemlje iznesene su u tablici 1.

Iako se autori u svojim radovima koriste raznim ekonometrijskim metodama za procjenu Balassa-Samuelsonova učinka i drugačije razdvajaju sektor međunarodno razmjennjivih od sektora međunarodno nerazmjennjivih dobara, njihovi rezultati najčešće potvrđuju postojanje tog učinka u promatranim zemljama. Pritom se doprinos tog učinka inflaciji najčešće kreće do 3 postotna boda. Primjerice, Égert je (2003) ocijenio da je u Estoniji Balassa-Samuelsonov učinak prosječno pridonosio inflaciji 0,5 – 2 postotna boda. Lojschova je (2003) pokazala da je u Slovačkoj, Češkoj, Mađarskoj i Poljskoj Balassa-Samuelsonov učinak utjecao na prosječnu godišnju stopu realne aprecijacije oko 2,5%.

Postojanje Balassa-Samuelsonova učinka u Sloveniji potvrđuju radovi Rothera (2000) i Jazbeca (2002), koji su dobili slične rezultate. Rother ujedno navodi da u kratkom roku znatan utjecaj na relativne cijene međunarodno nerazmjennjivih i razmjennjivih dobara imaju i monetarna i fiskalna politika, dok je u dugom roku teško procijeniti njihov utjecaj zbog velikih oscilacija primijenjenih varijabli.

Osim toga, Égert je (2002) pokazao da je razlika u rastu proizvodnosti između sektora međunarodno razmjennjivih i nerazmjennjivih dobara razmjerno niska u Češkoj, Slovačkoj i Sloveniji, a premda je znatno viša u Mađarskoj i Poljskoj, zbog strukture indeksa potrošačkih cijena ne prelijeva se u potpunosti u rast opće razine cijena. Također navodi da se zabilježena realna aprecijacija u tim zemljama, koja je viša od procjene Balassa-Samuelsonova učinka, uglavnom može objasniti promjenom strukture izvoza prema tehnološki naprednijim proizvodima te čimbenicima na strani potražnje, potaknutim rastom BDP-a po stanovniku.

Balassa-Samuelsonov učinak je prema Cipriani (2001) relativno slab, što objašnjava razmjerno malim udjelom nerazmjennjivih dobara u indeksu potrošačkih cijena u promatranim zemljama te znatnim rastom proizvodnosti u oba sektora, potaknutim tranzicijskim procesom. Također navodi da je znatan dio inflacije u promatranim zemljama rezultat djelovanja drugih čimbenika, poput rasta ranije reguliranih cijena koji je uslijedio nakon liberalizacije pojedinih sektora, što je potaknulo rast cijena nerazmjennjivih dobara, koji se ne može povezati s promjenama proizvodnosti.

Tablica 1. Pregled odabranih radova o Balassa-Samuelsonovu učinku u zemljama srednje i istočne Europe

Autori	Zemlje	Razdoblje	Rezultati
Arratibel i dr. (2002)	BG, CZ, ES, HU, LT, LV, PL, RO, SI, SK	1990-2001.	BS učinak nije značajan, a glavni izvor razlike u rastu cijena nerazmjenjivih i razmjenjivih dobara su razlike u tržišnoj strukturi.
Cipriani (2001)	BG, CZ, ES, HU, LT, LV, PL, RO, SI, SK	1995-1999.	Rast relativne proizvodnosti rada za 1% u prosjeku rezultira rastom relativne cijene nerazmjenjivih dobara za 0,57%. Samo se 1% inflacije u promatranim zemljama može objasniti BS učinkom.
Coricelli i Jazbec (2001)	19 tranzicijskih zemalja	1990-1998.	Elastičnost realnog tečaja na razlike proizvodnosti je 0,5.
Égert (2002)	CZ, HU, PL, SK, SI	1991-2001.	Prema BS učinku ravnotežna realna aprecijacija iznosila je oko 0% za CZ, SI, SK oko 1% za HU i oko 3% za PL.
Égert (2003)	ES	1993-2002.	Prosječan doprinos BS učinka općoj razini cijena je između 0,5 i 2 postotna boda.
Égert i dr. (2003)	CZ, ES, HR, HU, LT, LV, PL, SK, SI	1995-2000.	BS učinak ne pridonosi značajnije realnoj aprecijaciji tečaja; važni su i drugi čimbenici.
Égert (2005)	BG, HR, RO, RU, TR, UK	1991-2004.	BS učinak slabo određuje opću razinu inflacije i realni tečaj, osim možda u HR; važniji su drugi čimbenici.
Fischer (2002)	BG, CZ, ES, HU, LT, LV, PL, RO, SI, SK	1993-1999.	Oko polovice promjene ravnotežnog tečaja može se objasniti promjenama proizvodnosti, oko četvrtine promjenama potrošnje i oko četvrtine promjenama realnih kamatnih stopa.
Halpern i Wyplosz (2001)	CZ, ES, HU, LT, LV, PL, RO, RU, SI	1991-1998.	Ocijenjena godišnja aprecijacija zbog BS učinka iznosi 3%.
Jazbec (2002)	SI	1993-2001.	Rast razlike u proizvodnosti između sektora razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara za 1% potiče aprecijaciju ralnog tečaja za oko 1,5% i rast indeksa potrošačkih cijena za oko 1,7%.
Loko i Tuladhar (2005)	MA	1995-2003.	BS učinak nije značajan.
Lojschova (2003)	CZ, HU, PL, SK, SI	1995-2002.	Prosječna godišnja stopa realne aprecijacije zbog BS učinka iznosi 2,5% godišnje.
Mihaljek i Klau (2004)	CZ, HR, HU, PL, SK, SI	1992-2001.	Domaći BS učinak kreće se između 0,3 i 1,6 postotnih bodova, a međunarodni između 0,1 i 1,8 postotnih bodova.
Rother (2000)	SI	1993-1998.	Međunarodni BS učinak iznosi između 1,5 i 2 postotna boda.

Napomena: BG – Bugarska, CZ – Češka, ES – Estonija, HR – Hrvatska, HU – Mađarska, LT – Litva, LV – Latvija, MA – Makedonija, PL – Poljska, RO – Rumunjska, RU – Rusija, SI – Slovenija, SK – Slovačka, TR – Turska, UK – Ukrajina

Izvor: pregled sastavili autori

Za razliku od spomenutih radova koji potvrđuju postojanje Balassa-Samuelsonova učinka u zemljama srednje i istočne Europe, Arratibel i sur. (2002), testirajući zasebno odrednice cijena razmjenjivih i cijena nerazmjenjivih dobara, dolaze do zaključka da brži rast cijena u sektoru međunarodno nerazmjenjivih dobara od cijena u sektoru razmjenjivih dobara prije svega uzrokuju razlike u tržišnoj strukturi tih sektora, odnosno stupanj konkurencije. Osim toga, ističu velik utjecaj nominalnog rasta plaća, značajki fiskalne politike i liberalizacije tržišta na kretanje cijena. Slično tome, Loko i Tuladhar (2005) kao glavne odrednice kretanja realnog tečaja u Makedoniji navode dugotrajan proces tranzicije i s njim povezan relativno nizak tehnološki rast te padajuću kvalitetu međunarodno razmjenjivih dobara u usporedbi s trgovinskim partnerima. Kada se promatra razlika u inflaciji tranzicijskih i razvijenih zemalja, Égert (2005) smatra da se u obzir trebaju uzeti i drugi čimbenici, među kojima izdvaja utjecaj promjene uvoznih i ukupnih cijena do koje dolazi zbog deprecijacije ili aprecijacije tečaja domaće valute (engl. *exchange rate pass-through*). Zatim navodi utjecaj naftnih šokova, cikličke faktore, inflacijsku inerciju, postupnu deregulaciju administrativno utvrđenih cijena, rast cijena razmjenjivih dobara zbog povećanja njihove kvalitete te kredibilnost ekonomske politike nakon razdoblja hiperinflacije.

Procjena Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj može se naći u radovima Mihaljeka i Klaua (2004) te Égerta (2005), dok je u radu Nestića (2004) Hrvatska uključena u uzorak 27 europskih zemalja za koje se izračunava ovisnost razine cijena o relativnoj proizvodnosti rada. Mihaljek i Klau (2004) koristili su se podacima za razdoblje od prvog tromjesečja 1995. do trećeg tromjesečja 2001. Primjenom metode najmanjih kvadrata (OLS) pokazali su da razlike u proizvodnosti između sektora razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara pridonose razlici u cijenama razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara s 2,2 postotna boda, a inflaciji potrošačkih cijena (domaći Balassa-Samuelsonov učinak) s 1,26 postotnih bodova. Taj relativno velik Balassa-Samuelsonov učinak može se djelomično objasniti visokim udjelom nerazmjenjivih dobara u potrošačkoj košarici (čak 58%), kojim se u svojim izračunima koriste Mihaljek i Klau. Istodobno, procjena međunarodnog Balassa-Samuelsonova učinka nije bila statistički signifikantna.

I Égert (2005) na temelju duže serije podataka za razdoblje od 1991. do 2004.⁷ i primjenom metode dinamičkih najmanjih kvadrata (DOLS) te modela autoregresivnih distribuiranih lagova (ARDL) ekonometrijski testira pretpostavke na kojima se temelji Balassa-Samuelsonov model i zatim izvodi procjenu Balassa-Samuelsonova učinka. Zaključuje da bi, za razliku od drugih zemalja koje promatra, taj učinak u Hrvatskoj mogao biti značajan za objašnjavanje opće razine cijena i realnog tečaja. Promatra li se cjelokupno razdoblje od 1991. do 2002. godine, procijenjeni doprinos Balassa-Samuelsonova učinka prosječnoj godišnjoj inflaciji potrošačkih cijena u Hrvatskoj uvelike se razlikuje ovisno o tome temelje li se podaci o proizvodnosti na nacionalnim izračunima ili na industrijskoj proizvodnji (od -0,06 do 0,63 postotna boda). Za razliku od toga, procijenjeni doprinos u razdoblju od 1996. do 2002. kreće se od 0,60 do 0,82 postotna boda. Valja reći kako je ta procjena dobivena uz znatno manji udio nerazmjenjivih dobara u potrošačkoj košarici nego u Mihaljeka i Klaua (2004), u kojih iznosi 20%.

⁷ Određene pretpostavke testiraju se za kraća razdoblja, ovisno o dostupnosti podataka.

Nestić (2004) analizira ovisnost razine cijena o relativnoj proizvodnosti rada na osnovi podataka vremenskog presjeka za 1999. godinu u pojedinim zemljama. Iako ne ocjenjuje Balassa-Samuelsonov učinak za Hrvatsku, na temelju podataka zaključuje da se viša razina cijena u Hrvatskoj nego u drugim tranzicijskim zemljama djelomično može objasniti razlikama u proizvodnosti rada u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara. Također smatra kako bi, s obzirom na višu razinu cijena u Hrvatskoj nego u drugim tranzicijskim zemljama i strukturu cijena razmjerno sličnoj onoj u EU, konvergencija razina cijena i stopa inflacije u Hrvatskoj mogla proći prilično bezbolno.

4. Podaci

U nastavku se konstruiraju serije proizvodnosti i cijena za Hrvatsku i za eurozonu za razdoblje od prvog tromjesečja 1998. do trećeg tromjesečja 2006. godine, kao i serije realnog tečaja kune prema euru. Izbor vremenskog razdoblja pritom je određen raspoloživošću službeno objavljenih potrebnih podataka. Serija indeksa potrošačkih cijena počinje s 1998. godinom, dok bi se za prethodno razdoblje bilo potrebno koristiti podacima o cijenama na malo, što uvodi lom u seriju cijena, a to se nastojalo izbjeći. Jednako tako, u Hrvatskoj je 1998. godine uveden porez na dodanu vrijednost, pa je tako isključen jednokratni utjecaj promjene u poreznom sustavu na cijene.⁸ Serije su konstruirane kao bazni indeksi, pri čemu je kao bazna godina uzeta 1998. i desezonirane su metodom X-12 ARIMA.

4.1. Serija proizvodnosti

S obzirom na to da podaci o količini kapitala za Hrvatsku (kao i za većinu drugih srednjoeuropskih zemalja) nisu dostupni, prosječna proizvodnost rada služi kao aproksimacija za ukupnu faktorsku proizvodnost (Mihaljek i Klau, 2004). Prosječna proizvodnost rada izračunana je kao omjer bruto dodane vrijednosti (stalne cijene iz 1997) i broja zaposlenih u djelatnostima pojedinog područja Nacionalne klasifikacije djelatnosti⁹ (NKD), pri čemu su u obzir uzeti zaposlenici kod pravnih osoba, kao i zaposlenici u obrtu i slobodnim djelatnostima.¹⁰

Postojeća literatura ne nudi jedinstvenu metodu razvrstavanja djelatnosti u sektor razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, s tim da se kao mogući kriteriji navode udio izvoza u ukupnoj proizvodnji određene djelatnosti (često se kao granična vrijednost uzima 10%) te izloženost međunarodnoj konkurenciji, odnosno mogućnost trgovinske arbitraže koja

⁸ Uvođenje poreza na dodanu vrijednost poglavito se odrazilo na rast cijena usluga zbog više stope PDV-a od stope poreza na promet usluga, dok su se cijene nekih roba smanjile.

⁹ A, B – poljoprivreda, lov, šumarstvo i ribarstvo; C, D, E – rudarstvo, vađenje, prerađivačka industrija, opskrba električnom energijom, plinom i vodom; F – građevinarstvo; G – trgovina na veliko i malo; popravak motornih vozila i motocikla te predmeta za osobnu uporabu i kućanstvo; H – hoteli i restorani; I – prijevoz, skladištenje i veze; J, K – financijsko posredovanje, poslovanje nekretninama, iznajmljivanje i poslovne usluge; L, M, N, O, P – javna uprava i obrana, socijalno osiguranje, obrazovanje, zdravstvena zaštita i socijalno skrb, ostale društvene, socijalne i osobne uslužne djelatnosti i privatna kućanstva.

¹⁰ Broj zaposlenih ne obuhvaća individualne poljoprivrednike. Udio zaposlenih individualnih poljoprivrednika u ukupnom broju zaposlenih smanjio se s prosječnih 9,4% u 1997. na 3,2% u prvih devet mjeseci 2006. godine. Isključivanje individualnih poljoprivrednika ujedno je konzistentno s razdiobom bruto dodane vrijednosti na sektor razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara, pri čemu se isključuje djelatnost poljoprivrede.

osigurava PPP. Te je kriterije, međutim, često teško primijeniti na raspoložive podatke pa razdioba uvelike ovisi o autorovu subjektivnom mišljenju. Ipak, kao što se može vidjeti iz tablice 2, sektor razmjenjivih dobara redovito obuhvaća industriju, dok sektor nerazmjenjivih dobara najčešće čine uslužne djelatnosti. Poljoprivreda se po pravilu isključuje iz analize zbog visoke ovisnosti o državnim subvencijama i intervencijama.

Tablica 2. Razvrstavanje djelatnosti u sektore razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara

Autori	Sektor razmjenjivih dobara	Sektor nerazmjenjivih dobara
Arratibel i dr. (2002)	Prerađivačka industrija	–
Cipriani (2001)	Razlikuje se od zemlje do zemlje	Razlikuje se od zemlje do zemlje
Coricelli i Jazbec (2001)	Prerađivačka industrija, vađenje, opskrba el. energijom, plinom i vodom, građevinarstvo	Ostalo
Égert (2002)	Industrija	Usluge
Égert (2003)	Poljoprivreda, lov, šumarstvo, ribarstvo, prerađivačka industrija (uklj. i isklj. građevinarstvo)	Trgovina na veliko i malo; hoteli i restorani; financijsko posredovanje; poslovanje s nekretninama, iznajmljivanje i poslovne aktivnosti (uklj. i isklj. građevinarstvo; prijevoz, skladištenje i veze; rudarstvo i vađenje; opskrba el. energijom, plinom i vodom; javna uprava i obrana; obrazovanje; zdravstvo; ostale aktivnosti
Égert i dr. (2003)	Dvije kombinacije: industrija i poljoprivreda; industrija	Ostalo (isklj. poljoprivredu)
Égert (2005)	Više kombinacija: industrija; industrija i poljoprivreda; industrija, poljoprivreda, prijevoz i telekomunikacije; industrija, prijevoz, poljoprivreda, telekomunikacije, hoteli i restorani; industrija, prijevoz, telekomunikacije, hoteli i restorani	Više kombinacija: ostalo; ostalo i nekretnine; ostalo, nekretnine i poljoprivreda; obrazovanje, zdravstvo, javna administracija, druge komunalne usluge i poljoprivreda
Fischer (2002)	Industrija	Usluge (isklj. poljoprivredu)
Halpern i Wyplosz (2001)	Industrija	Usluge
Jazbec (2002)	Industrija	Usluge
Loko i Tuladhar (2005)	Poljoprivreda, prerađivačka industrija, vađenje, trgovina	Ostalo
Lojschova (2003)	Prerađivačka industrija	Usluge i građevinarstvo
Mihaljek i Klau (2004)	Prerađivačka industrija, vađenje, hoteli, prijevoz i telekomunikacije	Ostalo (isklj. poljoprivredu te javnu upravu, obranu, obvezno socijalno osiguranje)
Nestić (2004)	Industrija, uklj. rudarstvo i vađenje, opskrba el. energijom, plinom i vodom	Građevinarstvo, trgovina na veliko i malo i usluge popravaka, hoteli i restorani, prijevoz, skladištenje i veze, financijsko posredovanje, poslovanje nekretninama, iznajmljivanje i poslovne usluge
Rother (2000)	Prerađivačka industrija	Ostalo (isklj. poljoprivredu)

Izvor: pregled sastavili autori

U ovoj su analizi za Hrvatsku sastavljena dva skupa podataka o proizvodnosti. U prvom skupu sektor razmjenjivih dobara uključuje industriju, rudarstvo i vađenje te opskrbu električnom energijom, plinom i vodom¹¹ (*PROD_T*), a u drugome mu se zbog visokog udjela usluga putovanja (turizam) u ukupnom izvozu robe i usluga Hrvatske pridodaju djelatnosti hotela i restorana (*PROD_T2*).¹² Sektor nerazmjenjivih dobara čini rezidual, pri čemu su zbog navedenog razloga djelatnosti poljoprivrede, lova, šumarstva i ribarstva isključene iz analize. S obzirom na to da za eurozonu postoji samo dezagregacija na šest skupina NACE-a¹³, konstruiran je jedan skup u kojemu sektor razmjenjivih podataka uključuje područja C, D, E, dok se rezidual, osim poljoprivrede, uključuje u sektor nerazmjenjivih dobara.

Tablica 3. Serije proizvodnosti za Hrvatsku i eurozonu

Prosječna proizvodnost rada u sektoru razmjenjivih dobara	Djelatnosti u sektoru razmjenjivih dobara	Prosječna proizvodnost rada u sektoru nerazmjenjivih dobara	Djelatnosti u sektoru nerazmjenjivih dobara
Hrvatska			
PROD_T	C, D, E	PROD_NT	F, G, H, I, J, K, L, M, N, O, P
PROD_T2	C, D, E, H	PROD_NT2	F, G, I, J, K, L, M, N, O, P
Eurozona			
PROD_T_E	C, D, E	PROD_NT_E	F, G, H, I, J, K, L, M, N, O, P

Izvor: sastavili autori

4.2. Serija cijena

Pri konstruiranju serija cijena razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara u Hrvatskoj korišteni su podaci Državnog zavoda za statistiku (DZS-a) o indeksu potrošačkih cijena i implicitnim deflatorima po djelatnostima.¹⁴ U skladu s time, pri ocjeni domaćeg Ba-

¹¹ Djelatnost opskrbe električnom energijom, plinom i vodom trebala bi biti isključena iz analize zbog znatne državne regulacije cijena, no zbog nemogućnosti njezina odvajanja od djelatnosti, industrija je u ovom radu uključena u sektor razmjenjivih dobara. To, međutim, ne bi trebalo značajnije utjecati na rezultate analize jer udio te djelatnosti u ukupnoj godišnjoj bruto dodanoj vrijednosti Hrvatske u prosjeku iznosi oko 3%.

¹² Neki autori (Égert, 2005) tvrde da se hoteli i restorani, unatoč visokom udjelu u izvozu, ne bi trebali svrstavati u sektor razmjenjivih dobara jer njihove cijene primarno određuju domaći čimbenici.

¹³ Raspoloživa NACE klasifikacija odgovara klasifikaciji prema NKD-u, uz iznimku da su područja G, H i I agregirana.

¹⁴ U radovima o procjeni Balassa-Samuelsonova učinka koriste se različite mjere indeksa cijena (indeks potrošačkih cijena, deflatori BDP-a, indeks proizvođačkih cijena). Prednost indeksa potrošačkih cijena jest njegova usporedivost među zemljama, ali pritom nisu jasno razdvojena njegova međunarodno razmjenjiva i nerazmjenjiva komponenta. Osim toga, on je podložan utjecaju posrednih poreza, subvencija i kontrola cijena. Iako indeks proizvođačkih cijena bolje prati promjene cijena razmjenjivih dobara, njegova konstrukcija nije osobito ujednačena među zemljama, što otežava međunarodne usporedbe i često je slabije statističke kvalitete od indeksa potrošačkih cijena (Turner i Van't Dack, 1993). Deflator BDP-a znatno je širi cjenovni indeks jer odražava cijene svih roba i usluga proizvedenih u nekom gospodarstvu. Tako deflator BDP-a uključuje i cijene investicijskih dobara te izvoza, a isključuje cijene uvoza. Širok obuhvat i visoka usuglašenost s proizvodnom strukturom gospodarstva čini ga primjerenim i za ovu analizu.

lassa-Samuelsonova učinka razlikuju se dva skupa podataka. U prvom su skupu cijene razmjenjivih dobara prikazane indeksom cijena robe (CPI_T), a cijene nerazmjenjivih dobara indeksom cijena usluga (CPI_{NT}), izvučenim iz indeksa potrošačkih cijena. Za drugi su skup upotrijebljeni implicitni deflatori po djelatnostima, pa su tako cijene razmjenjivih dobara (DEF_T) prikazane indeksom ponderiranih implicitnih deflatora područja djelatnosti C, D, E i H prema NKD-u, pri čemu su kao ponderi primijenjeni udjeli bruto dodane vrijednosti svake od navedenih kategorija u ukupnoj dodanoj vrijednosti djelatnosti razvrstanih u sektor razmjenjivih dobara. Cijene nerazmjenjivih dobara (DEF_{NT}) prikazane su indeksom ponderiranih implicitnih deflatora područja djelatnosti F, G, I, J, K, L, M, N, O i P prema NKD-u, a ponderi su izračunani na jednak način kao i za razmjenjiva dobra.

Za ispitivanje međunarodne verzije Balassa-Samuelsonova učinka primjenjuju se indeksi potrošačkih cijena za Hrvatsku i harmonizirani indeks potrošačkih cijena za eurozону ($HICP_E$). Pri tome valja naglasiti kako je indeks potrošačkih cijena usporediva mjera inflacije na međunarodnoj razini, prilikom čije je izrade DZS uvelike slijedio metodologiju Eurostata za izradu harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena. Domaći indeks potrošačkih cijena razlikuje se od harmoniziranog indeksa u nekoliko manjih segmenata koji ne bi trebali utjecati na rezultate ove analize.¹⁵

4.3. Serija realnog tečaja

Realni tečaj kune prema euru izračunan je upotrebom prosječnoga tromjesečnog nominalnog tečaja HRK/EUR i omjera inozemnih i domaćih cijena. Pri tome je u prvom slučaju (RER_{CPI}) primijenjen omjer harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena za eurozону i indeksa potrošačkih cijena za Hrvatsku, u drugom slučaju (RER_{DEF}) omjer implicitnih deflatora, a u trećem slučaju (RER_{PPI}) omjer indeksa cijena pri proizvođačima.

5. Deskriptivna analiza podataka i ispitivanje pretpostavki modela

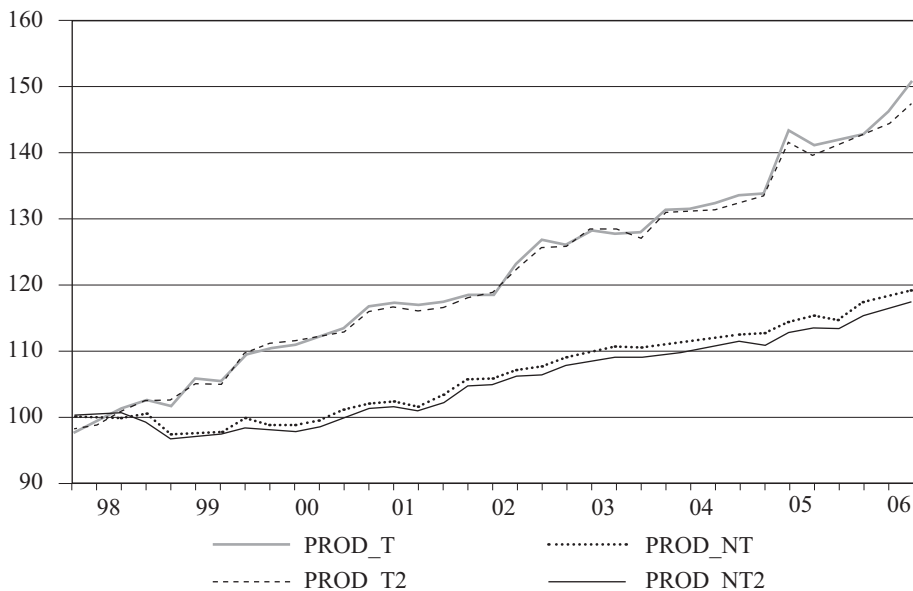
Prosječna proizvodnost rada u Hrvatskoj od 1998. do 2006. godine povećala se za četvrtinu. Iako je rast ostvaren u oba sektora, slika 1. pokazuje kako je rast proizvodnosti u sektoru razmjenjivih dobara ($PROD_T$ i $PROD_{T2}$) bio znatno veći nego u sektoru nerazmjenjivih dobara ($PROD_{NT}$ i $PROD_{NT2}$). To potvrđuju i podaci o prosječnom godišnjem rastu proizvodnosti, koji je u sektoru razmjenjivih dobara bio dvostruko viši nego u sektoru nerazmjenjivih dobara. Dodavanjem djelatnosti hotela i restorana sektoru razmjenjivih dobara samo je neznatno smanjen rast proizvodnosti u tom sektoru, ali i u sektoru nerazmjenjivih dobara. Pritom ipak valja istaknuti kako kretanje bruto dodane vrijednosti u djelatnosti hotela i restorana¹⁶ samo djelomice odražava važnost turizma za

¹⁵ U metodologiju indeksa potrošačkih cijena u Hrvatskoj nije uključena smjernica Eurostata, prema kojoj je u obuhvat indeksa nužno uključiti potrošnju stranaca na domaćem području, ako je ona značajna, te potrošnju institucionalnih kućanstava (npr. umirovljeničkih domova).

¹⁶ Bruto dodana vrijednost djelatnosti hotela i restorana čini oko 3,5% prosječne godišnje dodane vrijednosti hrvatskoga gospodarstva. Ukupna turistička potrošnja sadržana je i u drugim djelatnostima, kao što su trgovina na malo u specijaliziranim i nespecijaliziranim prodavaonicama (dio područja G), djelatnost putničkih agencija i turoperatora te ostale usluge turistima (dio područja I) itd.

cjelokupno gospodarstvo s obzirom na to da postoje znatni izravni i neizravni učinci turizma na druge gospodarske djelatnosti.

Slika 1. *Proizvodnost rada u Hrvatskoj (1998=100)*



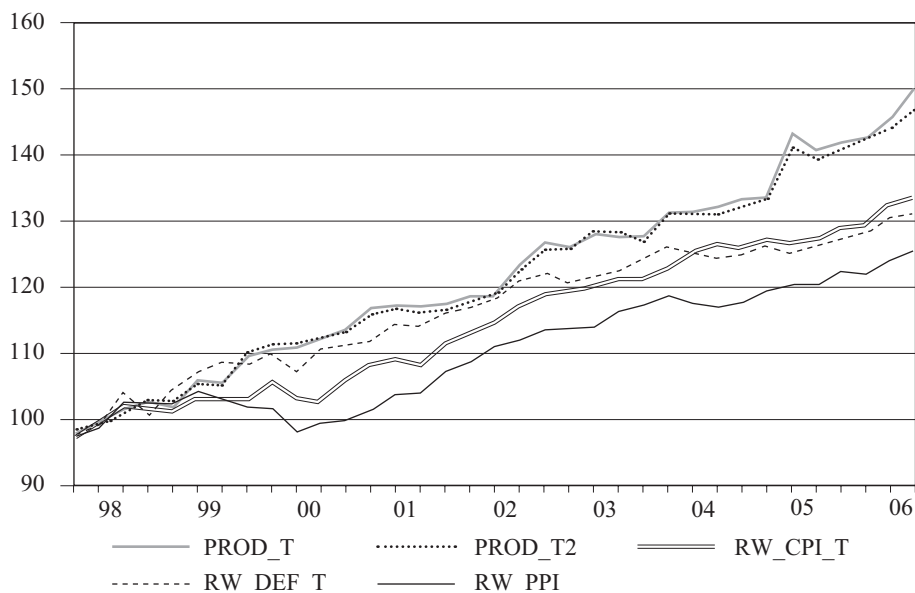
Izvor: DZS; izračun autora

Promatrano po područjima djelatnosti NKD-a, najveće je povećanje proizvodnosti rada ostvareno u industriji (područja djelatnosti C, D i E prema NKD-u), što odražava trajni rast bruto dodane vrijednosti, ali i smanjenje broja zaposlenih, osobito u prerađivačkoj industriji. Visok rast proizvodnosti ostvaren je i u djelatnostima prijevoza i veza, u djelatnosti hotela i restorana te trgovine. Treba imati na umu da je najveći rast proizvodnosti rada u djelatnosti trgovine, zabilježen 2002. godine, bio posljedica ulaska stranih trgovačkih lanaca na domaće tržište, što je jednokratni učinak. Daljnje jačanje konkurencije također je pozitivno djelovalo na proizvodnost, ali u znatno manjem opsegu. S druge strane, proizvodnost rada u djelatnostima financijskog posredovanja i poslovanja nekretninama te u javnoj upravi, obrani, zdravstvu, obrazovanju i dr. nije se bitnije promijenila, što je rezultat proporcionalnog rasta dodane vrijednosti i broja zaposlenih.

Sukladno teorijskim pretpostavkama Balassa-Samuelsonova učinka, realne nadnice u sektoru razmjenjivih dobara moraju biti određene proizvodnošću u tom sektoru, dok bi mobilnost rada među sektorima trebala osigurati izjednačavanje nominalnih nadnica u sektoru razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara. Na taj se način osigurava transmisijski mehanizam kojim razlike u proizvodnosti rada među sektorima utječu na razliku u cijenama nerazmjenjivih i razmjenjivih dobara. Stoga ćemo u nastavku pobliže promotriti kretanje nadnica u RH.

Za izračun realnih nadnica¹⁷ (RW) u Hrvatskoj primijenjena su tri različita indeksa cijena razmjenjivih dobara – indeks cijena robe (CPI_T), indeks cijena pri proizvođačima (PPI)¹⁸ te indeks implicitnog deflatora u sektoru razmjenjivih dobara (DEF_T). Iako su se u promatranom razdoblju realne nadnice u sektoru razmjenjivih dobara u Hrvatskoj povećale za gotovo trećinu (sl. 2), njihov je rast zaostajao za rastom proizvodnosti. To bi se moglo odraziti i na slabiji utjecaj relativne proizvodnosti razmjenjivih dobara na relativne cijene nerazmjenjivih dobara. Takvo se kretanje realnih nadnica u sektoru razmjenjivih dobara djelomično može objasniti visokom trenutačnom nezaposlenošću i relativno visokim jediničnim troškovima rada. Međutim, u dugom se roku ne može očekivati da će rast nadnica zaostajati za rastom proizvodnosti pa bi i spomenuti transmisijski mehanizam trebao postupno jačati.

Slika 2. Proizvodnost rada i realne nadnice u sektoru razmjenjivih dobara u Hrvatskoj (1998=100)



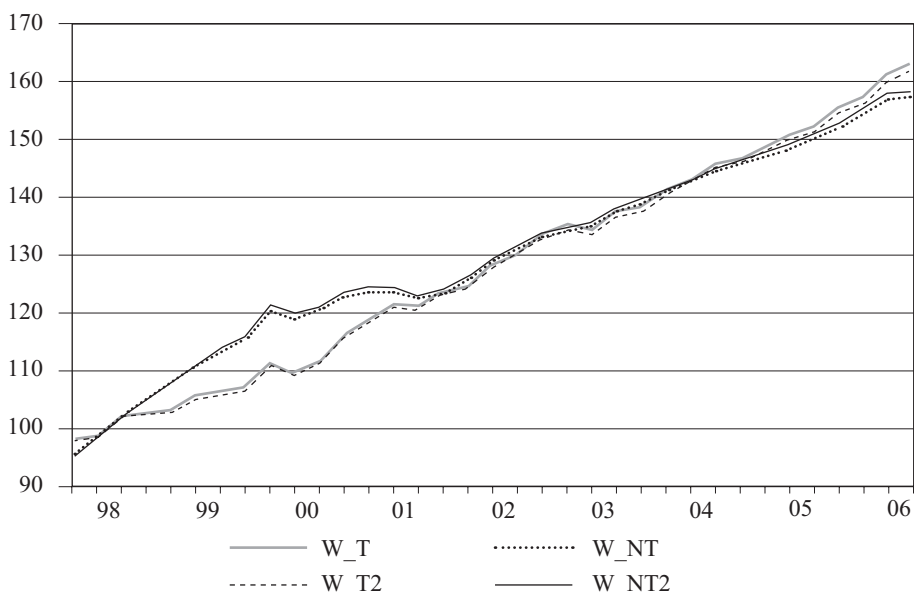
Izvor: DZS; izračun autora

¹⁷ Realne se nadnice izračunavaju kao omjer nominalnih nadnica i odabranog indeksa cijena.

¹⁸ Cijene industrijskih proizvoda pri proizvođačima cijene su po kojima proizvođač prodaje najveće količine svojih proizvoda na domaćem tržištu ili cijene prema kojima proizvođač obračunava svoje proizvode drugom poduzeću. Upravo proizvođačke cijene često služe kao aproksimacija za cijene razmjenjivih dobara. Kretanje indeksa proizvođačkih cijena u Hrvatskoj od 1998. do trećeg tromjesečja 2006. pokazuje kako je ostvareni rast bio nešto viši od rasta indeksa cijena robe i indeksa implicitnog deflatora u sektoru razmjenjivih dobara. Pritom je kretanje indeksa cijena pri proizvođačima bilo pod dominantnim utjecajem promjena cijena nafte i naftnih derivata te drugih energenata dok je rast cijena finalnih proizvoda pri proizvođačima, koji izravno ulaze u lanac malo-prodaje, bio nešto umjereniji.

Slika 3, pak, pokazuje kako je pretpostavka o izjednačavanju nominalnih nadnica između sektora razmjenjivih (W_T)¹⁹ i sektora nerazmjenjivih dobara (W_{NT}), odnosno o izjednačavanju njihova rasta, ako je riječ o dinamičkom modelu, zadovoljena. Pritom je nešto viša apsolutna razina nadnica zabilježena u sektoru nerazmjenjivih dobara, i to kao rezultat viših nadnica u javnom sektoru u razdoblju od 1999. do početka 2001.²⁰ te u djelatnostima financijskog posredovanja u cijelom promatranom razdoblju. No iako je od početka 2005. rast nominalnih nadnica u sektoru razmjenjivih dobara bio nešto brži od rasta u sektoru nerazmjenjivih dobara, ponajprije zbog povećanja zabilježenoga u prerađivačkoj industriji, možemo zaključiti da je kretanje nominalnih nadnica u gospodarstvu u cijelom promatranom razdoblju omogućilo prijenos učinaka rasta proizvodnosti na rast cijena nerazmjenjivih dobara. Naime, ostvareni rast nadnica u sektoru nerazmjenjivih dobara, koji je bio viši od rasta proizvodnosti u tom sektoru, bio je moguć samo uz povećanje cijena. Slika 4. potvrđuje da su cijene nerazmjenjivih dobara (CPI_{NT} i DEF_{NT}) rasle brže od cijena razmjenjivih dobara (CPI_T i DEF_T).

Slika 3. Nominalne nadnice u Hrvatskoj (1998=100)

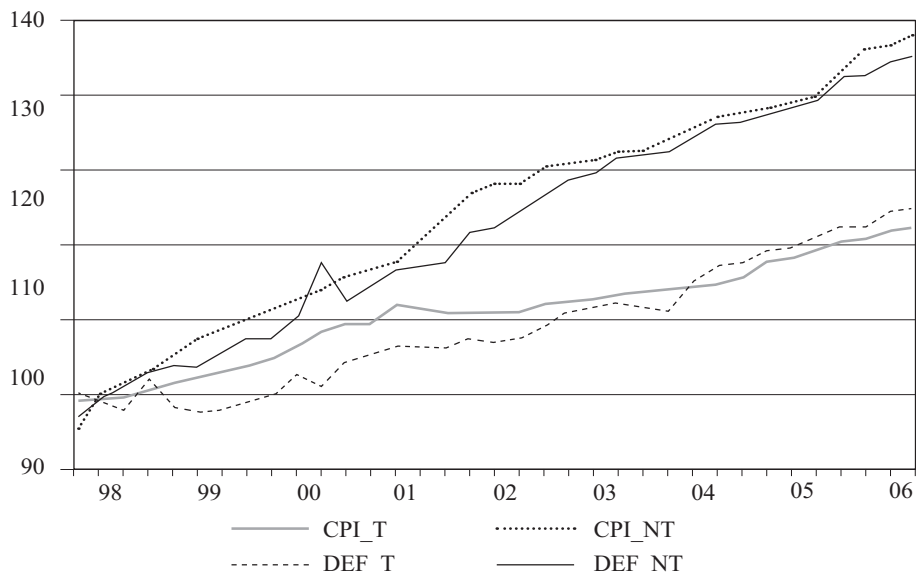


Izvor: DZS; izračun autora

¹⁹ Ovisno o načinu svrstavanja djelatnosti u sektor razmjenjivih i u sektor nerazmjenjivih dobara, konstruirana su dva skupa podataka za nadnice u sektoru razmjenjivih i u sektoru nerazmjenjivih dobara.

²⁰ Privremeno nepodudaranje razina nadnica zabilježeno u razdoblju od prvog tromjesečja 1999. do prvog tromjesečja 2001. rezultat je povećanja plaća u javnoj upravi, obrani i zdravstvu.

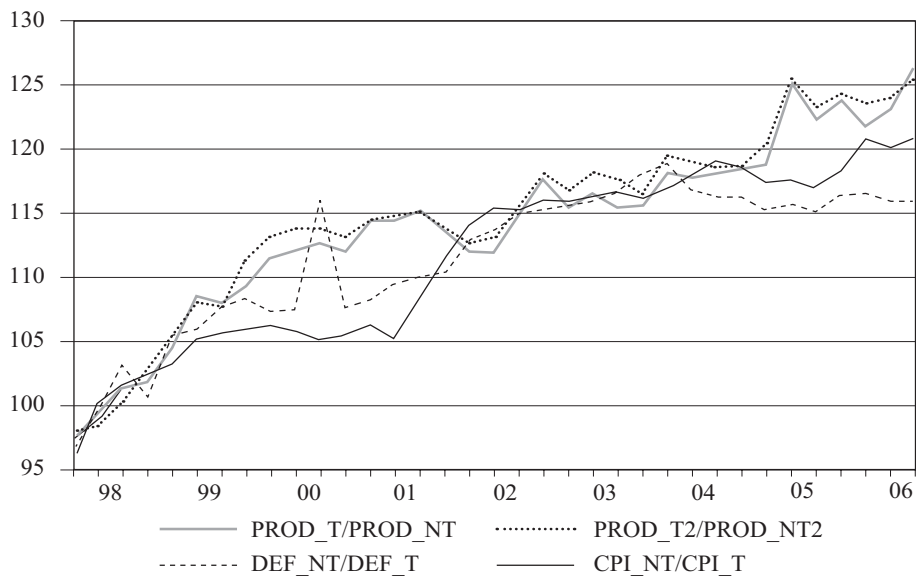
Slika 4. Cijene razmjenjivih i nerazmjenjivih dobara u Hrvatskoj (1998=100)



Izvor: DZS; izračun autora

Konačno, slika 5. prikazuje kako su, sukladno teoretskome modelu, relativne cijene nerazmjenjivih dobara pratile rast relativne proizvodnosti u sektoru razmjenjivih dobara, što govori u prilog domaćoj verziji Balassa-Samuelsonova učinka.

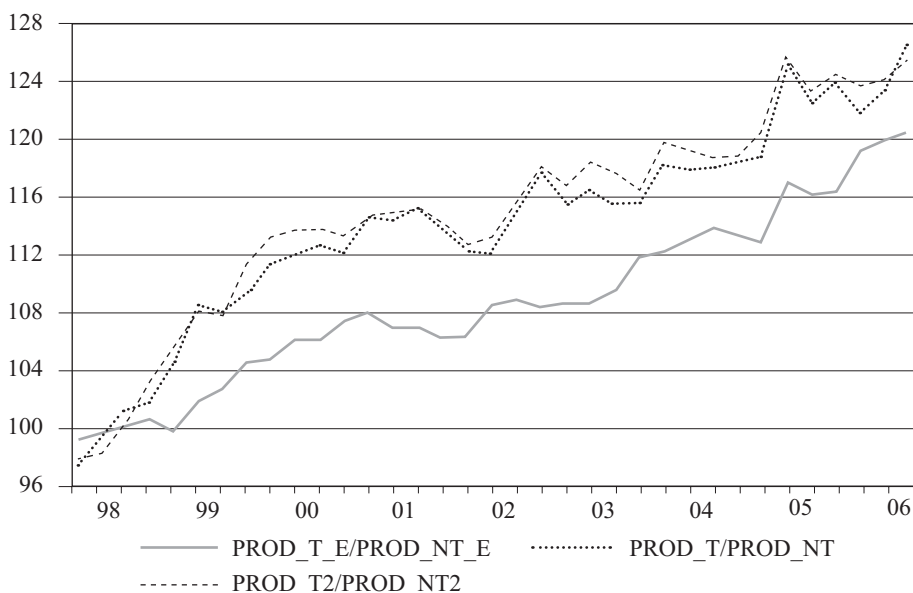
Slika 5. Relativne cijene i relativne proizvodnosti u Hrvatskoj (1998=100)



Izvor: DZS; izračun autora

No ako je razlika u rastu proizvodnosti između sektora razmjenjivih i sektora nerazmjenjivih dobara u Hrvatskoj viša nego u eurozoni, međunarodni Balassa-Samuelsonov učinak trebao bi rezultirati bržim rastom opće razine cijena u Hrvatskoj nego u eurozoni. Posljedično, to bi trebalo dovesti do aprecijacije realnog tečaja kune prema euru. Slike 6-8. pokazuju kretanje relativne proizvodnosti sektora razmjenjivih dobara (u odnosu prema sektoru nerazmjenjivih dobara) i opće razine cijena u Hrvatskoj i eurozoni u razdoblju od 1998. do 2006. godine, kao i kretanje realnog tečaja u istom razdoblju.

Slika 6. Relativne proizvodnosti u Hrvatskoj i eurozoni (1998=100)



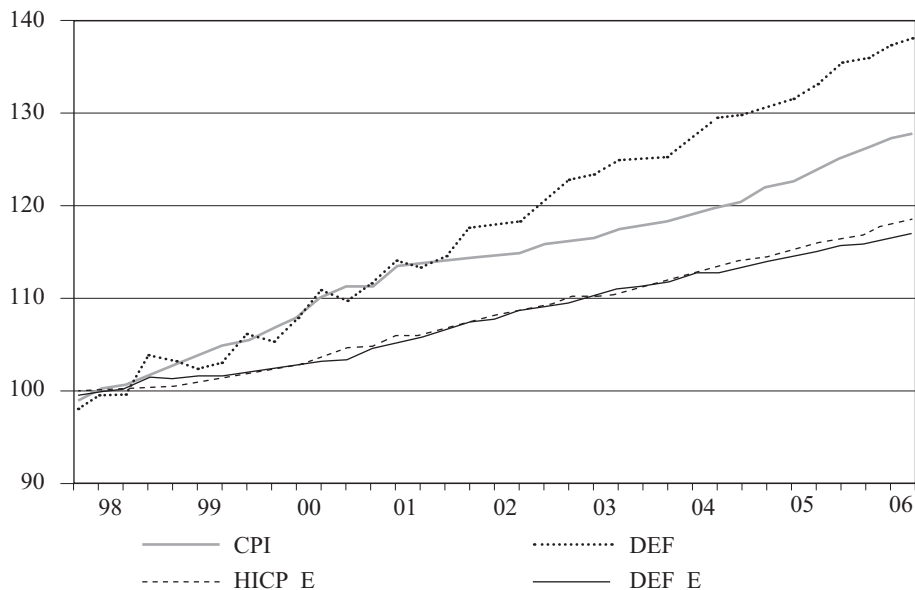
Izvori: DZS; Eurostat; izračun autora

U promatranom je razdoblju rast relativne proizvodnosti u Hrvatskoj bio nešto brži nego u eurozoni, ali je razlika u inflaciji između Hrvatske i eurozone bila veća. To upućuje na mogućnost Balassa-Samuelsonova učinka, iako je vjerojatno doprinos drugih čimbenika bio veći. Ujedno se primjećuje da je razlika u inflaciji između Hrvatske i eurozone dvostruko manja promatraju li se potrošačke cijene u odnosu prema implicitnim deflatorima. To se djelomice može objasniti povoljnim učinkom liberalizacije trgovine i smanjenjem cijena uvoznih proizvoda, što je pridonijelo održavanju niske i stabilne inflacije potrošačkih cijena u Hrvatskoj, a istodobno nije utjecalo na implicitne deflatore. Održavanju stabilnosti cijena uvelike je pridonijelo i održavanje stabilnosti nominalnog tečaja kune prema euru.

Nominalni je tečaj kune prema euru od 1998. do 2006. godine oscilirao u relativno uskom rasponu od plus/minus 7% oko prosječnog tečaja ostvarenoga u tom razdoblju. Početkom promatranog razdoblja kretanje tečaja bilo je pod dominantnim utjecajem deprecijacijskih pritisaka. Njih je poticala veća potražnja deviza na domaćem tržištu zbog

otežanog pristupa inozemnim tržištima kapitala za domaća poduzeća i poslovne banke, jačanje uvoza, otplate inozemnih kredita i rast neizvjesnosti nakon bankarske krize. U posljednjih su nekoliko godina aprecijacijski pritisci naglašeniji, a posljedica su intenzivnog priljeva kapitala po osnovi zaduživanja domaćih sektora u inozemstvu, inozemnih izravnih ulaganja, uključujući privatizacijske prihode, priljeva deviza od turizma, aprecijacijskih očekivanja i sl.

Slika 7. Cijene u Hrvatskoj i eurozoni (1998=100)



Izvori: DZS; Eurostat; izračun autora

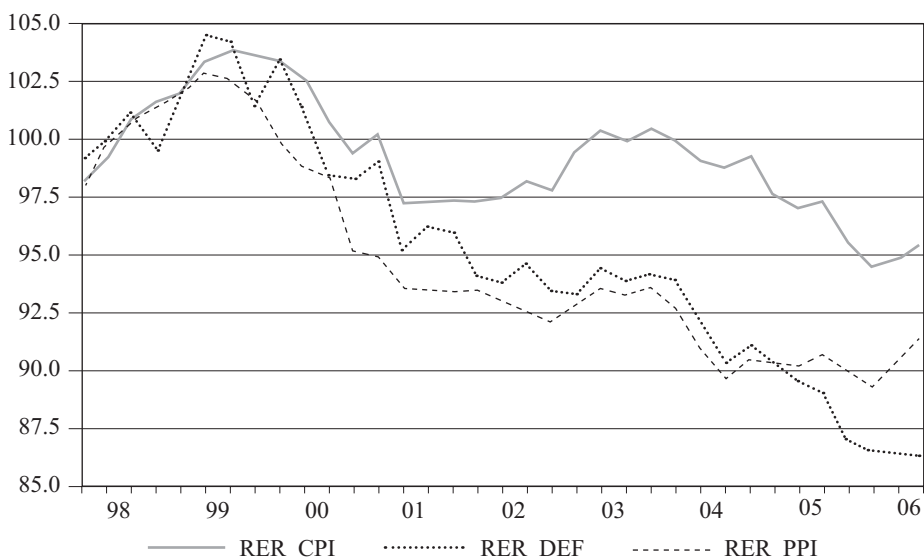
Zahvaljujući razmjerno stabilnom nominalnom tečaju kune prema euru i relativno maloj razlici u inflaciji s obzirom na eurozonu, promjene realnog tečaja u Hrvatskoj nisu bile osobito velike. Od 1998. do 2006. godine realni se tečaj, deflaciran indeksom potrošačkih cijena, kretao u rasponu od plus/minus 5%. Prosječna godišnja stopa realne aprecijacije pritom je iznosila samo 0,6%²¹, što je znatno manje nego u mnogim zemljama iz pretposljednega i posljednjeg vala proširenja EU.

Budući da djeluje putem cijena nerazmjernih dobara, međunarodnim Balassa-Samuelsonovim učinkom može se objasniti samo aprecijacija realnog tečaja izračunanoga pomoću indeksa potrošačkih cijena i implicitnog deflatora, ali ne i indeksa cijena pri proizvođačima, koji prikazuje kretanje cijena razmjernih dobara. Drugim riječima, da bi se

²¹ Prosječna godišnja stopa aprecijacije indeksa realnog tečaja kune prema euru deflaciranog indeksom proizvođačkih cijena iznosila je 0,3%, indeksa realnoga efektivnog tečaja deflaciranog indeksom potrošačkih cijena iznosila je 0,7%, a tečaja deflaciranog indeksom proizvođačkih cijena 0,3%.

Balassa-Samuelsonovim učinkom objasnila realna aprecijacija tečaja, PPP bi trebao vrijediti za razmjenjiva dobra, odnosno serija realnog tečaja deflaciranog cijenama razmjenjivih dobara (*RER_PPI*) morala bi biti stacionarna (Égert, 2003). S obzirom na to da je iz slike 8. jasno kako se u promatranom razdoblju realni tečaj kune prema euru deflaciranom indeksom cijena pri proizvođačima kretao usporedno s realnim tečajem deflaciranim indeksom potrošačkih cijena, odnosno smanjivao se tijekom vremena, zabilježena se realna aprecijacija najvjerojatnije ne može objasniti Balassa-Samuelsonovim učinkom.

Slika 8. Realni tečaj HRK/EUR (1998=100)



Napomena: Pad indeksa označava realnu aprecijaciju tečaja.

Izvori: DZS; Eurostat; HNB; izračun autora

5.1. Jednostavni računski okvir

Od 1998. do 2006. godine prosječna se godišnja stopa inflacije potrošačkih cijena u Hrvatskoj kretala oko 3%, pri čemu su cijene nerazmjenjivih dobara (usluge) rasle dvostruko brže (5,0%) od cijena razmjenjivih dobara (robe; 2,5%). Koliki se dio razlike u inflaciji između nerazmjenjivih i razmjenjivih dobara može pripisati domaćemu Balassa-Samuelsonovu učinku (BS^d) te koliki je utjecaj tog učinka na inflaciju (*inflacija BS*), prije ekonometrijske analize možemo procijeniti pomoću jednadžbi (Égert, 2005):

$$BS^d = \beta_1 (\Delta PROD_T - \Delta PROD_NT) \quad (17)$$

$$Inflacija_{BS} = (1 - \alpha)\beta_1 (\Delta PROD_T - \Delta PROD_NT) \quad (18)$$

pri čemu je β_1 koeficijent koji povezuje relativne cijene nerazmjenjivih dobara i relativnu proizvodnost, $\Delta PROD$ označava godišnji rast prosječne proizvodnosti rada u sektoru razmjenjivih (T) i nerazmjenjivih (NT) dobara, dok je $(1-\alpha)$ udio nerazmjenjivih dobara u potrošačkoj košarici. Vrijednost β_1 pokušat ćemo ekonometrijski ocijeniti u nastavku rada, ali sukladno teorijskome modelu, možemo pretpostaviti da se ona kreće u rasponu od 0 do 1.

Tablica 4. Domaći Balassa-Samuelsonov učinak I – jednostavni računski okvir
 (godišnje stope promjene u postocima)

	CPI	CPI_NT	CPI_T	CPI_NT-CPI_T**	PROD_T	PROD_NT
1999.	4,02	8,14	2,88	5,25	5,47	-2,09
2000.	4,62	5,12	4,48	0,63	5,77	1,56
2001.	3,73	5,36	3,35	2,01	4,81	2,70
2002.	1,70	7,27	0,30	6,98	4,07	4,22
2003.	1,75	2,57	1,56	1,01	4,67	3,27
2004.	2,06	3,27	1,68	1,59	3,63	1,55
2005.	3,34	2,89	3,44	-0,55	6,05	2,20
2006.	3,02	5,09	2,41	2,68	4,65	3,60
Prosjek	3,03	4,96	2,51	2,45	4,89	2,13

	BS učinak** ($\beta_1=0,2$)	BS učinak** ($\beta_1=0,4$)	BS učinak** ($\beta_1=0,6$)	BS učinak** ($\beta_1=0,8$)	BS učinak** ($\beta_1=1$)	Doprinos BS učinka inflaciji** ($\beta_1=1$)
1999.	1,51	3,03	4,54	6,05	7,57	1,74
2000.	0,84	1,69	2,53	3,37	4,22	0,97
2001.	0,42	0,85	1,27	1,69	2,12	0,49
2002.	-0,03	-0,06	-0,09	-0,12	-0,15	-0,03
2003.	0,28	0,56	0,84	1,12	1,40	0,32
2004.	0,42	0,83	1,25	1,66	2,08	0,48
2005.	0,77	1,54	2,31	3,08	3,85	0,88
2006.	0,21	0,42	0,63	0,84	1,04	0,24
Prosjek	0,55	1,11	1,66	2,21	2,77	0,64

Napomene: ** označava promjenu u postotnim bodovima. Balassa-Samuelsonov učinak dobiven je kao umnožak pretpostavljenog koeficijenta β_1 i razlike u godišnjem rastu prosječne proizvodnosti rada u sektoru razmjenjivih i sektoru nerazmjenjivih dobara (hoteli i restorani uključeni su u sektor nerazmjenjivih dobara). Doprinos Balassa-Samuelsonova učinka inflaciji izražen je kao umnožak udjela nerazmjenjivih dobara u potrošačkoj košarici i procijenjenoga Balassa-Samuelsonova učinka.

Izvor: izračun autora

Tablica 4. pokazuje da je u promatranom razdoblju razlika u prosječnome godišnjem rastu cijena nerazmjenjivih i razmjenjivih dobara u Hrvatskoj iznosila 2,45 postotnih bodova. Ocjena domaćega Balassa-Samuelsonova učinka ovisi o pretpostavljenoj vrijednosti koeficijenta β_1 . Ako razlika u rastu proizvodnosti između sektora razmjenjivih i sektora nerazmjenjivih dobara ne utječe na relativne cijene nerazmjenjivih dobara, koeficijent β_1 jednak je nuli. No pretpostavimo li da je β_1 jednak 1, Balassa-Samuelsonov učinak iznosi bi 2,77 postotnih bodova. To znači da bi razlika u rastu proizvodnosti između sekto-

ra razmjenjivih i sektora nerazmjenjivih dobara, kad bi se u potpunosti prelijevala na razliku u inflaciji nerazmjenjivih i razmjenjivih dobara i bila jedini čimbenik koji utječe na tu razliku, iznosila 2,77 postotnih bodova. No, u promatranom razdoblju nije bilo tako, pa je evidentno postojanje prepreka u već opisanome transmisijском kanalu i/ili utjecaj nekih drugih čimbenika.

Da bi se procijenio utjecaj Balassa-Samuelsonova učinka na porast opće razine cijena, valja uzeti u obzir udio usluga (nerazmjenjivih dobara) u potrošačkoj košarici u Hrvatskoj. Taj je udio iznosio 23% pa proizlazi da je u promatranom razdoblju doprinos Balassa-Samuelsonova učinka prosječnoj godišnjoj inflaciji, uz pretpostavku da je β_1 jednak 1, u prosjeku iznosio 0,64 postotnih bodova, što je gotovo identično rezultatu što ga je za razdoblje od 1996. do 2002. dobio Égert (2005). Ipak valja imati na umu da pretpostavka o vrijednosti koeficijenta β_1 najvjerojatnije rezultira precijenjenošću utjecaja Balassa-Samuelsonova učinka na domaću inflaciju. Naime, na temelju rezultata ekonometrijskih procjena koeficijenta β_1 u odabranim radovima razumno je očekivati kako se njegova vrijednost i za Hrvatsku kreće između 0 i 0,5.

Tablica 5. Domaći Balassa-Samuelsonov učinak II – jednostavni računski okvir
 (godišnje stope promjene u postocima)

	DEF	DEF_NT	DEF_T	DEF_NT-DEF_T**	PROD_T2	PROD_NT2
1999.	3,44	5,20	-1,61	6,81	5,57	-2,59
2000.	4,62	6,44	3,71	2,72	6,00	1,10
2001.	4,52	4,02	4,07	-0,05	3,90	2,92
2002.	4,70	6,03	1,69	4,35	4,23	4,01
2003.	4,65	5,77	3,68	2,09	5,10	2,90
2004.	3,15	3,35	2,94	0,40	3,11	1,60
2005.	3,73	3,34	4,61	-1,27	5,77	2,03
2006.	3,63	3,05	4,40	-1,35	4,23	3,41
Prosjek	4,06	4,65	2,94	1,71	4,74	1,92

	BS učinak** ($\beta_1=0,2$)	BS učinak** ($\beta_1=0,4$)	BS učinak** ($\beta_1=0,6$)	BS učinak** ($\beta_1=0,8$)	BS učinak** ($\beta_1=1$)	Doprinos BS učinka inflaciji** ($\beta_1=1$)
1999.	1,63	3,26	4,89	6,53	8,16	5,55
2000.	0,98	1,96	2,94	3,92	4,90	3,33
2001.	0,19	0,39	0,58	0,78	0,97	0,66
2002.	0,04	0,09	0,13	0,17	0,22	0,15
2003.	0,44	0,88	1,32	1,76	2,20	1,49
2004.	0,30	0,60	0,90	1,21	1,51	1,02
2005.	0,75	1,50	2,25	3,00	3,74	2,55
2006.	0,16	0,33	0,49	0,66	0,82	0,56
Prosjek	0,56	1,13	1,69	2,25	2,81	1,91

Napomene: ** označava promjenu u postotnim bodovima. Balassa-Samuelsonov učinak dobiven je kao umnožak pretpostavljenog koeficijenta β_1 i razlike u godišnjem rastu prosječne proizvodnosti rada u sektoru razmjenjivih i sektoru nerazmjenjivih dobara (hoteli i restorani uključeni su u sektor razmjenjivih dobara). Doprinos Balassa-Samuelsonova učinka inflaciji izražen je kao umnožak udjela nerazmjenjivih dobara u BDV-u i procijenjenoga Balassa-Samuelsonova učinka.

Izvor: izračun autora

Ocjena doprinosa domaćega Balassa-Samuelsonova učinka inflaciji u Hrvatskoj primjenom podataka o implicitnim deflatorima daje znatno drugačije rezultate. Naime, prosječna godišnja stopa inflacije mjerena implicitnim deflatorom iznosila je 4,1%, što je za 1 postotni bod više od prosječne godišnje inflacije potrošačkih cijena (*CPI*). No unatoč tome što je područje djelatnosti hotela i restorana preseljeno iz sektora nerazmjenjivih u sektor razmjenjivih dobara, razlika u proizvodnosti između ta dva sektora ostala je gotovo jednaka kao i prije, 2,81 postotni bod. Uz jednake pretpostavljene vrijednost koeficijenta β_1 , to je rezultiralo neznatno izmijenjenim domaćim Balassa-Samuelsonovim učinkom. Međutim, procijenjeni utjecaj Balassa-Samuelsonova učinka na inflaciju mjerenu implicitnim deflatorom znatno je viši jer je udio nerazmjenjivih dobara u BDV-u trostruko veći od udjela u potrošačkoj košarici.

Međunarodni Balassa-Samuelsonov učinak (BS^m) procijenjen je na temelju jednačbe:

$$BS^m = \Delta p - \Delta p^* = \Delta e + \beta_2 \left[(1 - \alpha)(\Delta PROD_DIF) - (1 - \alpha^*)(\Delta PROD_E_DIF) \right] \quad (19)$$

pri čemu je $\Delta p - \Delta p^*$ razlika u inflaciji između Hrvatske i eurozone, Δe promjena nominalnog tečaja HRK/EUR, $\Delta PROD_DIF$ razlika u rastu proizvodnosti u sektoru razmjenjivih dobara u usporedbi sa sektorom nerazmjenjivih dobara u Hrvatskoj, $\Delta PROD_E_DIF$ razlika u rastu proizvodnosti u sektoru razmjenjivih dobara u odnosu prema sektoru nerazmjenjivih dobara u eurozoni, a β_2 koeficijent koji povezuje razliku u relativnoj proizvodnosti između Hrvatske i eurozone, s razlikom u inflaciji. Kao i u domaćoj verziji Balassa-Samuelsonova učinka, vrijednost koeficijenta β_2 kasnije će se pokušati procijeniti ekonometrijski, a za sada pretpostavljamo da se ona kreće između 0 i 1.

Razlika u rastu proizvodnosti u sektoru razmjenjivih dobara u usporedbi sa sektorom nerazmjenjivih dobara u promatranom je razdoblju bila nešto viša u Hrvatskoj nego u eurozoni, ali je udio nerazmjenjivih dobara u potrošačkoj košarici gotovo dvostruko veći u eurozoni nego u Hrvatskoj (41% prema 23%). Sukladno tome, prema teorijskome modelu mogla bi se očekivati viša inflacija u eurozoni nego u Hrvatskoj i/ili deprecijacija nominalnog tečaja HRK/EUR, odnosno negativan Balassa-Samuelsonov učinak. Iako se iz tablice 6. može iščitati da je u promatranom razdoblju nominalni tečaj HRK/EUR deprecirao u prosjeku za 0,36% godišnje, to je prije svega rezultat deprecijacije ostvarene 1999, kada je u Hrvatskoj zabilježena recesija i nastavak bankarske krize započete 1998. U ostalom dijelu promatranog razdoblja zabilježena su suprotna kretanja od onih na koja upućuje teorijski model pa proizlazi da je, osim Balassa-Samuelsonova učinka, utjecaj drugih čimbenika koji djeluju na kretanje cijena bio dominantan.

Tablica 6. Međunarodni Balassa-Samuelsonov učinak – jednostavni računski okvir
 (godišnje stope promjene u postocima)

	CPI	HICP_E	CPI_DIFF**	E	(1- α)*PROD_E_DIFF*	(1- α)*PROD_E_DIFF**
1999.	4,02	1,14	2,88	6,20	1,74	0,94
2000.	4,62	2,12	2,50	0,74	0,97	1,58
2001.	3,37	2,36	1,38	-2,16	0,49	0,34
2002.	1,70	2,27	-0,56	-0,86	-0,03	0,39
2003.	1,75	2,07	-0,32	2,11	0,32	0,59
2004.	2,06	2,14	-0,08	-0,90	0,48	1,31
2005.	3,34	2,17	1,16	-1,27	0,88	0,91
2006.	3,02	2,00	1,03	-1,00	0,24	1,51
Prosjeak	3,03	2,03	1,00	0,36	0,64	0,95

	BS učinak** ($\beta_2=0,2$)	BS učinak** ($\beta_2=0,4$)	BS učinak** ($\beta_2=0,6$)	BS učinak** ($\beta_2=0,8$)	BS učinak** ($\beta_2=1$)
1999.	0,16	0,32	0,48	0,64	0,80
2000.	-0,12	-0,24	-0,36	-0,49	-0,61
2001.	0,03	0,06	0,09	0,12	0,15
2002.	-0,08	-0,17	-0,25	-0,34	-0,42
2003.	-0,05	-0,11	-0,16	-0,21	-0,26
2004.	-0,17	-0,33	-0,50	-0,67	-0,83
2005.	0,00	-0,01	-0,01	-0,02	-0,02
2006.	-0,25	-0,51	-0,76	-1,02	-1,27
Prosjeak	-0,06	-0,12	-0,19	-0,25	-0,31

Napomene: ** označava promjenu u postotnim bodovima. Balassa-Samuelsonov učinak dobiven je kao umnožak pretpostavljenog koeficijenta β_2 i razlike u godišnjem rastu prosječne proizvodnosti rada u sektoru razmjenjivih i sektoru nerazmjenjivih dobara (korigirane za udio nerazmjenjivih dobara u potrošačkoj košarici između Hrvatske i eurozone). Hoteli i restorani uključeni su u sektor nerazmjenjivih dobara.

Izvor: izračun autora

6. Ekonometrijska analiza

Na temelju teoretskog modela prikazanoga u poglavlju 2, u nastavku rada slijedi ekonometrijska analiza domaće i međunarodne verzije Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj. Za ekonometrijsku analizu serije opisane u prethodna dva poglavlja transformirane su u prirodne logaritme, a zatim je nad njima provedeno diferenciranje prvog reda kako bi se, sukladno dinamičkoj (lineariziranoj) verziji modela, ocijenio Balassa-Samuelsonov učinak u Hrvatskoj. Upotreba prvih diferencija omogućuje sagledavanje inflacijskog učinka prouzročenoga promjenama stopa rasta proizvodnosti rada (Rother, 2000). Prije same procjene Balassa-Samuelsonova učinka testirana je stacionarnost svih promatranih varijabli Phillips-Perronovim (PP) te proširenim Dicky-Fullerovim (ADF) testom, rezultati kojih su prikazani u dodatku 1. Budući da su se sve vremenske serije pokazale stacionarnima, to nam omogućuje da se za ocjenu regresijskih jednadžbi primijeni metoda najmanjih kvadrata (OLS).

6.1. Domaća verzija Balassa-Samuelsonova učinka

Za procjenu domaće verzije Balassa-Samuelsonova učinka polazi se od jednadžbe:

$$\Delta \log\left(\frac{CPI_NT}{CPI_T}\right)_t = c + \beta_0 \Delta \log\left(\frac{PROD_T}{PROD_NT}\right)_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

u kojoj je CPI_NT indeks cijena nerazmjenjivih dobara (usluga), CPI_T indeks cijena razmjenjivih dobara, $PROD_T$ proizvodnost rada u sektoru razmjenjivih dobara i $PROD_NT$ proizvodnost rada u sektoru nerazmjenjivih dobara. Međutim, budući da je kontrolom robustnosti modela ustanovljeno da Breusch-Godfreyev test upućuje na postojanje problema autokorelacije reziduala, jednadžba (20) proširena je lagiranom vrijednosti logaritma indeksa relativnih cijena nerazmjenjivih dobara kao dodatnom nezavisnom varijablom:

$$\Delta \log\left(\frac{CPI_NT}{CPI_T}\right)_t = c + \beta_0 \Delta \log\left(\frac{PROD_T}{PROD_NT}\right)_t + \beta_1 \Delta \log\left(\frac{CPI_NT}{CPI_T}\right)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (21)$$

Tablica 7. Prikaz procijenjenih koeficijenata i pripadajućih t-statistika za domaći Balassa-Samuelsonov učinak I

Nezavisne varijable	Zavisna varijabla: $\Delta \log\left(\frac{CPI_NT}{CPI_T}\right)_t$	
	jednadžba (20)	jednadžba (21)
C	***0,0067 (2,9579)	0,0036 (1,6406)
$\Delta \log\left(\frac{PROD_T}{PROD_NT}\right)_t$	0,0081 (0,0652)	0,0065 (0,0615)
$\Delta \log\left(\frac{CPI_NT}{CPI_T}\right)_{t-1}$	–	*0,2964 (1,9945)
N	34	33
R ²	0,0001	0,1208

Napomene: U ovome modelu cijene su prikazane indeksom potrošačkih dobara, a hoteli i restorani u serijama proizvodnosti uključeni su u sektor nerazmjenjivih dobara. ***, **, * označava odbacivanje nulte hipoteze uz razinu signifikantnosti 1, 5 i 10%.

Nakon proširenja jednadžbe na temelju Breusch-Godfreyeva testa ne može se odbaciti nulta hipoteza o nepostojanju autokorelacije. Rezultati ocijenjenih jednadžbi upućuju na vrlo nisku razinu signifikantnosti koeficijenata, što se posebice odnosi na koeficijent β_0 , koji ima ključnu ulogu u ocjeni domaće verzije Balassa-Samuelsonova učinka. Iako

su predznaci uz procijenjene koeficijente očekivano pozitivni, loše karakteristike modela (mali R^2) i nesignifikantnost procijenjenih koeficijenata upućuju na zaključak kako se metodom najmanjih kvadrata na testiranom uzorku promjena u razlici domaćih cijena nerazmjenjivih i razmjenjivih dobara ne može objasniti promjenom u razlici između proizvodnosti u sektoru razmjenjivih i u sektoru nerazmjenjivih dobara. Nešto se značajnijim pokazao koeficijent β_1 , u jednadžbi (21).

Jednako su se nesignifikantnim pokazali koeficijenti u modelu u kojemu su sektoru razmjenjivih dobara pridodane djelatnosti hotela i restorana, a cijene prikazane implicitnim deflatorima (v. tabl. 8).

Tablica 8. Prikaz procijenjenih koeficijenata i pripadajućih t -statistika za domaći Balassa-Samuelsonov učinak II

Nezavisne varijable	Zavisna varijabla: $\Delta \log\left(\frac{DEF_NT}{DEF_T}\right)_t$	
	jednadžba (20)	jednadžba (21)
C	0,0035 (0,7506)	0,0051 (1,2626)
$\Delta \log\left(\frac{PROD_T2}{PROD_NT2}\right)_t$	0,2488 (1,0621)	0,2019 (0,3951)
$\Delta \log\left(\frac{DEF_NT}{DEF_T}\right)_{t-1}$	–	** -0,3684 (-2,2621)
N	34	33
R^2	0,0299	0,1734

Napomene: U ovome modelu cijene su prikazane implicitnim deflatorima, a hoteli i restorani u serijama proizvodnosti uključeni su u sektor razmjenjivih dobara. ***, **, * označava odbacivanje nulte hipoteze uz razinu signifikantnosti 1, 5 i 10%.

6.2. Međunarodna verzija Balassa-Samuelsonova učinka

Sukladno teorijskome modelu, pri ocjeni međunarodnog Balassa-Samuelsonova učinka kao zavisna varijabla može se primijeniti realni tečaj ili razlika između domaćih i inozemnih cijena, odnosno promjene navedenih varijabli ako je riječ o dinamičkome modelu. Stoga je u ovom radu specificirano nekoliko jednadžbi ne bi li se dobila što kvalitetnija informacija o djelovanju Balassa-Samuelsonova učinka na cijene odnosno na realni tečaj. Kao i za jednostavni računski okvir, jednadžbe su procijenjene uzimanjem u obzir prve definicije sektora razmjenjivih i sektora nerazmjenjivih dobara, pri čemu je djelatnost hotela i restorana uključena u sektor nerazmjenjivih dobara.

Prva specifikacija temelji se na teorijskoj jednadžbi (16):

$$\Delta \log RER_t = c + \beta_0 \Delta PROD_DIF1_t + \varepsilon_t \quad (22)$$

u kojoj je *RER* realni tečaj kune deflaciniran indeksom potrošačkih cijena, a *PROD_DIF1* razlika u rastu proizvodnosti u sektorima razmjernih i sektorima nerazmjernih dobara između eurozone i Hrvatske, ponderirana udjelima nerazmjernih dobara u potrošačkim košaricama $PROD_DIF1 = (1 - \alpha^*) \log\left(\frac{PROD_T_E}{PROD_NT_E}\right) - (1 - \alpha) \log\left(\frac{PROD_T}{PROD_NT}\right)$.

Druge dvije specifikacije modela kojima se ocjenjuje međunarodna verzija Balassa-Samuelsonova učinka temelje se na teorijskoj jednadžbi (15). Zavisna je varijabla razlika u rastu cijena između Hrvatske i eurozone. Nezavisne su varijable nominalni tečaj kune prema euru i razlika u rastu proizvodnosti u sektorima razmjernih i sektorima nerazmjernih dobara između Hrvatske i eurozone, ponderirana udjelima nerazmjernih dobara u potrošačkim košaricama $PROD_DIF2 = (1 - \alpha) \log\left(\frac{PROD_T}{PROD_NT}\right) - (1 - \alpha^*) \log\left(\frac{PROD_T_E}{PROD_NT_E}\right)$:

$$\Delta \log\left(\frac{CPI}{HICP_E}\right)_t = c + \beta_0 \Delta PROD_DIF2_t + \beta_1 \Delta \log E_t + \varepsilon_i \quad (23)$$

Zbog postojanja problema autokorelacije, a kako bi se poboljšale značajke modela, u jednadžbu (23) kao nezavisna varijabla dodana je lagirana vrijednost razlike u rastu cijena između Hrvatske i eurozone:

$$\Delta \log\left(\frac{CPI}{HICP_E}\right)_t = c + \beta_0 \Delta PROD_DIF2_t + \beta_1 \Delta \log E_t + \beta_2 \Delta \log\left(\frac{CPI}{HICP_E}\right)_{t-1} + \varepsilon_i \quad (24)$$

Tablica 9. Prikaz procijenjenih koeficijenata i pripadajućih *t*-statistika za međunarodni Balassa-Samuelsonov učinak

Nezavisne varijable	Zavisna varijabla: $\Delta \log RER_t$		Zavisna varijabla: $\Delta \log\left(\frac{CPI}{HICP_E}\right)_t$
	jednadžba (22)	jednadžba (23)	jednadžba (24)
C	-0,006 (-0,3396)	***0,0026 (3,4549)	*0,0014 (1,7714)
$\Delta PROD_DIF$	-0,2232 (-0,5801)	0,1744 (1,10425)	0,2048 (2,6998)
$\Delta \log E_t$	–	0,0280 (0,3572)	-0,0572 (-0,7497)
$\Delta \log\left(\frac{CPI}{HICP_E}\right)_{t-1}$	–	–	**0,4378 (2,6998)
N	34	34	33
R ²	0,0104	0,0476	0,2298

Napomena: U ovome modelu cijene su prikazane indeksom potrošačkih dobara, a hoteli i restorani u serijama proizvodnosti uključeni su u sektor nerazmjernih dobara. ***, **, * označava odbacivanje nulte hipoteze uz razinu signifikantnosti 1, 5 i 10%.

Iako se tim proširenjem povećao R^2 , on je i dalje relativno nizak. Kao i u domaćoj verziji Balassa-Samuelsonova učinka, rezultati ocijenjenih jednadžbi i za njegovu međunarodnu verziju također upućuju na statističku nesigurnost razlike u relativnoj proizvodnosti za objašnjenje promjena realnog tečaja i razlike u rastu cijena između Hrvatske i eurozone. Isti je rezultat, neovisno o tome koja se zavisna varijabla primjenjuje, očekivan s obzirom na to da su promjene nominalnog tečaja kune prema euru zabilježene u promatranom razdoblju bile relativno malene.

U radovima o procjeni međunarodne verzije Balassa-Samuelsonova učinka u zemljama srednje i istočne Europe kao zavisna varijabla češće se koristi realni tečaj, pa tako za Hrvatsku Egert (2005) navodi da razlika u relativnoj proizvodnosti dovodi do ravnotežne aprecijacije realnog tečaja. Međutim, na taj se način ne razdvajaju promjene nominalnog tečaja i razlike u rastu cijena, što je važno, među ostalim, radi boljeg sagledavanja čimbenika ispunjavanja maastrichtskih kriterija.²² Zbog toga su za Hrvatsku procijenjene i jednadžbe u kojima je zavisna varijabla razlika u rastu cijena (izraženim indeksom potrošačkih dobara) između Hrvatske i eurozone. To ujedno omogućuje usporedbu s rezultatima istraživanja Mihaljeka i Klaua (2004).

Naime, već opisani rezultati u skladu su s njihovim istraživanjem, u kojemu su pri analizi međunarodnog Balassa-Samuelsonova učinka u srednjoeuropskim zemljama za Hrvatsku također dobili nesigurni koeficijent, uz nezavisnu varijablu razlike u relativnoj proizvodnosti. Iako je njihova procjena obuhvatila podatke za različito razdoblje (1996-2002) od razdoblja u ovom radu, potvrda rezultata upućuje na zaključak kako na razliku u rastu cijena između Hrvatske i eurozone jače djeluju drugi čimbenici, odnosno da je utjecaj Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj znatno manji nego u drugim zemljama usporedivih značajki.

7. Zaključak

Kao i u drugim zemljama srednje i istočne Europe, ispitivanje Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj posebno je zanimljivo zbog perspektive pridruživanja EU i kasnijeg uvođenja eura kao nacionalne valute, jer se smatra kako njegovo jako djelovanje može otežati ispunjavanje kriterija konvergencija koji se odnose na inflaciju i tečaj.

Balassa-Samuelsonov model temelji se na relativno strogim pretpostavkama, za koje je deskriptivna analiza podataka za Hrvatsku pokazala da su samo djelomično zadovoljene. Uočeno je da je rast realnih nadnica u sektoru razmjenjivih dobara bio slabiji od ostvarenog rasta proizvodnosti, kao i to da za razmjenjiva dobra ne vrijedi apsolutni PPP. Unatoč tome, jednostavnim je računskim okvirom ocijenjeno da je u promatranom razdoblju prosječni doprinos Balassa-Samuelsonova učinka godišnjoj inflaciji iznosio najviše 0,64 postotnih bodova. No, međunarodni Balassa-Samuelsonov učinak nije dao teorijski prihvatljive rezultate, čemu je sigurno pridonio i znatno niži udio nerazmjenjivih dobara u potrošačkoj košarici Hrvatske nego u eurozoni.

Kako bi se preciznije ocijenilo postoji li i u kojem opsegu djeluje Balassa-Samuelsonov učinak u Hrvatskoj, provedena je i ekonometrijska analiza. Pritom su korištene dvije

²² U dodatku 2. prikazano je ispunjavanje maastrichtskog kriterija koji se odnosi na stabilnost cijena.

definicije sektora razmjenjivih i sektora nerazmjenjivih dobara (ovisno o tome gdje se svrstava djelatnost hotela i restorana), dvije mjere cijena (indeks potrošačkih dobara i implicitni deflatori) te, za međunarodnu verziju, dvije različite zavisne varijable (realni tečaj i razlika u rastu cijena između Hrvatske i eurozone). U svim specifikacijama modela rezultati ekonometrijske analize upućuju na statističku nesignifikantnost koeficijenata kojima se objašnjava Balassa-Samuelsonov učinak.

Nemogućnost potvrđivanja povezanosti relativne proizvodnosti i relativnih cijena, odnosno niska signifikantnost Balassa-Samuelsonova učinka može se objasniti uz pomoć nekoliko čimbenika. Tako je moguće da su rigidnost tržišta rada i visoka nezaposlenost u Hrvatskoj oslabili mehanizam kojim bi rast proizvodnosti trebao djelovati na rast nadnica. Osim toga, cijene razmjenjivih dobara pod velikim su utjecajem trgovinske liberalizacije i smanjenja carinskih i necarinskih ograničenja postavljenih vanjskoj trgovini, što je pridonijelo jačanju konkurencije na domaćem tržištu, a ona ograničava snažniji rast cijena. Na rast cijena nerazmjenjivih dobara, pak, vjerojatno je uvelike utjecao i proces deregulacije već prije administrativno reguliranih cijena.

Na kraju možemo zaključiti kako je djelovanje Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj očito slabije nego u zemljama usporedivih značajki, pa njegov učinak na inflaciju i realni tečaj ne bi trebao biti problem pri zadovoljavanju kriterija konvergencije, već bi se pozornost trebala pridati drugim čimbenicima koji pridonose rastu cijena u Hrvatskoj. Konačno, daljnje testiranje i procjena Balassa-Samuelsonova učinka u Hrvatskoj nužni su ne bi li se bolje upoznao taj ekonomski fenomen.

LITERATURA

Arratibel, O., Rodriguez-Palenzuela, D. and Thimann, C., 2002. "Inflation dynamics and dual inflation in accession countries: 'a new Keynesian' perspective". *ECB Working Paper*, No. 132.

Balassa, B., 1964. "The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal". *Journal of Political Economy*, 72 (2), 584-596.

Baumol, W. and Bowen, W., 1966. *Performing Arts: the Economic Dilemma*. New York, 20th Century Fund.

Cipriani, M., 2001. "The Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies". *IMF Unpublished Working Paper*.

Coricelli, F. and Jazbec, B., 2001. "Real Exchange Rate Dynamics in Transition Economies". *Centre for Economic Policy Research, Discussion Papers Series*, No. 2869.

De Broeck, M. and Slok, T., 2001. "Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries". *IMF Working Paper*, No. 56.

Égert, B. [et al.], 2003. "The Balassa-Samuelson Effect in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?". *Journal of Comparative Economics*, 31 (3), 552-572.

Égert, B., 2002. "Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in the Transition: Do We Understand What We See?". *Institute for Economies in Transition, BOFIT Discussion Papers Economics Systems*, No. 6.

Égert, B., 2003. “Nominal and Real Convergence in Estonia: The Balassa-Samuelson (Dis)Connection”. *William Davidson Institute Working Paper*, No. 556.

Égert, B., 2005. “Balassa-Samuelson Meets South Eastern Europe, the CIS and Turkey: A Close Encounter of the Third Kind?”. *The European Journal of Comparative Economics*, 2 (2), 221-243.

Faulend, M. [et al.], 2005. “Kriteriji Europske unije s posebnim naglaskom na ekonomske kriterije konvergencije – gdje je Hrvatska?”. *Pregledi Hrvatske narodne banke*, br. 19.

Fischer, C., 2002. “Real currency appreciation in accession countries: Balassa-Samuelson and investment demand”. *Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank Discussion Paper*, No. 19.

Halpern, L. and Wyplosz, C., 2001. “Economic Transformation and Real Exchange Rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection”. *UNO Economic Survey of Europe* 1, (1), 227-239.

Jazbec, B., 2002. “Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies: The Case of Slovenia”. *William Davidson Institute Working Paper*, No. 507.

Lojschova, A., 2003. “Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies”. *Vienna Institute for Advanced Studies*.

Loko, B. and Tuladhar, A., 2005. “Labour Productivity and Real Exchange Rate: The Balassa-Samuelson Disconnect in the former Yugoslav Republic of Macedonia”. *IMF Working Paper*, No. 113.

Mihaljek, D. and Klau, M., 2004. “The Balassa-Samuelson Effect in Central Europe: A Disaggregated Analysis”. *Comparative Economic Studies*, 46 (1), 63-94.

Nestić, D., 2004. “Konvergencija razine cijena: Hrvatska, tranzicijske zemlje i EU”. *Istraživanja Hrvatske narodne banke*, br. 15.

Rother, P. C., 2000. “The Impact of Productivity Differentials on Inflation and the Real Exchange Rate: An Estimation of the Balassa-Samuelson Effect in Slovenia”. *IMF Country Report, Republic of Slovenia: Selected Issues, 00/56*, 26-39.

Roubini, N. and Wachtel, P., 1998. “Current Account Sustainability in Transition Economies”. *NBER Working Paper*, No. 6468.

Samuelson, P. A., 1964. “Theoretical Notes on Trade Problems”. *The Review of Economics and Statistics*, 46, 145-154.

Tica, J. and Družić, I., 2006. “The Harrod-Balassa-Samuelson Effect: A Survey of Empirical Evidence”. University of Zagreb, Faculty of Economics and Business, *FEB – Working Paper Series*, 06-07.

Turner, P. and Van’t Dack, J., 1993. “Measuring International Price and Cost Competitiveness”. *BIS Economic Papers*, No. 39.

Josip Funda, Gorana Lukinić and Igor Ljubaj
Assessment of the Balassa-Samuelson Effect in Croatia

Abstract

The main objective of this paper is to assess the importance of the Balassa-Samuelson effect in Croatia and to quantify its influence on inflation and the real exchange rate. The productivity growth differential between tradable and nontradable sectors within a given country compared to abroad has recently often been used to explain the real appreciation of Central and East European (CEE) transition countries' currencies against euro, and also to explain the inflation differential between the aforementioned countries and the euro area. Since all new EU member states are obligated to introduce the euro as the national currency, the Balassa-Samuelson effect associated with real convergence could impede nominal convergence and fulfilment of the necessary Maastricht criteria. The main conclusion of this paper is that in the period from 1998:Q1 to 2006:Q3 the Balassa-Samuelson effect in Croatia was not statistically significant, so it should not constitute a barrier to meeting convergence criteria.

Key words: Balassa-Samuelson effect, tradables and nontradables, relative prices, productivity, inflation, real exchange rate, Croatia

Dodatak 1. Testiranje stacionarnosti varijabli Phillips-Perronovim (PP) te proširenim Dicky-Fullerovim (ADF) testom

Varijable	PP			ADF		
	t-vrijednost			t-vrijednost		
	Bez konstante i trenda	Konstanta	Konstanta i trend	Bez konstante i trenda	Konstanta	Konstanta i trend
Δ CPI_NT_T	-4,4385***	-4,9367***	-4,7825***	-4,4357***	-4,9444***	-4,7804***
Δ DEF_NT_T	-5,8701***	-7,8073***	-7,5067***	-2,2362**	-3,6310**	-3,8096**
Δ PROD_T_NT	-5,5186***	-6,7111***	-6,7666***	-5,5111***	-3,4557**	-3,4760*
Δ PROD_T2_NT2	-4,9034***	-5,9228***	-6,2511***	-4,8678***	-5,9233***	-6,2117***
Δ RER	-4,8806***	-4,8371***	-4,8826***	-4,7866***	-4,7640***	-4,7670***
Δ CPI_DIF	-3,2700***	-3,7670***	-4,1349**	-3,3604***	-3,8052***	-4,0796**
Δ PROD_DIF	-6,2037***	-6,7730***	-8,5485***	-6,1150***	-6,1367***	-5,4444***
Δ E	-3,9414***	-3,8936***	-4,1835**	-3,9605***	-3,9021***	-4,0950**

Napomena: ***, **, * označava da se pretpostavka o nestacionarnosti serije može odbaciti uz razinu signifikantnosti 1, 5, 10%.

Opis varijabli:

$$CPI_NT_T = \ln\left(\frac{CPI_NT}{CPI_T}\right)$$

$$DEF_NT_T = \ln\left(\frac{DEF_NT}{DEF_T}\right)$$

$$PROD_T_NT = \ln\left(\frac{PROD_T}{PROD_NT}\right)$$

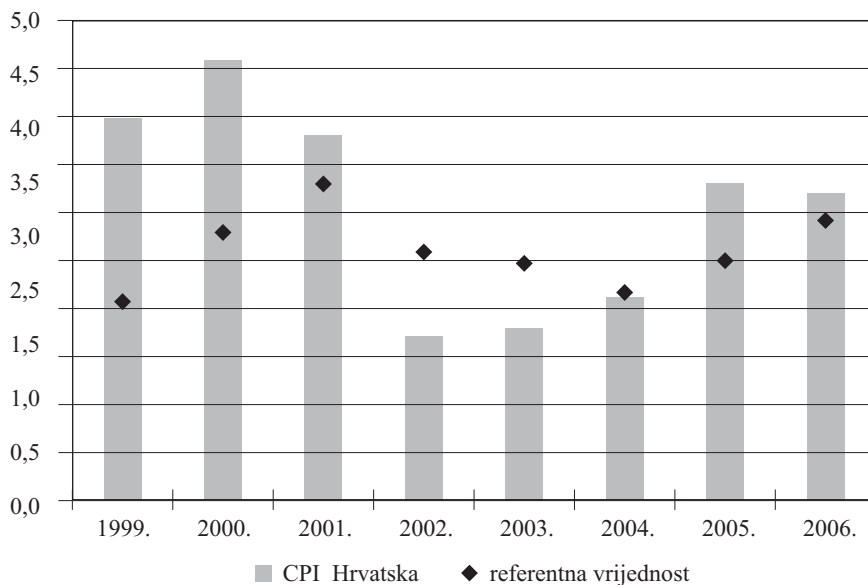
$$PROD_T2_NT2 = \ln\left(\frac{PROD_T2}{PROD_NT2}\right)$$

$$RER = \ln(RER)$$

$$CPI_DIF = \ln\left(\frac{CPI}{CPI_E}\right)$$

$$PROD_DIF = (1 - \alpha) \ln\left(\frac{PROD_T}{PROD_NT}\right) - (1 - \alpha^*) \ln\left(\frac{PROD_T_E}{PROD_NT_E}\right)$$

Dodatak 2. Prikaz ispunjavanja maastrichtskog kriterija o stabilnosti cijena
od 1999. do 2006. godine (u %)



Izvori: DZS; ECB

Kada je riječ o kriteriju stabilnosti cijena, prosječna je godišnja stopa inflacije u Hrvatskoj u 2002, 2003. i 2004. bila ispod referentnih vrijednosti, ali to ne vrijedi i za ostala razdoblja prikazana na slici. Premašivanje referentnih vrijednosti pokazuje da ne treba podcijeniti izazove koji očekuju Hrvatsku na putu ispunjavanja maastrichtskih kriterija, iako se zbog nešto više razine cijena u Hrvatskoj nego u nekim drugim tranzicijskim zemljama i sličnosti strukture cijena s EU (Nestić, 2004; Faulend i sur., 2005) u procesu daljnje konvergencije ne očekuju značajnije korekcije cijena.