

BANKA SLOVENIJE

Prikazi in analize VII/1 (marec 1999), Ljubljana

ANALIZA BLAGOVNIH TOKOV Z MODELOM POPRAVLJANJA NAPAK

Andreja Strojan

1. UVOD

V prispevku obravnavamo tokove slovenskega izvoza in uvoza blaga. Mednarodna trgovina (blaga in storitev) je lahko močan spodbujalec gospodarske rasti in tudi v Sloveniji je bila domača gospodarska rast v preteklih letih v veliki meri izvozno spodbujena. Blagovna menjava je najpomembnejša postavka v tekočem računu plačilne bilance Slovenije, saj predstavlja tako na izvozni kot na uvozni strani največji del tokov. Zaradi navedenega je poznavanje dejavnikov, ki vplivajo na mednarodne tokove blaga - in tudi storitev - pomembno.

Države v tranziciji izkazujejo v devetdesetih letih v glavnem primanjkljaj na tekočem računu plačilne bilance. Le-ta je lahko po eni strani znak uspešne politike, ko kapitalski pritoki financirajo rast (investicijsko povpraševanje presega nacionalne prihranke), po drugi strani pa lahko kaže na nevzdržno neravnotežje med prihranki in investicijami, ki je običajno posledica hitre rasti potrošnje (*consumption boom*), kar vodi do (prekomerne) rasti zadolžitve (Roubini, Wachtel, 1998, str.1-2).

Slovenija beleži v zadnjih štirih letih približno izravnani saldo tekočega računa plačilne bilance. Podobno pa ne velja za saldo trgovinske bilance, ki je od leta 1993 dalje negativen. V letu 1998 je znašal približno 4% bruto domačega proizvoda. Primanjkljaj tekočega računa, ki izvira iz primanjkljaja v trgovinski bilanci, je za državo lahko nevaren, saj običajno kaže na strukturne probleme konkurenčnosti gospodarstva.

Časovne vrste, ki jih bomo uporabljali v ekonometrični analizi, bomo predhodno preverili glede njihovih statističnih lastnosti. Pri analizi časovnih vrst je namreč pomembno, da so uporabljeni časovne vrste stacionarne. Tovrstno problematiko bomo prikazali v tretjem poglavju in preverili, če so časovne vrste, ki jih v nadaljevanju uporabljamo, stacionarne.

Osrednji, četrti, del prispevka je zapis enačb modela trgovinske bilance. Zapisali smo ocenjene enačbe, v katerih smo opredelili dejavnike, ki vplivajo na trgovinsko bilanco in preko nje na saldo tekočega računa plačilne bilance Slovenije. Prikazujemo, kako vplivajo spremembe posameznih dejavnikov, ki so glavni določevalci tokov, na saldo trgovinske bilance. Uporabljamo ekonomsko teorijo, da bi opisali povezave med več spremenljivkami, ki nas zanimajo. Model je parcialen, saj so v analizi obravnavane spremenljivke, kot so ekonomska aktivnost, cene in devizni tečaji, eksogene. Medsebojne in povratne povezave med eksogenimi spremenljivkami v modelu in na blagovno menjavo niso zajete.

Četrta točka prispevka nudi oceno standardnih parametrov v enačbah zunanjetrogovinskih tokov, torej cenovne in dohodkovne elastičnosti oz. odzivnosti izvoza ter uvoza blaga na spremembe v relativnih cenah ter v tuji in domači aktivnosti na kratki in na dolgi rok. Izvozna in uvozna cenovna elastičnost povpraševanja sta pomembna parametra, ko ocenjujemo vpliv sprememb relativnih cen na trgovinsko bilanco. Višja izvozna cenovna elastičnost pomeni bolj konkurenčno mednarodno tržišče in realna depreciacija bo za povečanje izvoznih zaslužkov te države v primeru višjih elastičnosti bolj uspešna (Senhadji, Montenegro, 1998, str. 4). Čim višja je dohodkovna elastičnost izvoznega povpraševanja, bolj pomemben je izvoz kot generator rasti. Za oceno kratkoročnih in dolgoročnih cenovnih ter dohodkovnih elastičnosti bomo uporabili model popravljanja napak.

Tokove (predvsem uvoz blaga) obravnavamo tudi razčlenjene po skupinah ekonomskega namena. Iz navedene razčlenitve je razvidno, od kod izvirajo primanjkljaji v menjavi in katere skupine so v letih 1993 in 1995 najbolj prispevale k povečanju blagovnega primanjkljaja.

2. MEDNARODNA MENJAVA BLAGA

Svetovna trgovinska menjava je v desetletju 1980-1989 rasla povprečno po 4,4% letno, v desetletnem obdobju 1990-1999 pa naj bi rast znašala 6,3%¹. V zadnjem desetletnem obdobju je bila svetovna rast menjave najvišja v

¹ Svetovni izvoz blaga je v letu 1997 znašal 5.437 mrd USD, uvoz blaga pa 5.546 mrd USD (IMF: Direction of Trade Statistics Quarterly, december 1998). Delež slovenskega izvoza blaga v svetovnem je v letu 1997 znašal 0,154% in uvoza blaga 0,169%.

letu 1997, ko je znašala 10,4%. Ocene kažejo, da naj bi rast svetovne menjave v letu 1998 znašala 3,3%, rast v letu 1999 pa naj bi bila na podlagi napovedi 4,3% (IMF: World Economic Outlook and International Capital Markets Interim Assessment, december 1998). Stopnje rasti slovenske blagovne menjave (izvoza ter uvoza blaga) prikazujemo v tabeli 1. Tudi za Slovenijo velja, da je njena menjava rasla najhitreje v letu 1997².

Tabela 1: Sprememba "količin" menjave ter povprečnih cen in pogojev menjave v slovenski zunanji trgovini v obdobju 1992-1998 (letne spremembe v %)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998
IZVOZ - KOLIČINE	-4,9	3,8	1,2	-0,8	11,8	8,2
redna menjava	-8,5	11,1	2,6	-0,4	13,3	9,3
oplemenitenje *	14,1	-27,1	-8,2	-3,9	0,2	-0,8
IZVOZNE CENE	-4,4	7,9	20,6	0,8	-9,9	-0,3
UVOZ - KOLIČINE	17,7	9,8	11,7	0,6	10,1	10,5
redna menjava	18,9	15,4	13,2	1,2	10,5	11,3
oplemenitenje *	10,6	-26,9	-4,1	-7,4	4,6	0,4
UVOZNE CENE	-10,0	1,8	16,5	-1,1	-9,6	-2,6
POGOJI MENJAVE	6,2	6,0	3,5	1,9	-0,3	2,4

Vir: Statistični urad Republike Slovenije in izračun.

* Pri poslih oplemenitenja je upoštevana predpostavka o enakem gibanju povprečnih cen izvoza in uvoza, kot veljajo za redno blagovno menjavo.

Tekoči račun plačilne bilance Slovenije je bil celotno obravnavano obdobje, z izjemo let od 1992 do 1994, v majhnem presežku ali primanjkljaju. K zmanjšanju presežkov na tekočem računu plačilne bilance, ki so bili prisotni v začetnem obdobju, je prispeval v glavnem povečan primanjkljaj v blagovni menjavi s tujino.

Tabela 2: Saldo ter posamezne postavke tekočega računa plačilne bilance Slovenije v letih 1992-1998

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Tekoči račun: saldo							
- v mio USD	925,3	191,9	600,1	-22,8	39,0	36,6	-3,8
- v % BDP	7,4	1,5	4,2	-0,1	0,2	0,2	0,0
I. Blago in storitve: saldo							
- v mio USD	970,5	221,1	338,3	-323,2	-177,5	-181,6	-261,2
- v % BDP	7,7	1,7	2,4	-1,7	-0,9	-1,0	-1,3
I.a. Blago: saldo							
- v mio USD	789,4	-154,2	-337,5	-954,3	-881,7	-771,6	-774,9
- v % BDP	6,3	-1,2	-2,3	-5,1	-4,7	-4,2	-3,9
I.b. Storitve: saldo							
- v mio USD	181,1	375,3	675,8	631,1	704,2	590,0	513,7
- v % BDP	1,4	3,0	4,7	3,4	3,7	3,2	2,6
II. Ostalo: saldo							
- v mio USD	-45,3	-29,2	261,8	300,4	216,5	218,2	257,4
- v % BDP	-0,4	-0,2	1,8	1,6	1,1	1,2	1,3

Vir: Bilten Banke Slovenije.

² V prilogi (v tabelah 1 in 2) prikazujemo podatke o povečanju izvoza ter uvoza blaga pri naših najpomembnejših trgovinskih partnericah ter za države CEFTE. Države CEFTE izkazujejo že nekaj let primanjkljaj na tekočem računu plačilne bilance, ki izvira predvsem iz primanjkljaja v trgovinski bilanci. Le-ta je znašal v letu 1997 na češkem 8,4% BDP (na tekočem računu 6,2% BDP), na Madžarskem 4,7% BDP (2,2%), na Poljskem 7,9% BDP (3,0%), na Slovaškem 7,6% BDP (6,9%) in na Hrvaškem 25,5% BDP (12,6%) (Bank for International Settlements, 1999).

Poslabševanje trgovinske bilance je bilo, kot je razvidno iz *tabele 2*, v obravnavanem obdobju v glavnem pokrito s presežki na področju storitvene menjave.

Največja razlika med rastjo izvoza in uvoza blaga je bila v Sloveniji zabeležena v letih 1993 in 1995. V navedenih dveh letih se je saldo slovenske blagovne menjave tudi najbolj poslabšal, in sicer v letu 1993 za 944 mio USD, v letu 1995 pa za 617 mio USD (podatki plačilnobilančne statistike). Porast uvoza v letu 1993 izvira v glavnem iz hitre rasti uvoza proizvodov za široko porabo, ki jo je omogočila hitra rast osebnih dohodkov v tem letu. Primanjkljaj v blagovni menjavi, merjen po plačilnobilančni statistiki, je v letu 1998 znašal 775 milijonov USD in je bil podoben tistemu iz leta 1997, kljub temu, da se je uvoz realno povečal za dobrski dve odstotni točki bolj kot izvoz blaga. Vzrok je v manjšem padcu (dolarskih) izvoznih cen od padca uvoznih cen, oz. v izboljšanju pogojev menjave (*tabela 1*).

V celotnem obravnavanem obdobju, z izjemo leta 1997, so se pogoji menjave izboljševali, največ v letih 1993 in 1994 (po okrog 6% na leto). Izboljšanje v letu 1998 je bilo 2,4%. Izboljšanje pogojev menjave, predvsem v letih 1993 in 1994, odraža tudi spremembo kvalitete blaga (zaradi preusmeritve na bolj zahtevno tržišče), saj smo pogoje menjave ocenili preko indeksa (dolarskih) izvoznih ter uvoznih povprečnih cen (*unit value indices*) v zunanjji trgovini. Navedena indeksa cen smo uporabili tudi pri izračunu »količinskega« obsega menjave v empiričnem delu prispevka. Obseg izvoza in uvoza blaga smo ocenili tako, da smo tokove izvoza ter uvoza blaga deflacionirali z relevantnimi cenovnimi deflatorji za blagovno menjavo.

Za slovensko blagovno menjavo v obravnavanem obdobju je značilno povečanje koncentracije menjave. Struktura izvoza ter uvoza blaga po Standardni klasifikaciji dejavnosti ter po Standardni mednarodni trgovinski klasifikaciji kažeta, da se menjava koncentrira v nekaj dejavnostih oz. skupinah blaga. Indeks znotrajpanožne menjave, ki kaže kolikšen delež menjave se opravi znotraj posamezne skupine blaga (med drugim odraža pomen diferenciacije blaga in ekonomije obsega, ki odločilno vplivata na strukturo zunanje trgovine), se je povečal od 52,9% v letu 1992 na 59,7% v letu 1998 (glej tudi Strojan, Kotar, 1998). Največji delež menjave se opravi z državami Evropske unije. Slovenska podjetja so v letu 1998 izvozila v države Evropske unije 65,5% blaga, ter ga od tam uvozila 69,4%³.

3. STACIONARNOST ČASOVNIH VRST IN MODEL POPRAVLJANJA NAPAK (*Error Correction Model - ECM*)

Predpostavka pri empiričnem delu na časovnih vrstah (in pri klasični regresijski analizi) je, da so uporabljeni časovne vrste stacionarne. V ekonomiji imamo le redno opravka s stacionarnimi časovnimi vrstami. Posledica nestacionarnosti je neuporabnost klasičnih t , F in χ^2 statistik in t.i. navidezno prava (lažna) regresija (*spurious regression*), ki je običajno rezultat prisotnosti močnega trenda – determinističnega ali stohastičnega – v časovnih vrstah.

Da bi se izognili napačnim sklepom, moramo torej predhodno preveriti, ali so uporabljeni časovne vrste stacionarne. V primeru, da niso, jih moramo ustrezno preoblikovati⁴. Za vse obravnavane časovne vrste smo preverili stacionarnost s pomočjo najpogosteje uporabljenega testa, t.i.m. Augmented Dickey-Fullerjevega testa (*ADF test*). Koeficient, na podlagi katerega se odločamo, mora biti statistično značilno negativen⁵. Za spremenljivke, obravnavane v točki štiri, smo rezultate *ADF* testa zapisali v *tabeli 5* v *prilogi*.

Kadar bi želeli poznati povezave med osnovnimi spremenljivkami (*in levels*), hkrati pa rešiti problem nestacionarnosti časovnih vrst, lahko zaradi njegovih lastnosti uporabimo model popravljanja napak oz. *ECM* (*Error Correction Model*).

Model popravljanja napak, kot možna rešitev problemov nestacionarnosti časovnih vrst in t.i.m. lažne regresije, vsebuje implicitno predpostavko, da med spremenljivkami v modelu obstaja neka dolgoročna povezava,

³ Slovenski tržni delež na tržiščih Evropske unije se je v letu 1998 povečal. Slovenski izvoz je v letu 1997 predstavljal 0,265% uvoza držav članic Evropske unije, v letu 1998 pa se je po prvih (predhodnih) ocenah povzpel na okrog 0,28%. Slovenska podjetja so v obravnavanem obdobju zabeležila najnižji delež na trgu Evropske unije v letu 1992 (0,246%). Delež se je nato do leta 1995 povečeval (0,285%) in se nato v letu 1996 močno zmanjšal (0,268%). Leto 1996 je tudi edino leto, ko se je obseg izvoza zmanjšal; v vseh ostalih letih je "količinski" izvoz blaga rasel.

⁴ Nestacionarnost časovnih vrst odpravimo z d -kratnim diferenciranjem. Za nove časovne vrste (če so stacionarne) pravimo, da so integrirane reda d oz. $I(d)$. Z diferenciranjem se nestacionarnosti časovnih vrst običajno znebimo, pride pa do drugim problemov, npr. do izgube dolgoročnih povezav med ekonomskimi pojavi, ki so prisotne pri analizi z osnovnimi podatki.

⁵ Značilnosti stacionarnih in nestacionarnih časovnih vrst so bistveno drugačne. šoki v stacionarnih časovnih vrstah so vedno le začasni. Sčasoma učinki šoka izginejo in časovna vrsta se vrne v dolgoročno ravnotežje. Nestacionarne časovne vrste pa nimajo nekega dolgoročnega ravnotežja, h kateremu bi se časovna vrsta vrnila po začetnem šoku. Učinki šokov so stalno prisotni (Enders, 1997, str. 212).

medtem ko na kratkoročna nihanja spremenljivk v modelu vpliva odklon od (dolgoročnega) ravnotežja. ECM tako omogoča "uskladitev" kratkoročnih gibanj oziroma odstopanj od ravnotežja z dolgoročnim obnašanjem. Gibanje spremenljivke v vsakem obdobju je odvisno od vrzeli v prejšnjem obdobju in od dolgoročnega ravnotežja med spremenljivkama. Le-tega lahko za primer spremenljivk x_t in y_t zapišemo takole:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t \quad (1)$$

Enačba (1) opredeljuje dolgoročno povezanost med obravnavanima spremenljivkama. Odstopanja od dolgoročnega ravnotežja opredeli naslednja enačba:

$$u_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 x_t \quad (2)$$

Spremenljivka u_t predstavlja odklon od ravnotežja (*disequilibrium error*) in je linearna kombinacija spremenljivk x_t in y_t . časovna vrsta odklonov od ravnotežja mora biti stacionarna⁶. Le v tem primeru bo odklon od ravnotežja začasen. če je (2) stacionarna in ob predpostavki, da sta časovni vrsti x_t in y_t integrirani reda ena oz. I(1), potem lahko zapišemo model popravljanja napak takole:

$$\Delta y_t = b_1 \Delta x_t - \lambda (y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (3)$$

V enačbi (3) so spremembe v vrednosti spremenljivke y_t povezane s spremembami v vrednosti spremenljivke x_t in z neravnotežjem v prejšnjem obdobju. Parameter λ je koeficient prilagajanja. Stabilno dolgoročno ravnotežje v enačbi (3) bo zagotovljeno le v primeru, da bo vrednost koeficiente prilagajanja statistično značilno negativna, saj bo le tako obstoječe neravnotežje v nekem obdobju s časom odpravljeno.

β_1 kaže (dolgoročno) ravnotežno stanje. Ocenjena vrednost parametra mora biti statistično značilno različna od nič, saj bi v nasprotnem primeru x_t na dolgi rok ne imel vpliva na y_t . Kratkoročne neravnotežne povezave (*short run disequilibrium relationship*) kaže parameter b_1 . Le-ta kaže takojšnjo reakcijo y_t na spremembe v x_t . Gre torej za kratkoročno elastičnost.

Vključitev (2) v (3) zagotavlja, da v analizi upoštevamo tudi dolgoročne povezave med osnovnimi spremenljivkami⁷. Pri pravilni specifikaciji ECM bo časovna vrsta odklonov od ravnotežja (t.j. 2) stacionarna. Pri predpostavki, da je časovna vrsta zadosti dolga, lahko ECM ocenimo s klasičnimi regresijskimi metodami.

V povezavi z ECM je pomemben koncept kointegracije, ki pomeni, da obstaja dolgoročna povezanost med I(1) spremenljivkami oz. spremenljivkami, ki so integrirane reda ena. Stacionarne napake regresije v enačbi dolgoročnega ravnotežja kažejo na kointegriranost vključenih spremenljivk. Kointegracija pomeni dolgoročno zvezo med trendi v obravnavanih spremenljivkah. Gre za skupne stohastične trende. Ugotovitev kointegracije med spremenljivkama y_t in x_t je nujna, če naj obstaja ECM (Thomas, 1997, str. 432). V nadaljevanju smo za preverjanje kointegriranosti obravnavanih spremenljivk uporabljali Johansenovo proceduro.

4. OCENA IZVOZNE IN UVOZNIH FUNKCIJ ZA SLOVENIJO

V tej točki obravnavamo gibanje slovenskega "količinskega" izvoza ter "količinskega" uvoza blaga. »Količinski« izvoz ter uvoz blaga smo ocenili s pomočjo ustreznih implicitnih cenovnih deflatorjev za blagovno menjavo. V analizi uporabljamo četrletne podatke.

Saldo blagovnih transakcij (in tekočega računa) v plačilni bilanci je odvisen od različnih dejavnikov. Enačbe smo specificirali tako, da so blagovni tokovi odvisni od gibanja ustrezne spremenljivke dohodka (gospodarske aktivnosti) in relativnih cen. Opredelitev teh spremenljivk v teoriji in pri empiričnem delu pa so lahko precej različne.

⁶ Engle in Granger pravita, da če obstaja dolgoročna povezanost med spremenljivkami, ki je osnova za ECM, potem se bo v času odklon od ravnotežja le redko zelo oddaljil od vrednosti nič in bo pogosto preskočil črto skozi vrednost nič: u_t mora biti integriran reda nič oz. I(0), pri čemer mora veljati tudi $E(u_t) = 0$. Pri ocenjevanju enačbe z metodo navadnih najmanjših kvadratov imajo napake regresije vedno povprečje enako nič, hkrati pa ni pričakovati, da bi vsebovale deterministični trend. Oboje upoštevamo pri preverjanju stacionarnosti z ADF testom (Thomas, 1997, str. 427).

⁷ Gre za t.i.m. dvostopenjski Engle-Grangerjev pristop. Druga možnost je, da ocenimo kointegracijsko povezano neposredno (z enim korakom) z enačbo (3).

Kot spremenljivko relativnih cen lahko uporabimo npr. realni efektivni tečaj. Apreciacija realnega efektivnega tečaja domače valute naj bi negativno vplivala na izvozne tokove in pozitivno na uvozne, depreciacija domače valute pa obratno⁸. Problem, ki se ga moramo pri opredelitvi relativnih cen zavedati, je naslednji: upoštevati bi morali tako cene držav, v katere izvažamo, kot tudi cene konkurentov, ki izvažajo na isto tržišče. Idealna spremenljivka relativnih cen v enačbi zunanjetrogovinskih tokov bi morala upoštevati relativne cene vseh potencialnih konkurentov neke države, kar pomeni:

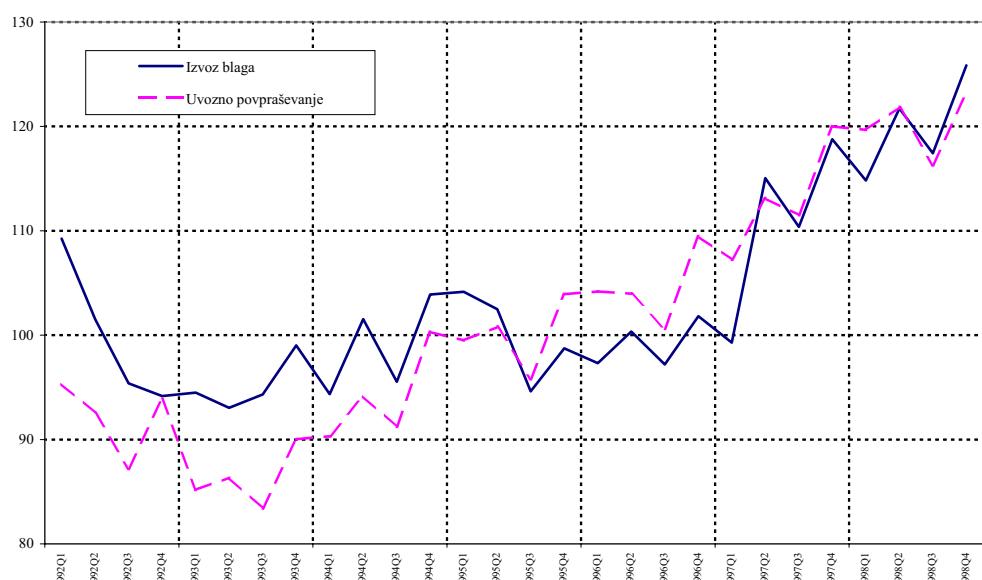
- izvozno ceno domače države glede na domače cene vseh držav uvoznic in
- izvozno ceno domače države relativno glede na izvozne cene vseh potencialnih konkurentov.

Država namreč na tujem trgu ne konkurira le z domačimi proizvajalci države uvoznice, temveč tudi z drugimi potencialnimi dobavitelji tega trga. Upoštevati je potrebno tudi, da je običajno potrebno nekaj časa, da se odrazijo učinki sprememb v vrednosti spremenljivk na blagovnih tokovih, npr. da se pokaže učinek spremembe deviznega tečaja na obsegu in vrednosti tokov.

4.1. Ocena funkcije izvoza blaga

Tradicionalna izvozna funkcija je običajno funkcija povpraševanja po izvozu, kjer kot pojasnjevalni spremenljivki nastopata spremenljivka relativnih cen (npr. realni devizni tečaj) in spremenljivka dohodka, ki je običajno opredeljena kot tehtano povprečje (utež je delež menjave s posamezno državo) bruto domačega proizvoda pri trgovinskih partnerjih⁹.

Slika 1: Skupni slovenski »količinski« izvoz blaga in tuje uvozno povpraševanje (1995=100) po četrtnetjih v obdobju 1992 do 1998



Vir: Statistični urad RS, Banka Slovenije.

Pogosto se kot spremenljivka gospodarske aktivnosti oz. dohodka v enačbah izvoza blaga uporablja uvozno povpraševanje tujine po domačem blagu¹⁰. Kazalec tujega povpraševanja predstavlja eksogeno spremenljivko

⁸ Vsaka apreciacija še ne povzroča problemov vzdržnosti plačilnobilančnega primanjkljaja. Halperin in Wyplosz (1996) opozarjata, da v tranzicijskih državah realna apreciacija ne pomeni nujno poslabšanja konkurčnosti domačega gospodarstva. Za te države je namreč ob prehodu v bolj tržno gospodarstvo značilna hitra rast produktivnosti, kar ima za posledico apreciacijo ravnotežnega realnega deviznega tečaja. Dalj časa trajajoča apreciacija ni nujno znak napačne ekonomske politike (*miscalignment*), temveč je znak sprememb v gospodarskih osnovah (*fundamentals*). Roubini in Wachtel (1998, str. 9) navajata, da lahko pride do apreciacije realnega efektivnega tečaja iz dveh razlogov: ko gre za vrnитеv k ravnotežju po predhodni depreciaciji (v mnogih tranzicijskih državah je prišlo v začetnem obdobju tranzicije do velike nominalne depreciacije domače valute) ali pa kot posledica sprememb v makroekonomskeh temeljih (produktivnost, tehnologija).

⁹ Svetovna gospodarska rast je po ocenah v letu 1997 znašala 4,2%, v letu 1998 pa le še 2,2%. V letu 1999 naj bi znašala okrog 2% (OECD, IMF). še naprej naj bi bila ugodna v državah Evropske unije (novejše napovedi so ocene rasti za države Evropske unije znižale) in v ZDA.

¹⁰ Glej npr. Cerra, Dazal-Gulati, 1999 in Giorgianni, Milesi-Ferretti, 1997. Takšna rešitev lahko vnese v oceno parametra pozitivno pristranost, ker je odvisna spremenljivka del spremenljivke, s katero jo pojasnjujemo. Pristranost naj bi bila za Slovenijo, kot za večino drugih držav, zanemarljiva, zaradi majhnega deleža posamezne države v uvozu držav partneric (Cerra, Dazal-Gulati, 1999, str. 9). Delež Slovenije v uvozu osmih držav partneric je v letu 1998 znašal 0,228%.

gospodarske aktivnosti, ki meri povpraševanje po slovenskem izvozu. V naši analizi je opredeljen kot tehtano povprečje povpraševanja po slovenskem izvozu preko uvoza blaga osmih najpomembnejših trgovinskih partneric, brez Hrvaške. Slednja ima velik delež v slovenski menjavi (v letu 1998 je bil delež izvoza na Hrvaško v celotnem slovenskem izvozu 9,0%, delež uvoza v skupnem slovenskem uvozu pa je znašal 4,3%), vendar je ne upoštevamo, saj ne razpolagamo s podatki o gibanju hrvaškega "količinskega" izvoza ter uvoza blaga. Navedeno spremenljivko tujega uvoznega povpraševanja po slovenskem izvozu (blaga) smo upoštevali pri oceni enačbe povpraševanja po slovenskem blagovnem izvozu (glej tudi tabelo 1 v prilogi).

Predenj smo ocenili enačbo povpraševanja po slovenskem izvozu blaga smo preverili, če obstaja med spremenljivkami, ki jih nameravamo vključiti v enačbo, dolgoročna povezava oz. če so spremenljivke kointegrirane. Uporabili smo Johansenovo proceduro (tudi pri testiranjih kointegracije v nadaljevanju), rezultati za primer spremenljivk, vključenih v izvozno enačbo, pa so razvidni iz *tabele 3*. Imena vseh spremenljivk, ki smo jih uporabljali v analizi, so pojasnjena v *tabeli 4 v prilogi*.

Tabela 3: Test kointegracije za spremenljivke, vključene v izvozno enačbo:

Obdobje opazovanja: 1993:1 1998:3 Število opazovanj: 23

Predpostavka testa: prisotnost linearnega trenda v podatkih

Spremenljivke: LIBSCQM, LUB\$8QM, LLICPRGPM, LOD2MR

Odlogi: 1 do 1

Lastna vrednost	Kvocient verjetja (L.R.)	5 % krit. vrednost	1 % krit. vrednost	Domneva o številu koint. enačb
0.791990	61.43558	47.21	54.46	Nobena **
0.574323	25.32172	29.68	35.65	Največ 1
0.196833	5.677995	15.41	20.04	Največ 2
0.027297	0.636561	3.76	6.65	Največ 3

*(**) označuje zavrnitev domneve pri 5%(1%) stopnji značilnosti.

L.R. test kaže na 1 kointegracijsko enačbo pri 5% stopnji značilnosti.

Test kointegracije kaže na obstoj enega kointegracijskega vektorja, kar pomeni, da obstaja ECM oz. dolgoročna povezanost med obravnavanimi spremenljivkami. Velja pa tudi obratno (Giogianini, Milesi-Ferretti, 1997, str. 16).

Enačba E4.1¹¹:

Odvisna spremenljivka: D(LIBSCQM)

Obdobje opazovanja: 1993:1 1998:3 Število opazovanj: 23

Spremenljivka	Koeficient	St. napaka	t-statistika	Verjetnost
LIBSCQM(-1)	-0.449177	0.142458	-3.153048	0.0062
LUB\$8QM(-1)	0.534350	0.138595	3.855463	0.0014
LLICPRGPM(-1)	-0.355305	0.157560	-2.255045	0.0385
LOD2MR(-1)	-0.234135	0.135673	-1.725727	0.1037
D(LUB\$8QM)	0.386118	0.142836	2.703229	0.0157
D(LPIDYM)	0.383460	0.136789	2.803304	0.0128
C	8.393958	2.403966	3.491713	0.0030
R-kvadrat	0.847161	Akaike informacijski kriterij	-4.267541	
Prilagojeni R-kvadrat	0.789847	F-statistika	14.78094	
Durbin-Watson statistika	1.782782	Verjetnost (F-statistika)	0.000010	

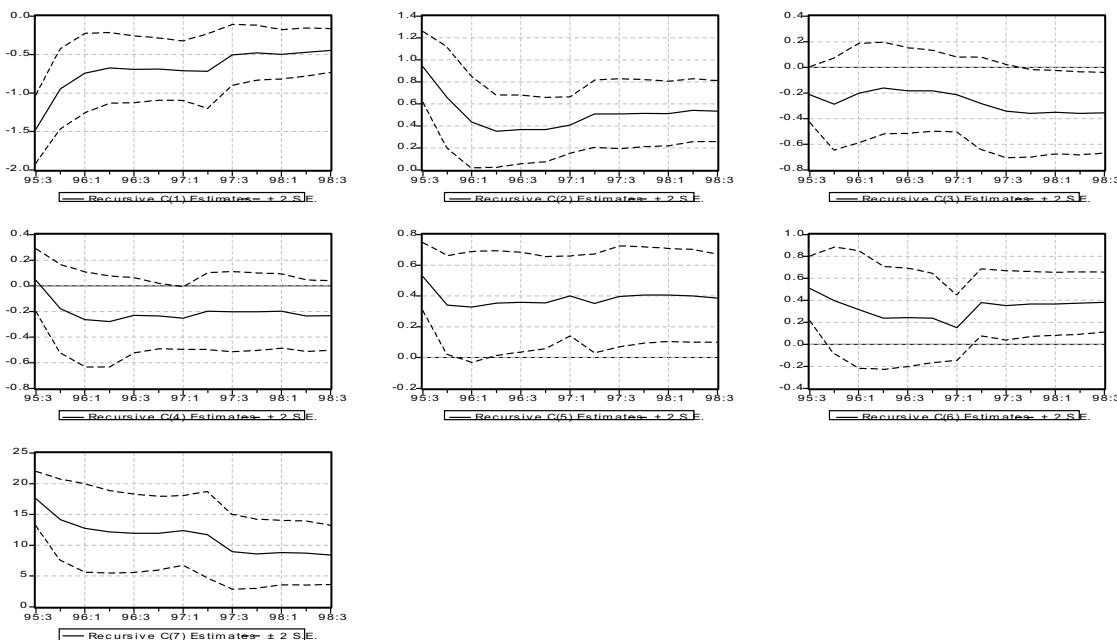
V enačbo E4.1 vključene spremenljivke se vse statistično značilno razlikujejo od nič. Determinacijski koeficient ima vrednost 0,85 in kaže na dokaj dobro pojasnjenost "količinskega" izvoza blaga. Z vključenimi spremenljivkami je pojasnjeno 85% celotne variabilnosti slovenskega "količinskega" izvoza blaga.

S pregledom korelograma napak regresije in testom enotnega korena smo preverili, če je tako opredeljena enačba primerna. Napake enačbe ne kažejo znakov nestacionarnosti. Na podlagi testa enotnega korena

¹¹ Časovni odlog vplivanja pojasnjevalne spremenljivke na odvisno navajamo zraven imena pojasnjevalne spremenljivke v oklepaju, npr. *libscqm(-1)*.

sklepamo, da so napake enačbe stacionarne (*tabela 6 v prilogi*). Za enačbo E4.1 smo preverili tudi sliko ocen parametrov enačbe (*slika 2*), ki jih dobimo, če obdobje ocenjevanja postopoma podaljšujemo za eno četrletje (*recursive estimates*). Takšna slika omogoča opazovati, kako se s podaljševanjem obdobja opazovanja spremenijo koeficienti enačbe; pokaže v kolikšni meri so ocenjeni parametri enačbe stabilni.

Slika 2: Prikaz stabilnosti ocen parametrov izvozne enačbe



Stabilnost ocen parametrov je zadovoljiva. Po začetnem nihanju se proti koncu obdobja ocenjevanja vrednosti koeficientov ustalijo na določeni ravni in se ne spremenjajo več toliko. Eden od razlogov nihanj ocen koeficientov, ki so razvidna iz *slike 2* je tudi dejstvo, da je obdobje analize še (pre)kratko, zato tudi še ne moremo pričakovati zelo stabilnih in zanesljivih ocen parametrov. Kljub prekratkemu časovnemu obdobju (na razpolago imamo 24 četrletnih podatkov) so ocene koeficientov zadovoljive.

Enačbo E4.1 smo preuredili tako, da dobimo zapis modela popravljanja napak. Zapis je podan v enačbi E4.2.

Enačba E4.2:

$$D(LIBSCQM) = 0,3861 * D(UB\$8QM) + 0,3835 * D(LPIDYM) - 0,4492 * [LIBSCQM(-1) - 18,6874 + \\ + 0,7910 * LLICRGPM(-1) - 1,1896 * LUB\$8QM(-1) + 0,5213 * LOD2MR(-1)]$$

V ogledem oklepaju je zapisana enačba dolgoročnega ravnotežja med spremenljivkami. Koeficient prilagajanja v izvozni enačbi ima vrednost 0,45. To pomeni, da bo v tekočem obdobju odpravljeno 45% neravnotežja iz predhodnega obdobja.

Pomembna pojasnjevalna spremenljivka skupnega "količinskega" izvoza blaga je uvoz osmih glavnih trgovinskih partneric. Spremenljivka je statistično značilna, vrednost regresijskega koeficienta pa nekoliko večja od ena (glej *enačbo E4.2*). Dolgoročna dohodkovna elastičnost povpraševanja po izvozu znaša 1,19 in kaže na močno odvisnost slovenskega "količinskega" izvoza blaga od uvoznega povpraševanja tujine oz. širše od gospodarskega položaja v svetu. Elastičnost večja od ena je ugodna v obdobju razcveta, prizadene pa nas v času recesije.

V enačbo E4.2 sta izmed diferenciranih spremenljivk vključeni dve: diferencirana vrednost uvoza osmih najvažnejših trgovinskih partneric Slovenije ter diferencirana vrednost indeksa produktivnosti dela v predelovalnih dejavnostih. Diferenciranih vrednosti logaritma realnega efektivnega deviznega tečaja nismo vključili, saj spremenljivka ni bila statistično značilno različna od nič. Izločitev diferenciranih vrednosti katerekoli pojasnjevalne spremenljivke iz enačbe vpliva le na kratkoročno dinamiko v modelu, nima pa vpliva na ravnotežno dolgoročno povezanost med spremenljivkami (Thomas, 1997, str. 389).

Medtem ko se na kratek rok izvoz ne odziva na spremenjene cenovne pogoje¹², znaša ocenjena dolgoročna cenovna elastičnost "količinskega" izvoza blaga 0,79%. Dejstvo, da realni efektivni tečaj (oz. relativne cene) na kratek rok ne vpliva na obseg izvoza blaga, je odraz močne usmerjenosti slovenske industrije na tuja tržišča. To je posledica majhnosti domačega trga. Kljub kratkoročno slabšim cenovnim pogojem pri prodaji v tujini se slovenska podjetja trudijo ohraniti tržne deleže na tujih trgih. Nujnost svetovnih tržišč za naše proizvajalce je tako vzrok togosti reakcije na spremembo cene v kratkem roku. Večina podjetij namreč ne more obstatiti le oz. v pretežni meri s prodajo na domačem trgu.

V enačbo smo želeli, kot kazalec za domačo gospodarsko aktivnost, vključiti gibanje industrijske proizvodnje. Med pojasnjevalne spremenljivke je ne vključujemo, saj je med spremenljivkama domače industrijske proizvodnje in uvoznim povpraševanjem tujine prisotna visoka stopnja multikolinearnosti (korelacijski koeficient znaša približno 0,86). Poleg tega je verjetno industrijska proizvodnja predvsem odvisna spremenljivka, ki se odziva na gibanje izvoza, le-ta pa se odziva na tuje uvozno povpraševanje.

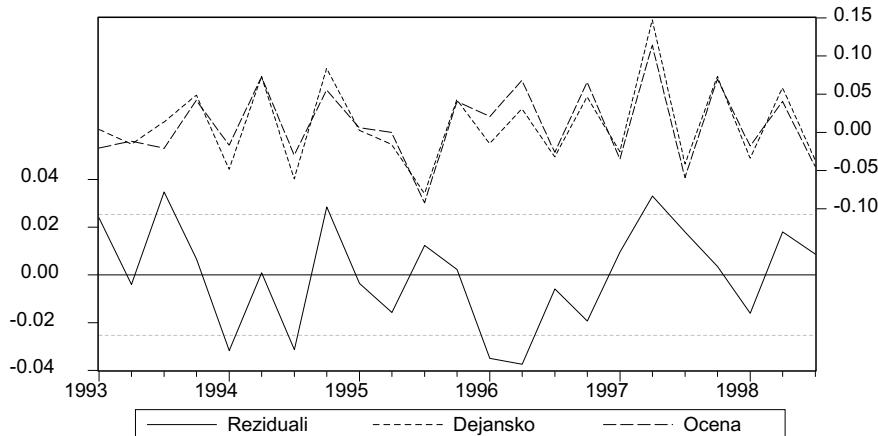
Predhodne analize, ki obravnavajo cenovno in dohodkovno elastičnost slovenskega izvoza blaga, podajajo različne ocene izvozne cenovne in dohodkovne elastičnosti. Križanič je za menjavo blaga med Slovenijo in Evropsko unijo v obdobju do vključno leta 1996 ocenil cenovno elastičnost v višini 0,73%. Dohodkovna elastičnost na podlagi njegove ocene znaša 3,88% (1998, str. 27). Pri primerjavi ocen je potrebno upoštevati predvsem dejstvo, da gre za pojasnjevanje različnih kategorij izvoza in da so tudi pojasnjevalne spremenljivke opredeljene drugače. Križanič v analizi upošteva kot kazalec tujega povpraševanja bruto domači proizvod v državah Evropske unije, v enačbo E4.1 oz. E4.2 pa smo kot spremenljivko tujega povpraševanja vključili uvoz najpomembnejših trgovinskih partneric.

Cenovne in dohodkovne elastičnosti po sektorjih Standardne klasifikacije dejavnosti (v nadaljevanju SKD) je za Slovenijo na mesečnih podatkih za obdobje od začetka leta 1993 do konca leta 1996 ocenil tudi Bekö (1998). V njegovi analizi je odvisna spremenljivka izvoz posameznega sektorja SKD, pri pojasnjevanju pa uporablja naslednje spremenljivke (Bekö, 1998, str. 56):

- relativne cene, opredeljene kot razmerje med izvoznimi in proizvodnimi cenami sektorja, popravljene s povprečnim tolarskimi tečajem USD,
- povpraševanje tujine, merjeno prek dolarskega uvoza osmih držav OECD, glavnih trgovinskih partneric Slovenije,
- domače povpraševanje, merjeno z realno vrednostjo prodaj sektorjev, deflacionirano s sektorskimi cenami,
- kazalec zmogljivosti, ki ga predstavlja sektorska proizvodnja in
- uvozna nuja: realni sektorski uvoz proizvodov za reprodukcijo, deflacioniran z uvoznimi cenami sektorja.

Ocenjene dohodkovne elastičnosti se med sektorji SKD razlikujejo in so praviloma višje od ena. Cenovna elastičnost je na drugi strani praviloma manjša od ena in je tudi zelo različna med sektorji (prav tam, str. 58).

Slika 3: Dejanske in ocenjene vrednosti izvoza blaga ter reziduali enačbe



Iz slike 3, ki kaže dejansko in ocenjeno gibanje izvoza blaga ter reziduale enačbe je razvidno, da je pojasnjenost izvoza ustrezna. Ocenjene vrednosti dovolj dobro sledijo dejanskim vrednostim; izjema je le leto 1996.

Senhadji in Montenegro (1998, str. 13) ocenjujeta na vzorcu 53 držav, da znaša povprečna kratkoročna cenovna elastičnost izvoza blaga in storitev -0,21, dolgoročna cenovna elastičnost pa -1,0. Izvoz blaga in storitev se torej

¹² Dejstvo, da na kratek rok cenovni dejavniki nimajo vpliva na izvoz blaga lahko pomeni, da so necenovni dejavniki pri uvoznih odločitvah partneric pomembnejši od cenovnih, ali pa tudi da izvozniki cenovnih dejavnikov (tečaja) na kratek rok ne upoštevajo.

na dolgi rok bolj odziva na spremembe cen, kot v kratkem roku. Kratkoročna dohodkovna elastičnost je znašala v povprečju v analiziranem vzorcu držav 0,41, dolgoročna pa 1,48. V analizi so bili upoštevani tokovi v glavnem v obdobju 1960-1993.

4.2. Ocena funkcij uvoza blaga

Pri analizi uvoznih tokov smo se odločili za ločeno obravnavo posameznih kategorij uvoza po ekonomskem namenu. Uvoz smo razčlenili na tri skupine po klasifikaciji BEC (*Broad Economic Categories*), in sicer na:

- uvoz proizvodov za reprodukcijo,
- uvoz proizvodov za investicije in
- uvoz proizvodov za široko porabo.

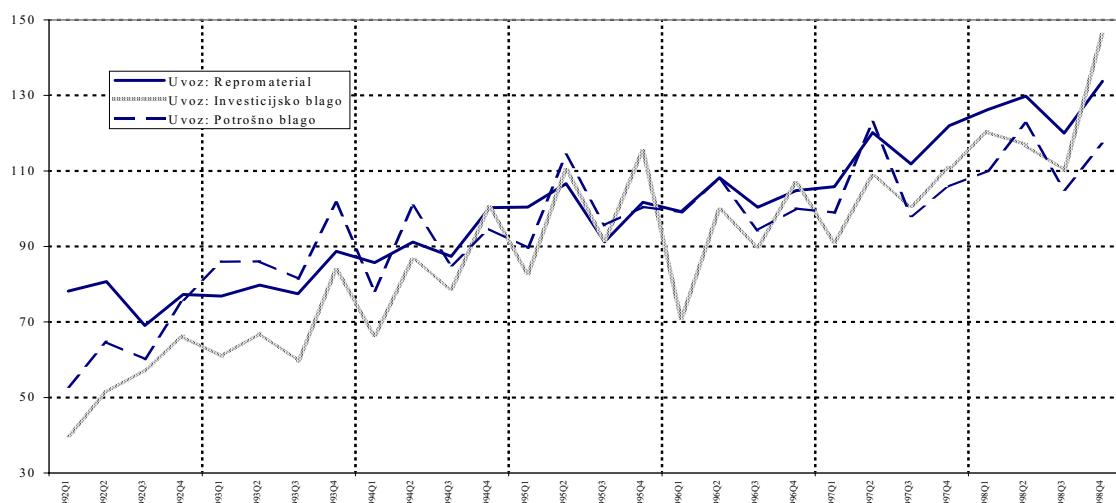
Tabela 4: Stopnje rasti "količinskega" izvoza ter uvoza blaga skupaj in po skupinah ekonomskega namena v letih 1992-1998 ter povprečna stopnja rasti v tem obdobju (v %)

	IZVOZ				UVOZ			
	Skupaj	Reproduk.	Investicije	Šir. poraba	Skupaj	Reproduk.	Investicije	Šir. poraba
1993	-4,8	-4,0	-2,7	-6,1	16,9	5,8	26,3	40,0
1994	3,7	3,6	10,5	2,5	10,5	12,9	22,4	1,0
1995	0,9	6,2	-3,3	-4,1	11,7	9,7	20,4	11,5
1996	-1,0	-2,1	5,0	-0,8	0,6	3,2	-8,1	0,3
1997	11,6	13,5	20,3	7,3	10,0	11,4	11,9	6,2
1998	8,3	8,8	8,8	7,6	11,1	10,9	19,9	6,8
povp.rast	3,0	4,1	6,1	0,9	10,0	8,9	14,9	10,2

Vir: izračun.

Navedene kategorije v razčlenitvi blagovnih tokov po ekonomskem namenu so usklajene s sistemom nacionalnih računov. Ločevanje navedenih skupin je pomembno, saj je prilagajanje pri različnih kategorijah uvoza odvisno od različnih dejavnikov in je tudi različno hitro¹³, hkrati pa so posledice rasti različnih kategorij uvoza blaga za narodno gospodarstvo različne (npr. rast uvoza investicijskega blaga ima drugačne posledice kot povečanje uvoza proizvodov za široko porabo). Pričakujemo tudi, da bodo ocene parametrov pokazale različno odzivnost posameznih skupin na spremembe v dohodku in v relativnih cenah. Kako so se gibale posamezne kategorije uvoza, je razvidno iz slike 4, letne stopnje rasti pa so razvidne iz tabele 4.

Slika 4: Skupni »količinski« uvoz blaga po skupinah ekonomskega namena po BEC razčlenitvi (1995=100) po četrtletjih v obdobju 1992 do 1998



Vir: Statistični urad RS in Banka Slovenije.

¹³ Iz obravnave bi zaradi njihove pomembnosti na uvozni strani lahko izločili tudi nafto in naftne proizvode. Na ocenjene elastičnosti namreč vpliva struktura blaga. Za nafto in naftne proizvode je značilna nizka cenovna elastičnost. Medtem ko imajo druge skupine blaga konkurenco s strani domačega istovrstnega blaga, pa za nafto na kratki rok ni domačih substitutov. V strukturni slovenskega uvoza je skupina, ki vsebuje predvsem uvoz naftne in naftnih derivatov (skupina 3 po Standardni mednarodni trgovinski klasifikaciji – mineralna goriva in maziva) predstavljala 10,8% slovenskega uvoza v letu 1992 in le še 5,5% v letu 1998. Najbolj se je delež omenjene skupine zmanjšal iz leta 1997 (8,4%) v letu 1998, kar je v veliki meri posledica znatnega padca cen naftne na svetovnih tržiščih.

Za obravnavano obdobje je značilna liberalizacija blagovne menjave, ki se kaže v znižanju carinske obremenitve (predvsem) pri uvozu blaga. Predpostavljamo, da "količinski" uvoz blaga reagira tudi na spremembe v carinski obremenitvi. Kot nadomestno (*proxy*) spremenljivko, ki kaže na znižanje stroškov ob uvozu blaga, smo upoštevali carinsko stopnjo, izračunano na podlagi podatkov o proračunskih prihodkih iz naslova plačil carin in uvoznih dajatev. S podatki o povprečni carinski obremenitvi po četrletjih namreč ne razpolagamo. Navedena gibanja so upoštevana pri analizi blagovnih tokov na uvozni strani¹⁴.

4.2.1. Proizvodi za reprodukciju

Največji delež (v 1998. letu 58,1%) v uvozu blaga imajo proizvodi za reprodukcijo. Namenjeni so v glavnem domači proizvodnji blaga. Del izdelkov le-te se potroši doma, drugi del pa se porabi v proizvodnji izdelkov, ki so namenjeni izvozu. Predpostavimo lahko, da uporablja domača proizvodnja v delovnem procesu deloma domače in deloma uvožene inpute. Razmerje med enimi in drugimi je v kratkem roku navadno težko spremeniti, saj potrebujemo za izbiro novega dobavitelja oz. spremembo nabavnih virov nek čas. Pričakujemo, da je cenovna elastičnost za tovrstno blago nizka in da je uvoz v veliki meri odvisen od domače gospodarske aktivnosti.

Tabela 5: Test kointegracije za spremenljivke, vključene v enačbo za uvoz proizvodov za reprodukcijo:

Obdobje opazovanja: 1993:1 1998:4 število opazovanj: 24

število opazovanj: 24

Predpostavka testa: prisotnost linearnega determinističnega trenda v podatkih časovne vrste: LIM10 KOL, LBDPRQ, LLMC CAR

Odlogi: 1 do 1

Lastna vrednost	Kvocient verjetja (L.R.)	5% kr. vrednost	1% kr. vrednost	Domneva o številu koint. enačb
0.768542	50.15606	29.68	35.65	Nobena **
0.392334	15.03549	15.41	20.04	Največ 1
0.120454	3.080373	3.76	6.65	Največ 2

*(**) označuje zavrnitev domneve pri 5%(1%) stopnji značilnosti. I.R. test kaže na 1 kojintegracijsko enačbo pri 5% stopnji značilnosti.

Test kointegracije kaže na obstoj dolgoročne povezave med "količinskim" uvozom proizvodov za reprodukcijo, bruto domaćim proizvodom in realnim efektivnim tečajem, deflacioniranim z indeksom cen življenjskih stroškov, popravljenim za spremembo v carinski obremenitvi uvoza¹⁵.

Enačba E4, 3:

Odvisna spremenljivka: D(LJM10_KOL)

Obdobje opazovania: 1993:1-1998:4

število opazovanj: 24

Spremenljivka	Koeficient	St. napaka	t-statistika	Verjetnost
LIM10_KOL(-1)	-0.950129	0.221890	-4.281989	0.0004
LBDPRQ(-1)	1.523047	0.414540	3.674066	0.0017
LLMC_CAR(-1)	0.482101	0.337246	1.429524	0.1700
D(LBDPRQ)	1.370133	0.293216	4.672770	0.0002
D(LLMC_CAR)	1.188162	0.414892	2.863783	0.0103
C	-8.913122	3.104449	-2.871080	0.0102
R-kvadrat	0.711996	Akaike informacijski kriterij		-3.064830
Prilagojeni R-kvadrat	0.631994	F-statistika		8.899813
Durbin-Watson statistika	2.106632	Verjetnost (F-statistika)		0.000215

¹⁴ Do zniževanja carinskih stopenj je prišlo na podlagi sklenjenega asociacijskega sporazuma z EU. To je vplivalo na razporeditev uvoza med decembrom predhodnega leta in januarjem naslednjega leta (po znižanju carinskih stopenj). Desezonirani podatki časovne vrste "količinskega" uvoza blaga (podatki ARC BS) kažejo ob koncu let 1996 in 1997 znižanje vrednosti tokov uvoza blaga in njihov porast takoj po prehodu v naslednje leto, ko so se s 1.1.1997 in s 1.1.1998 znižale carinske stopnje.

¹⁵ Bekö je spremenljivko relativnih cen uvoza posamezne skupine po SKD ocenil kot razmerje med uvoznimi in proizvodnimi cenami sektorja po SKD, popravljeno s povprečnim tolarskim tečajem USD (1998, str. 59).

Pojasnjenost odvisne spremenljivke je nekoliko slabša kot v enačbi E4.1. Z vključenimi spremenljivkami je pojasnjeno 71,2% variabilnosti "količinskega" uvoza proizvodov za reprodukcijo.

Enačba E4.4 predstavlja zapis ECM v običajni obliki in podaja dolgoročne povezave med analiziranimi spremenljivkami.

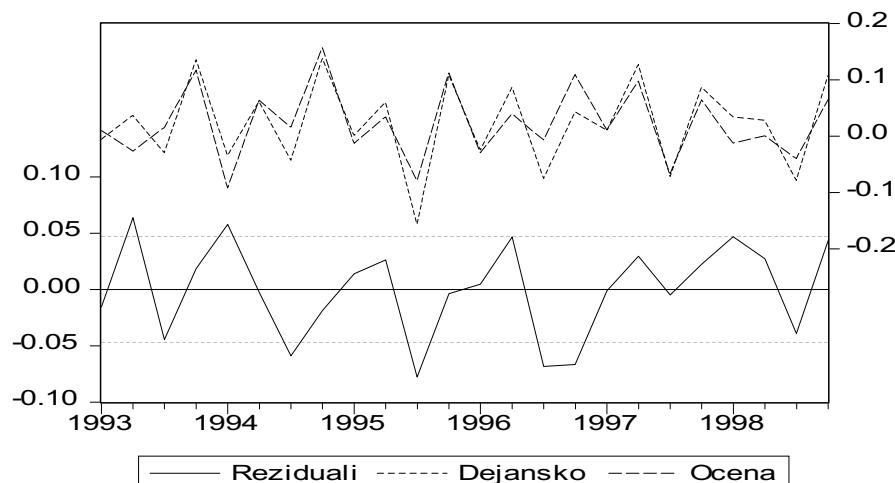
Enačba E4.4:

$$D(LIM10_KOL) = 1,3701 * D(LBDPRQ) + 1,1882 * D(LLMC_CAR) - 0,9501 * [LIM10_KOL(-1) + \\ + 9,3810 - 1,6030 * LBDPRQ(-1) - 0,5074 * LLMC_CAR(-1)]$$

Na "količinski" uvoz proizvodov za reprodukcijo vplivata na dolgi rok dva dejavnika. Močan vpliv ima domača gospodarska aktivnost. Povečanje realnega bruto domačega proizvoda za 1% vpliva na 1,60% rast uvoza tovrstnega blaga. Kratkoročna dohodkovna elastičnost je prav tako večja od ena, in znaša 1,37%.

Druga pomembna spremenljivka v enačbi je realni efektivni tečaj, ki kaže vpliv gibanja relativnih cen na "količinski" uvoz proizvodov za reprodukcijo. V enačbo smo vključili realni efektivni tečaj tolarja, kjer kot deflator nastopajo cene živiljenjskih potrebščin. To spremenljivko smo prilagodili za spremembe v carinski stopnji, zaradi razlogov, ki so že bili pojasnjeni. Dolgoročna cenovna elastičnost znaša 0,51%, kar je skladno s pričakovanji o nižji cenovni elastičnosti uvoza proizvodov za reprodukcijo. Za toliko se poveča uvoz proizvodov za reprodukcijo ob 1% apreciaciji domače valute. Kratkoročna elastičnost znaša 1,19%¹⁶.

Slika 5: Dejanske in ocenjene vrednosti uvoza reproduksijskega blaga ter reziduali enačbe



Koeficient prilagajanja kratkoročnih odmikov od dolgoročnega ravnotežja znaša 0,95%, kar pomeni, da se v posameznem četrletju odpravi tolikšen delež odstopanja "količinskega" uvoza proizvodov za reprodukcijo od dolgoročno ravnotežnega stanja. To si lahko razložimo kot znak, da pri oskrbi podjetij z reproduksijskim materialom ni zastojev oz. da oskrba normalno poteka (ni odvisna od različnih omejitev).

4.2.2. Proizvodi za investicije

V obravnavanem obdobju se je od vseh skupin blaga, razvrščenega po ekonomskem namenu, najbolj povečala menjava proizvodov za investicije. Navedeno velja tako na izvozni kot tudi na uvozni strani. Uvoz tovrstnega blaga je naraščal povprečno po skoraj 15% letno, delež v skupnem uvozu blaga pa se je povečal z 12,3% v letu 1992 na 15,6% v letu 1998¹⁷.

¹⁶ Senhadji ugotavlja, da je povprečna kratkoročna cenovna elastičnost v enačbi povpraševanja po uvozu (blaga in storitev) blizu nič, medtem ko je povprečna dolgoročna cenovna elastičnost nekaj višja od ena. Ocenjena povprečna kratkoročna dohodkovna elastičnost je malo manjša od 0,5, dolgoročna pa je blizu 1,5 (1997, str. 3).

¹⁷ Podobna ugotovitev velja tudi za izvoz investicijskega blaga. Pri izvozu je imelo investicijsko blago v 1992. letu 8,2% delež, v letu 1998 pa 10,1% delež.

Tabela 6: Test kointegracije za spremenljivke, vključene v enačbo za uvoz proizvodov za investicije:

Obdobje opazovanja: 1993:1 1998:4
 število opazovanj: 24
 Predpostavka testa: prisotnost linearnega determinističnega trenda v podatkih
 časovni vrsti: LIM20_KOL, LBDPRQ
 število odlogov: Nič

Lastna vrednost	Kvocient Verjetja (L.R.)	5% krit. vrednost	1% krit. vrednost	Domneva o številu koint. enačb
0.606093	24.16135	15.41	20.04	Nobena **
0.072333	1.801973	3.76	6.65	Največ 1

*(**) označuje zavrnitev domneve pri 5%(1%) stopnji značilnosti.
 L.R. test označuje 1 kointegracijsko enačbo pri 5% stopnji značilnosti.

Pri uvozu proizvodov za investicije smo s testom kointegracije pokazali na dolgoročno povezanost med le-tem in bruto domačim proizvodom. Testiranje z različnimi spremenljivkami relativnih cen (realnega efektivnega tečaja) ni dalo želenih rezultatov. Tudi sicer je med skupinami uvoza blaga po ekonomskem namenu najtežje najti ustrezne spremenljivke prav pri pojasnjevanju uvoza proizvodov za investicije. Na odločitve vplivajo med drugim tudi naslednji dejavniki: trenutni in pričakovani gospodarski položaj (doma in širše v svetovnem merilu), ki vpliva na pričakovanja o možnostih prodaje v prihodnje, obrestne mere.

Enačba E4.5:

Odvisna spremenljivka: D(LIM20_KOL) število opazovanj: 24
 Obdobje ocenjevanja: 1993:1 1998:4

Spremenljivka	Koeficient	St. napaka	t-statistika	Verjetnost
LIM20_KOL(-1)	-0.648961	0.273792	-2.370269	0.0299
LBDPRQ(-1)	1.660231	0.720064	2.305672	0.0340
D(LBDPRQ)	1.921236	0.707900	2.713993	0.0147
D(LIM20_KOL(-1))	-0.385316	0.152659	-2.524024	0.0218
D(LLIC_CAR(-1))	1.111279	0.557983	1.991600	0.0627
D96KV1	-0.206132	0.093086	-2.214412	0.0408
C	-13.69965	6.315455	-2.169226	0.0445
R-kvadrat	0.910252	Akaike informacijski kriterij		-2.101175
Prilagojeni R-kvadrat	0.878576	F-statistika		28.73641
Durbin-Watson statistika	2.150095	Verjetnost (F-statistika)		0.000000

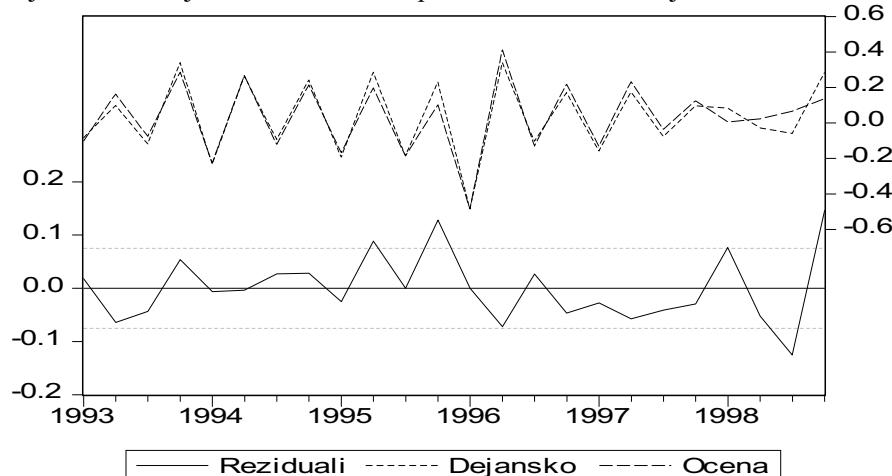
Pojasjenjenost gibanja "količinskega" uvoza proizvodov za investicije je dobra, saj smo z vključenimi spremenljivkami uspeli pojasniti kar 91% celotne variabilnosti odvisne spremenljivke. V enačbo smo vključili tudi slepo spremenljivko (D96KV1) zaradi neobičajno velikega zmanjšanja "količinskega" uvoza proizvodov za investicije v prvem četrletju leta 1996.

Enačba E4.6:

$$D(LIM20_KOL) = 1,9213 * D(LBDPRQ) + 1,1113 * D(LLIC_CAR(-1)) - 0,3853 * D(LIM20_KOL(-1)) - \\ - 0,6490 * [LIM20_KOL(-1) + 21,1101 + 0,3176 * D96KV1 - 2,5583 * LBDPRQ(-1)]$$

Najpomembnejša spremenljivka, s katero pojasnjujemo uvoz proizvodov za investicije, je bruto domači proizvod. Ocijena dolgoročna dohodkovna elastičnost znaša 2,56%. Visoka je tudi kratkoročna dohodkovna elastičnost, ki znaša 1,92%. Koeficient prilagajanja znaša 0,65, kar pomeni, da se v tekočem obdobju prilagodi 65% kratkoročnega odstopanja od dolgoročnega ravnotežja, ki ga opredeljuje v oglatem oklepaju zapisani del enačbe E4.6. Počasnejše prilagajanje pri uvozu investicijskega blaga od tistega, ki smo ga ocenili za uvoz proizvodov za reprodukcijo in od tistega, ki ga bomo kasneje pokazali za proizvode za široko porabo, se zdi smiselno. Odločitve o uvozu proizvodov za investicije imajo bolj dolgoročne posledice in se tudi sprejemajo na daljši rok, močan vpliv pa imajo tudi pričakovanja.

Slika 6: Dejanske in ocenjene vrednosti uvoza proizvodov za investicije ter reziduali enačbe



4.2.3. Proizvodi za široko porabo

Skupina blaga, ki se po ekonomskem namenu uvršča med proizvode za široko porabo, je edina pri kateri beleži Slovenija presežek v menjavi (glej tabelo 3 v prilogi). Izvoz proizvodov za široko porabo je najbolj presegal uvoz iste skupine blaga v letu 1992, ko je znašal presežek 1.316 mio USD. V letu 1993 se je presežek zmanjšal na le 589 mio USD, kot posledica hitre rasti uvoza proizvodov za široko porabo (40%), medtem ko se je izvoz tovrstnega blaga v navedenem letu celo zmanjšal. V letu 1998 je znašal presežek v menjavi proizvodov za široko porabo 972 mio USD.

Tabela 7: Test kointegracije za spremenljivke, vključene v enačbo za uvoz proizvodov za široko porabo:

Obdobje ocenjevanja: 1993:1 1998:4 število opazovanj: 24

Predpostavka testa: prisotnost linearnega determinističnega trenda v podatkih
časovne vrste: LIM30_KOL, LOD2MR, LLIC_CAR

Odlogi: 1 do 1

Lastna vrednost	Kvocient Verjetja (L.R.)	5 % krit. vrednost	1 % krit. vrednost	Domneva o številu koint. enačb
0.666204	39.24476	29.68	35.65	Nobena **
0.378525	12.91132	15.41	20.04	Največ 1
0.060411	1.495502	3.76	6.65	Največ 2

*(**) označuje zavrnitev domneve pri 5%(1%) stopnji značilnosti.
L.R. test kaže na 1 kointegracijsko enačbo pri 5% stopnji značilnosti

Test kointegracije kaže, da obstaja dolgoročno ravnotežje med uvozom proizvodov za široko porabo ter gibanjem realnih osebnih prejemkov (osebni dohodki in drugi prejemki iz delovnega razmerja, deflacionirani s cenami življenjskih potrebščin) ter realnega efektivnega deviznega tečaja, pri katerem smo upoštevali spremembe v carinski obremenitvi uvoza blaga.

Enačba E4.7:

Odvisna spremenljivka: D(LIM30_KOL)

Obdobje ocenjevanja: 1993:1 1998:4 št. opazovanj: 24

Spremenljivka	Koeficient	St. napaka	t-statistika	Verjetnost
LIM30_KOL(-1)	-0.963867	0.196520	-4.904670	0.0001
LOD2MR(-1)	0.830172	0.366877	2.262807	0.0362
LLIC_CAR(-1)	0.684400	0.345178	1.982746	0.0629
D(LOD2MR)	1.224917	0.206482	5.932306	0.0000
D(LLIC_CAR)	0.942236	0.431905	2.181580	0.0426
C	0.242575	2.383150	0.101788	0.9201
R-kvadrat	0.885320	Akaike informacijski kriterij	-2.676721	
Prilagojeni R-kvadrat	0.853465	F-statistika	27.79180	
Durbin-Watson stat	2.014287	Verjetnost (F-statistika)	0.000000	

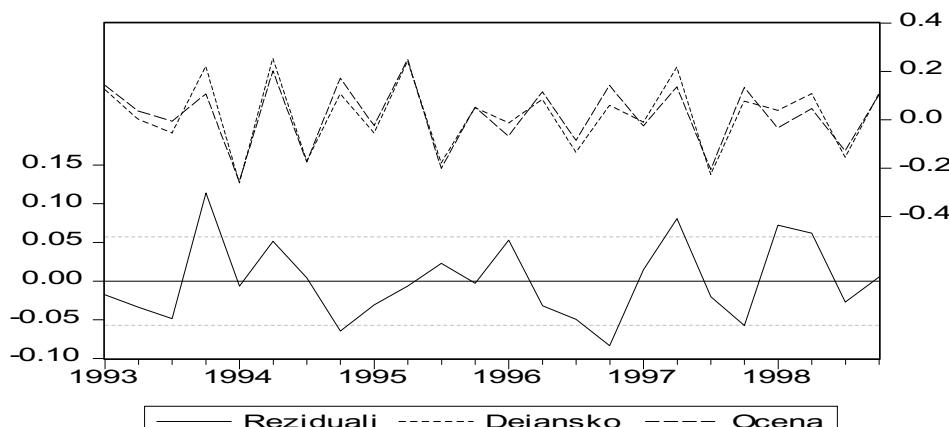
Z zapisano enačbo smo pojasnili 88,5% variabilnosti uvoza proizvodov za široko porabo. Ostale zapisane statistike kažejo na dobre statistične lastnosti enačbe.

E načba E4.8:

$$D(LIM30_KOL) = 1,2249 * D(LOD2MR) + 0,9422 * D(LLIC_CAR) - 0,9639 * [LIM30_KOL(-1) - \\ - 0,2517 - 0,8613 * LOD2MR(-1) - 0,7101 * LLIC_CAR(-1)]$$

Uvoz proizvodov za široko porabo se med vsemi skupinami blaga najhitreje prilagaja dolgoročnemu ravnotežju. V tekočem obdobju se odpravi 96% neravnotežja iz predhodnega obdobja. Iz enačbe E4.8 izhaja, da so pri pojasnjevanju uvoza proizvodov za široko porabo pomembni tako dohodkovni kot cenovni dejavniki. Na dolgi rok povzroči povečanje realnih osebnih prejemkov za 1% realno rast "količinskega" uvoza proizvodov za reprodukcijo za 0,86%. 1% realna apreciacija tolarja poveča uvoz obravnavane skupine blaga za 0,71%. Visoki so tudi koeficienti, ki kažejo na kratkoročno dohodkovno in cenovno elastičnost. Povečanje dohodkov za 1% vpliva na kratek rok na povečanje realne rasti uvoza proizvodov za široko porabo za 1,22%, 1% realna apreciacija tolarja (merjena prek cen industrijskih proizvodov in popravljena za spremembo v carinski obremenitvi uvoza blaga) pa poveča uvoz proizvodov za široko porabo za 0,94%.

Slika 7: Dejanske in ocenjene vrednosti uvoza proizvodov za široko porabo ter reziduali enačbe



Križanič je ocenil cenovno in dohodkovno uvozno elastičnost za menjavo z državami Evropske unije. V članku (1998, str. 27) navaja oceno cenovne elastičnosti 1,21% in oceno dohodkovne elastičnosti 2,48%. Naše rezultate lahko primerjamo tudi z ugotovitvami za Korejo. V analizi avtorja obravnavata skupni uvoz blaga, njune ugotovitve pa so naslednje (Giorgianni, Milesi-Ferretti, 1997): ocena dolgoročne dohodkovne (*scale variable*) elastičnosti (kot spremenljivka nastopa bruto domači proizvod) znaša 1,24% in kratkoročne dohodkovne 1,09%, dolgoročna cenovna elastičnost (relativne cene so opredeljene kot povprečna dolarska uvozna cena deljena z domaćim cenami na debelo (*wholesale price index*), izraženimi v dolarjih) znaša 1,07% in kratkoročna 0,53%. Koeficient prilagajanja znaša 0,64, pojasnjenost pa je 79% (prilagojeni R-kvadrat).

Za vse ocenjene enačbe smo dobili stacionarne reziduale (*tabela 6 v prilogi*), kar ob nestacionarnosti osnovnih časovnih vrst pomeni, da obstaja kointegracijska povezava oz. dolgoročna zveza med njimi. To smo potrdili z bolj formalnimi testi obstoja dolgoročne povezanosti (Johansenova procedura za preverjanje kointegriranosti časovnih vrst).

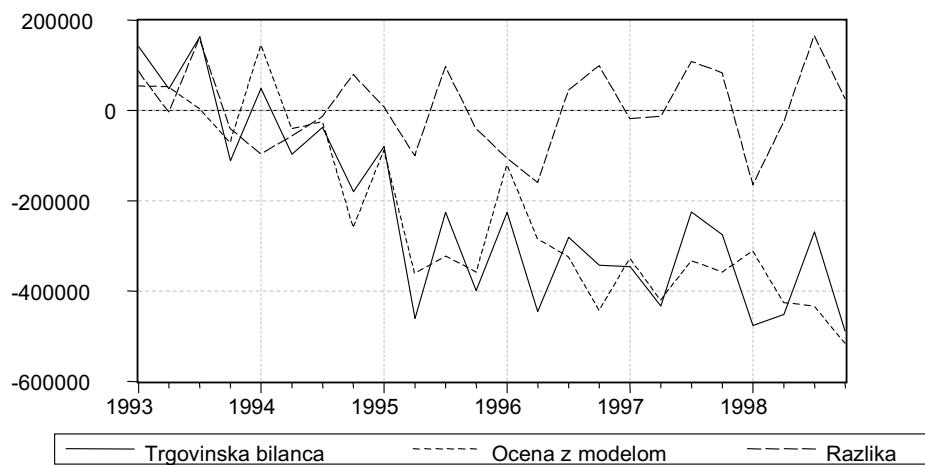
5. SIMULACIJA MODELA TRGOVINSKE BILANCE

E načbe, ki smo jih predstavili v točki štiri, smo povezali v model, ter ocenili saldo trgovinske bilance po četrtletjih. Poskušali smo zagotoviti, da bi imel naš model lastnosti dobrega modela. Te so naslednje (Enders, 1995, str. 119):

- je enostaven,
- koeficienti so stacionarni in invertibilni,
- se dobro prilega podatkom,
- ostanki izgledajo podobno kot beli šum (*white noise*),
- koeficienti se v obdobju opazovanja ne spreminja in
- napovedi za naprej dajejo dobre rezultate.

Rezultati (ocena salda trgovinske bilance v "količinah"), ki jih dobimo, so prikazani v sliki 8.

Slika 8: Dejanske in ocenjene vrednosti salda trgovinske menjave v obdobju 1993-1998 v "količinah" (v mio USD po stalnih medvalutnih razmerjih in cenah iz leta 1995)



Vir: ocena z modelom.

Odločili smo se, da bomo simulirali, kakšen bi bil saldo trgovinske bilance v primeru, da bi bila vrednost realnega efektivnega tečaja drugačna, kot je bila. Realni efektivni tečaj smo - samo v letu 1998 - povečali za 10%, kar pomeni predpostavko o toliko večji apreciaciji tolarja. V gospodarstvih, kjer je delež izvoza in uvoza v bruto domačem proizvodu visok¹⁸ bodo spremembe realnega deviznega tečaja vplivale na relativno velike spremembe v obsegu menjave v absolutni vrednosti (kot delež v bruto domačem proizvodu). Rezultate simulacije modela prikazujemo v spodnji tabeli.

Tabela 8: Simulacija modela trgovinske bilance v "količinah": dodatna 10% apreciacija tolarja v letu 1998

Izvoz/uvoz blaga	Dejanska vrednost	Sim. vrednost	Razlika
Izvoz blaga	9974	9610	-364
Uvoz proiz. za reprodukcijo	6874	7337	463
Uvoz proiz. za investicije	1790	1860	70
Uvoz proiz. za široko porabo	2996	3224	228
Trgovinska bilanca	-1686	-2811	-1125

Vir: izračun.

Pričakovana posledica apreciacije je manjši izvoz blaga ter povečan uvoz blaga. Dodatna 10% realna apreciacija tolarja v letu 1998 bi imela, na osnovi ocene s predstavljenim modelom, za posledico zmanjšanje izvoza za 364 mio USD po stalnih medvalutnih razmerjih in cenah iz leta 1995, ter povečanje uvoza za 761 mio USD po stalnih medvalutnih razmerjih in cenah iz leta 1995. Obe spremembi delujeta v smeri povečanja blagovnega primanjkljaja, ki bi se, ob ostalem nespremenjenem, v letu 1998 povečal za 1125 mio USD po stalnih medvalutnih razmerjih in stalnih cenah iz leta 1995. Relativno gledano bi se ob opisani spremembi cen (dodatni 10% apreciaciji domače valute) v zunanjji trgovini (konkurenčnosti gospodarstva) najbolj povečal uvoz proizvodov za široko porabo, ki so najbolj cenovno občutljivi, do najmanjših relativnih sprememb pa bi prišlo pri uvozu proizvodov za investicije, kjer na odločitve ekonomskih subjektov vplivajo še drugi dejavniki. Izvoz blaga, ki na osnovi ugotovitev na kratek rok sploh ne reagira na spremenjene cenovne pogoje, bi se relativno gledano spremenil manj kot uvoz posameznih skupin blaga, razvrščenega po ekonomskem namenu (z izjemo uvoza proizvodov za investicije). Kot posledica realne apreciacije tolarja in znižanja cenovne konkurenčnosti slovenskega gospodarstva, se izvoz blaga zmanjša relativno manj, kot se poveča uvoz blaga¹⁹.

¹⁸ V Sloveniji je izvoz blaga v letu 1998 predstavljal 46,2% BDP, uvoz blaga pa 50,2% BDP.

¹⁹ Zanimiva je seveda vrednost primanjkljaja, izražena po tekočih cenah in medvalutnih razmerjih, če predpostavimo, da bi do realne 10% apreciacije tolarja prišlo zaradi tolikšne apreciacije nominalnega efektivnega tečaja tolarja in da bi se spremembe tečajev takoj in v celoti odrazile v spremembi izvoznih ter uvoznih cen, potem bi se primanjkljaj blagovne menjave, ki je v letu 1998 znašal 1.049 mio USD (po podatkih trgovinske statistike in po tekočih navzkrižnih tečajih in tekočih cenah) povzpel na okrog 1.800 mio USD. To bi pomenilo, da bi imela 10% realna apreciacija tolarja za posledico poslabšanje trgovinske bilance za okrog 4% bruto domačega proizvoda.

6. SKLEP

Pokazali smo, da se tako izvoz kot tudi uvoz blaga odzivata na spremembe v gospodarski aktivnosti (realnem dohodku) in relativnih cenah. Ocjenjene dolgoročne ter kratkoročne dohodkovne in cenovne elastičnosti slovenskega izvoza in uvoza blaga imajo pričakovane predznačilne.

Izvoz blaga se na dolgi rok odziva predvsem na tuje povpraševanje, ki smo ga ocenili preko uvoznega povpraševanja osmih najpomembnejših trgovinskih partneric Slovenije. Cenovni dejavniki na kratek rok ne vplivajo pomembno na izvoz blaga, kar kaže na dvoje: prvič, tuji trgi so za slovenska podjetja tako pomembni, da jih poskušajo ohraniti ne glede na kratkoročno manj ugodne cenovne pogoje in drugič, v menjavi (zlasti z razvitejšimi tržišči, s katerimi Slovenija v glavnem trguje) so pomembnejši necenovni dejavniki. Takšno razmišljanje potrjujejo ocene indeksa znotrajpanožne trgovine, ki tudi za Slovenijo kaže, da menjamo vedno večji delež blaga, ki sodi v enako blagovno skupino (pomen diferenciacije blaga).

Na uvoz blaga vpliva predvsem domača gospodarska aktivnost, pomembne pa so tudi relativne cene. Poudarili smo tudi posredni vpliv tujega povpraševanja, ki preko vpliva na izvoz blaga posredno vpliva tudi na uvozne tokove, saj se je v kratkem času težko preusmeriti iz tujih na domače dobavitelje. Prilagajanje uvoznih tokov dolgoročnemu ravnotežju je po pričakovanih hitrejše, kot pri izvozu blaga.

S simulacijo učinkov realne apreciacije domače valute smo pokazali, da ima le-ta pričakovane rezultate: vodi do povečanja uvoza blaga in zmanjšanja izvoza blaga ter v poslabšanje trgovinske bilance. V letu 1998 bi imela dodatna 10% realna apreciacija za posledico povečanje trgovinskega primanjkljaja za okrog 4% bruto domačega proizvoda. Rezultat je odvisen od predpostavk, ki smo jih uporabili pri preračunu iz "količinskih" podatkov na podatke po tekočih cenah in medvalutnih razmerjih. Gre torej predvsem za oceno približne velikosti vpliva realne apreciacije na trgovinsko bilanco.

Glede na pričakovanja o gibanju tuje gospodarske aktivnosti v letu 1999 pri najpomembnejših slovenskih partnericah (predvsem v Evropski uniji) ter na negotovost, ki je povezana z menjavo z državami na področju nekdanje Jugoslavije, je v letošnjem letu pričakovati upočasnitve rasti menjave: ne le zmanjšanje stopenj rasti izvoza blaga, temveč tudi uvoza blaga. Slednje je v veliki meri odvisno ne le od gospodarske aktivnosti doma in v tujini, temveč tudi od rasti dohodkov prebivalstva. Razlike v rasti domače in tuje gospodarske aktivnosti pa bodo vplivale na to, ali se bo blagovni primanjkljaj povečal ali ne, ob ostalem nespremenjenem.

LITERATURA IN VIRI:

1. Bassett Sheila: *Slovenia: Measures and Assessment of External Competitiveness*. Washington: International Monetary Fund, 1997, 24 str. Interno gradivo.
2. Bekö Jani: *Devizni tečaj in zunanjetrgovinska menjava slovenskega gospodarstva – stilizirane ugotovitve in možne alternative*. Biltén EDP. Maribor: Institut za ekonomsko diagnozo in prognozo, 1998, str. 51-79.
3. *Direction of Trade Statistics Quarterly*, Washington: International Monetary Fund, december 1998, 257 str.
4. *Economic Indicators for Eastern Europe*, Monthly Release, Basle: Bank for International Settlements, January 1999. 25 str.
5. Enders Walter: *Applied Econometric Time Series*, Iowa State University. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1995, 433 str.
6. Giorgianni Lorenzo, Milesi-Ferretti Gian Maria: *Determinants of Korean Trade Flows and their Geographical Destination*, IMF, Working Paper 1997/54, 1997, 47. str.
7. Goldstein Morris, Khan Mohsin S.: *Income and Price Effects in Foreign Trade*, Handbook of International Economics, vol. II, Elsevier Science Publishers B.V., 1985. str. 1041-1105.
8. Halpern Laszlo, Wyplosz Charles: *Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies*, IMF, Working Paper 1996/125, 1996, 44 str.
9. Hooper Peter, Johnson Karen, Marquez Jaime: *Trade Elasticities for G-7 Countries*, International Finance Discussion Papers, Number 609, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, April 1998, 106 str.

10. Križanič France: *Kako bo učinkovala liberalizacija slovenske trgovine z Evropsko unijo*, Gospodarska gibanja, št. 290, Ljubljana: Ekonomski inštitut pravne fakultete, januar 1998. str. 23-41.
11. OECD Economic Outlook, št. 64, december 1998. 254 str.
12. Roubini Nouriel, Wachtel Paul: *Current account Sustainability in transition Economies*. Working paper 6468, Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1998. 68 str.
13. Senhadji Abdelhak: *Time-Series Estimation of Structural Import Demand Equations: A Cross-Country Analysis*, IMF Working Paper 132, Washington: International Monetary Fund, 1997. 29 str.
14. Senhadji Abdelhak, Montenegro Claudio: *Time Series Analysis of Export Demand Equations: A Cross Country Analysis*, IMF Working Paper 149, Washington: International Monetary Fund, 1998. 29 str.
15. Strojan Andreja, Kotar Tomaž: *Koncentracija blagovne menjave in pomen znotrajpanožne trgovine*. Prikazi in analize VI/1, Ljubljana: Banka Slovenije, marec 1998, str. 40-58.
16. Thomas R.L.: *Modern Econometrics. An introduction*. Harlow: Addison Wesley Longman Limited, 1997, 535 str.
17. United Nations: *Classification by Broad Economic Categories Defined in terms of SITC, Rev. 3*, Statistical Papers, Series M, No. 53, Rev. 3, New York, 1989, 86 str.
18. *World Economic Outlook and International Capital Markets Interim Assessment*, Washington: International Monetary Fund, december 1998, 169 str.

PRILOGA

Tabela 1: Sprememba "količinskega" uvoza blaga za izbrane države od leta 1992 (v %)

DRŽAVA	1992	1993	1994	1995	1996	1997	ocena 1998	napoved 1999	napoved 2000
Nemčija	1,3	-9,8	7,8	6,9	5,5	6,1	7,8	5,2	5,1
Italija	3,3	-9,1	10,5	6,5	0,0	10,1	7,9	4,1	5,5
Avstrija	3,1	-1,1	12,9	3,3	8,2	9,9	7,3	4,9	6,2
Francija	0,9	-4,1	7,3	5,8	2,5	7,8	8,7	5,7	5,5
Nizozemska	1,3	-2,7	7,1	8,9	6,1	7,3	7,9	5,7	5,9
Švica	-4,9	-0,9	8,4	4,1	2,5	8,5	6,4	5,5	5,8
UK	6,4	0,4	6,3	4,8	9,6	7,5	3,1	3,8	4,5
USA	9,6	10,5	13,6	9,6	10,0	14,7	11,6	7,3	5,8
8 držav	2,4	-6,5	9,0	6,4	4,6	8,0	7,9	5,0	5,4
Češka	15,6	19,8	10,8	7,8	11,8	6,4	6,5
Madžarska	15,3	-2,8	17,5	31,5	20,9	12,6	10,9
Poljska	13,4	20,5	28,0	17,0	13,6	9,0	9,3

Vir: OECD Economic Outlook, december 1998, str. 231.

Tabela 2: Sprememba "količinskega" izvoza blaga za izbrane države od leta 1992 (v %)

DRŽAVA	1992	1993	1994	1995	1996	1997	ocena 1998	napoved 1999	napoved 2000
Nemčija	0,8	-6,4	9,0	6,7	7,1	10,6	7,4	5,1	5,1
Italija	3,6	11,6	10,5	8,8	4,5	5,0	3,6	3,5	5,3
Avstrija	3,5	-2,7	11,4	9,2	9,8	14,6	6,6	4,3	5,5
Francija	4,7	-1,0	6,5	7,9	5,1	12,9	6,3	3,9	5,0
Nizozemska	2,6	1,1	6,5	6,6	4,1	5,8	8,1	5,3	5,6
Švica	3,6	0,9	3,4	2,2	2,6	7,9	6,2	4,5	5,0
UK	2,2	0,1	12,9	8,6	7,5	7,0	-1,7	3,0	4,8
USA	7,0	3,4	9,9	12,5	9,7	15,4	0,5	2,9	6,9
Češka	3,0	12,9	4,8	11,3	19,5	7,8	7,0
Madžarska	16,3	9,6	24,4	34,2	22,0	12,5	11,2
Poljska	18,3	16,7	9,7	11,6	12,2	8,3	9,4

Vir: OECD Economic Outlook, december 1998, str. 230.

Tabela 3: Izvoz, uvoz in saldo blagovne menjave po ekonomskem namenu (BEC razvrstitev)
v mio USD

	IZVOZ			UVOZ			SALDO		
	Reproduk.	Investicije	Šir. poraba	Reproduk.	Investicije	Šir. poraba	Reproduk.	Investicije	Šir. poraba
1992	3232	551	2898	3804	755	1582	-572	-204	1316
1993	2951	537	2595	3642	853	2006	-691	-316	589
1994	3244	639	2944	4182	1052	2070	-937	-413	874
1995	4203	736	3376	5397	1456	2638	-1194	-719	738
1996	4075	790	3445	5419	1336	2666	-1344	-546	778
1997	4154	850	3364	5464	1337	2565	-1310	-487	799
1998	4508	916	3625	5870	1575	2653	-1362	-659	972

Vir: MES datoteka Statističnega urada RS in obdelava v ARC BS.

Tabela 4: Endogene in eksogene spremenljivke modela

Endogene spremenljivke:		
IBSCQM	-	Celotni "količinski" izvoz blaga
IM10 KOL	-	"Količinski" uvoz proizvodov za reprodukcijo
IM20 KOL	-	"Količinski" uvoz proizvodov za investicije
IM30 KOL	-	"Količinski" uvoz proizvodov za široko potrošnjo
Eksogene spremenljivke:		
BDPRQ	-	Realni bruto domači proizvod
D96KV1	-	Slepa spremenljivka, ki ima v prvem četrtletju leta 1996 vrednost ena; sicer nič
LIC_CAR	-	Realni efektivni tečaj tolarja, deflacioniran s cenami proizvajalcev, prilagojen za spremembo v povprečni carinski stopnji pri uvozu blaga
LICPRGPM	-	Realni efektivni tečaj tolarja, deflacioniran s cenami proizvajalcev
LMC_CAR	-	Realni efektivni tečaj tolarja, deflacioniran s cenami življenjskih potrebščin, prilagojen za spremembo v povprečni carinski stopnji pri uvozu blaga
OD2MR	-	Osebni dohodki in drugi prejemki iz delovnega razmerja, deflacionirani s cenami življenjskih potrebščin
PIDYM	-	Produktivnost dela, predelovalne dejavnosti
UB\$8QM	-	Uvozno povpraševanje po slovenskem blagu, merjeno preko "količinskega" uvoza osmih najpomembnejših slovenskih partneric, brez Hrvaške

Oznaka L pred imenom spremenljivke označuje, da gre za logaritem osnovne časovne vrste, oznaka D pa, da gre za diferenco časovne vrste.

Tabela 5: Rezultati ADF testa stacionarnosti za obravnavane časovne vrste

Ime spremenljivke	Osnovna časovna vrsta	Prva differenca
LBDPRQ	-3,53 *	-4,79 ***
LIBSCQM	-1,09	-3,45 **
LIM10 KOL	-2,60	-4,49 ***
LIM20 KOL	-2,03	-4,69 ***
LIM30 KOL	-5,44 ***	-4,66 ***
LLIC CAR	-2,62	-2,95 *
LLICPRGPM	-2,24	-2,66 *
LLMC CAR	-3,11	-3,34 **
LOD2MR	-2,94	-3,96 ***
LPIDYM	-1,90	-4,35 ***
LUB\$8QM	-4,22 **	-3,38 **

Opombe:

- Pri vseh spremenljivkah so bile v testu upoštevane vrednosti od prvega četrtletja 1993 do vključno zadnjega četrtletja 1998.
- Pri vseh ADF testih smo za osnovno spremenljivko v enačbo vključili konstanto, linearni trend in enkrat odloženo odvisno spremenljivko. Pri ADF testih za prvo diferenco osnovne časovne vrste smo v enačbo vključili le konstanto in enkrat odloženo odvisno spremenljivko.
- (*), (**), (***)) kažejo zavrnitev ničelne domneve pri 10%, 5% in 1% stopnji značilnosti.
- Kritične vrednosti po MacKinnonu so:

Osnovna časovna vrsta:	- 4,39 pri 1% stopnji značilnosti, - 3,61 pri 5% stopnji značilnosti in - 3,24 pri 10% stopnji značilnosti.
Prva differenca:	- 3,73 pri 1% stopnji značilnosti, - 2,99 pri 5% stopnji značilnosti in - 2,63 pri 10% stopnji značilnosti.

Tabela 6: Test stacionarnosti (ADF test) rezidualov enačb

Enačba	ADF test	Jarque Berra statistika (verjetnost)
E4.1	-4,35 ***	0,94 (0,62)
E4.3	-4,65 ***	0,93 (0,63)
E4.5	-5,27 ***	1,22 (0,54)
E4.7	-4,75 ***	1,32 (0,52)

V ADF testu smo upoštevali časovno vrsto ostankov regresije, brez vključitve trenda, konstante ali odloženih vrednosti časovne vrste.

Kritične vrednosti po MacKinnonu so:

- 2,67 pri 1% stopnji značilnosti,
- 1,96 pri 5% stopnji značilnosti in
- 1,62 pri 10% stopnji značilnosti.

Tabela 7: Dolgoročne dohodkovne in cenovne elastičnosti izvoza ter uvoza blaga in storitev v državah G-7

	Dohodkovna		Cenovna	
	Izvoz	Uvoz	Izvoz	Uvoz
Francija	1,5	1,6	-0,2	-0,4
Italija	1,6	1,4	-0,9	-0,4
Japonska	1,1	0,9	-1,0	-0,3
Kanada	1,1	1,4	-0,9	-0,9
Nemčija	1,4	1,5	-0,3	-0,06
Velika Britanija	1,1	2,2	-1,6	-0,6
ZDA	0,8	1,8	-1,5	-0,3

Vir: Hooper, Johnson, Marquez, 1998, str. 7.

Obdobje analize je odvisno od razpoložljivosti podatkov; v glavnem pa obsega leta od začetka šestdesetih oz. sedemdesetih let do konca leta 1996 (četrtnletni podatki).

Tabela 8: Kratkoročne dohodkovne in cenovne elastičnosti izvoza ter uvoza blaga in storitev v državah G-7

	Dohodkovna		Cenovna	
	Izvoz	Uvoz	Izvoz	Uvoz
Francija	1,8	1,6	-0,1	-0,1
Italija	2,3	1,0	-0,3	-0,0
Japonska	0,6	1,0	-0,5	-0,1
Kanada	1,1	1,3	-0,5	-0,1
Nemčija	0,5	1,0	-0,1	-0,2
Velika Britanija	1,1	1,0	-0,2	-0,0
ZDA	1,8	1,0	-0,5	-0,1

Vir: Hooper, Johnson, Marquez, 1998, str. 8.

Obdobje analize je odvisno od razpoložljivosti podatkov; v glavnem pa obsega leta od začetka šestdesetih oz. sedemdesetih let do konca leta 1996 (četrtnletni podatki).