

UNIVERZA V LJUBLJANI  
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

ANALIZA VPLIVA SKUPNE VALUTE NA TRGOVINO DRŽAV ČLANIC  
EVROOBMOČJA

Ljubljana, avgust 2008

MATEVŽ MEZE

## **IZJAVA**

Študent Matevž Meze izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom dr. Aleksandra Aristovnika, in da dovolim njegovo objavo na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 20. avgust 2008

Podpis: \_\_\_\_\_

## KAZALO VSEBINE

UVOD .....	1
1 Koristi in stroški uvedbe evra ter vpliv na trgovino .....	2
1.1 Povečana trgovina članic denarnega območja kot temeljna korist ter vzroki zanjo .....	4
1.2 Temeljni strošek skupne valute in teorija optimalnega denarnega območja .....	5
2 Raziskovanja vpliva skupne valute na trgovino v času pred nastankom EMU .....	8
2.1 Volatilnost deviznih tečajev in trgovina .....	8
2.1.1 Osnovna teorija vpliva tečajnega tveganja na trgovino in njene pomanjkljivosti .....	8
2.1.2 Empirični rezultati .....	9
2.2 Andrew Rose in začetek preučevanja vpliva denarnih unij na trgovino .....	10
2.2.1 Roseova študija vpliva denarne unije na trgovino .....	10
2.2.2 Odzivi in kritike na Roseovo oceno .....	12
3 Študije vpliva evra na trgovino držav evroobmočja .....	16
3.1 Prva pomembnejša spoznanja o trgovinskih učinkih evra v EMU .....	16
3.2 Vpliv evra na trgovino posameznih panog oz. sektorjev .....	17
3.3 Študije, ki uporabijo dinamični model trgovine .....	21
3.4 Vpliv evra na trgovino posameznih članic evroobmočja .....	23
3.5 Študije, ki podvomijo v vpliv evra na povečanje trgovine .....	26
4 Analiza vpliva uvedbe evra leta 1999 na trgovino Slovenije z evroobmočjem .....	31
4.1 Ekonometrična analiza slovenskega blagovnega izvoza in uvoza iz EMU .....	36
4.1.1 Izvoz Slovenije v evroobmočje .....	37
4.1.2 Uvoz Slovenije iz evroobmočja .....	39
SKLEP .....	41
LITERATURA IN VIRI .....	44

## KAZALO SLIK IN TABEL

<i>Slika 1: Dva ključna kriterija optimalnega denarnega področja</i> .....	6
<i>Slika 2: Študije vpliva denarnih unij na trgovino med državami</i> .....	15
<i>Slika 3: Vpliv evra v posameznem letu</i> .....	18
<i>Slika 4: Vplivi evra na trgovino za posamezno članico, primerjava med a) Faruquee (2004) in b) Micco et al. (2003)</i> .....	24
<i>Slika 5: Vpliv evra na trgovino z državami izven evroobmočja (v %)</i> .....	24
<i>Slika 6: Dinamični prikaz EMU vplivov na trgovino članic (v %)</i> .....	25
<i>Slika 7: Integracija blagovne menjave Slovenije</i> .....	32
<i>Slika 8: Sektorske povprečne četrtletne stopnje rasti slovenskega izvoza v evroobmočje</i> .....	33
<i>Slika 9: Sektorske povprečne četrtletne stopnje rasti slovenskega uvoza iz evroobmočja</i> .....	33
<i>Slika 10: Povprečne četrtletne stopnje rasti izvoza Slovenije v članice evroobmočja (v %)</i> .....	34
<i>Slika 11: Povprečne četrtletne stopnje rasti uvoza Slovenije iz članic evroobmočja (v %)</i> .....	35
<i>Slika 12: Realni izvoz in uvoz Slovenije iz evroobmočja (Indeks 1996q1=100)</i> .....	36
<i>Slika 13: Dejanske in ocenjene vrednosti funkcije izvoza Slovenije v evroobmočje</i> .....	38
<i>Slika 14: Dejanske in ocenjene vrednosti funkcije uvoza Slovenije iz evroobmočja</i> .....	40
<i>Tabela 1: Izsek Roseovih OLS rezultatov ocen regresijskih koeficientov</i> .....	11
<i>Tabela 2: Pregled temeljnih študij o vplivu evra na trgovino</i> .....	30

## KAZALO PRILOGE

Priloga 1: Seznam kratic .....	1
Priloga 2: Perssonova kritika Roseove študije .....	2
Priloga 3: Uporabljeni podatki .....	3
Priloga 4: Ekonometrična analiza izvozne funkcije.....	6
Priloga 5: Ekonometrična analiza uvozne funkcije.....	11
Priloga 6: Stopnje rasti izvoza in uvoza.....	19
Priloga 7: Preverjanje strukturne stabilnosti izvoza in uvoza (Chow test) .....	21

## UVOD

V začetku leta 2007 je Slovenija vstopila v evroobmočje in se tako pridružila prvotnim dvanajstim državam, ki uporabljajo skupno valuto evro. Za njo so že in še bodo v prihodnje vstopale tudi ostale države članice Evropske unije. Za vsako izmed držav je odprava lastne valute in sprejem neke druge gotovo zelo pomembna in zgodovinska odločitev, zato je ključno vprašanje predvsem, kakšne koristi, ki bodo odtehtale stroške, si lahko obetajo od uporabe skupne valute. Temeljni strošek oziroma strah držav je predvsem izguba lastne denarne in tečajne politike, ki omogoča prilagajanje ekonomskim razmeram. Vprašanje koristi uvedbe evra je pereče tudi za Veliko Britanijo in Dansko, ki imata možnost vstopiti ali pa ostati zunaj evroobmočja.

Najpogosteje omenjena korist uvedbe skupne valute je povečanje trgovine med državami skupnega valutnega območja, do katere naj bi prišlo zaradi zmanjšanja transakcijskih stroškov in odprave tveganja, ki izhaja iz nihanja deviznih tečajev. Pomemben del empiričnih raziskav evroobmočja v zadnjih nekaj letih se je zato osredotočil na analizo posledic skupne valute oz. evra na trgovino. Pred tem se je dalo o posledicah sklepati le na podlagi starejših študij vpliva odprave tečajne volatilitnosti na trgovino in pa študij, ki so ocenjevale vpliv drugih, neevropskih denarnih unij na trgovino.

Poleg tega da je korist večje trgovine v večji blaginji, bi lahko poglobljanje trgovine napravilo države denarnega območja tudi bolj podobne v smislu poslovnih ciklov oz. ekonomskih šokov in s tem zmanjšalo potrebo po lastni denarni oz. tečajni politiki. V svojem diplomskem delu se tako ukvarjam z aktualnim vprašanjem vpliva skupne valute, natančneje evra, na trgovanje med državami. Ali je uvedba evra povečala obseg trgovanja med državami evroobmočja? So članice evroobmočja z uvedbo evra preusmerile trgovino stran od nečlanic oz. tretjih držav, ki ne uporabljajo evra? Kako velik je vpliv evra na trgovino in zakaj? Kaj je vzrok za njegov obstoj oziroma neobstoj in katere države oziroma gospodarske panoge so imele največje trgovinske koristi? Je bila po letu 1999 zaradi uvedbe evra opazna kakšna sprememba v slovenskem uvozu in izvozu v evroobmočje? Na ta vprašanja skušam, s pregledom dosedanje literature oziroma študij vpliva skupne valute na trgovino, odgovoriti v sledečem diplomskem besedilu.

Diplomsko delo je sestavljeno na naslednji način. Prvi del teoretično obravnava koristi in stroške skupne valute in kanale, skozi katere naj bi skupna valuta vplivala na trgovino. Na kratko opisuje teorijo optimalnega denarnega območja, ki se ukvarja tudi s stroškom izgube lastne denarne in tečajne politike. Drugi del obravnava študije vpliva denarnih unij na trgovino še pred obstojem EMU in pa vpliv tečajne volatilitnosti na mednarodno trgovino. Tretji, glavni del pa se neposredno loteva problematike vpliva evra na trgovino držav članic evroobmočja. Opisujem ključne študije s tega področja, ki se je razvilo v zadnjih desetih letih, in tako prihajam do odgovorov na zgoraj zastavljena vprašanja. V zadnjem delu sledi ekonometrična analiza, kjer skušam nekatera opažanja o trgovinskih posledicah uvedbe evra leta 1999 empirično aplicirati na Slovenijo kot takratno nečlanico oziroma njeno zunanjo trgovino z evroobmočjem. Sledijo temeljne ugotovitve.

# 1 Koristi in stroški uvedbe evra ter vpliv na trgovino

Pobude za skupno denarno območje v Evropi so že stare, saj so se voditelji držav že na zasedanju v Haagu decembra 1969 odločili, da postane oblikovanje gospodarske in denarne unije uradni cilj evropske integracije. Prvi poskusi segajo v leto 1979, ko je bil postavljen Evropski denarni sistem (angl. *European Monetary System* (EMS)), ki je temeljil na posebnem mehanizmu deviznih tečajev (angl. *Exchange Rate Mechanism* (ERM)), tečaji med evropskimi valutami so lahko nihali le v določenih mejah, in na skupni denarni enoti ECU (angl. *European Currency Unit*). Namen tega sistema je bilo spodbujanje sodelovanja držav članic na področju politike menjalnih tečajev in s tem večja tečajna stabilnost. Vzpostavitev Gospodarske in denarne unije (angl. *Economic and monetary union* (EMU)) pa je prvič izrecno omenjena v Enotnem evropskem aktu, ki je omogočil oblikovanje enotnega trga in je bil podpisan leta 1986. Proces oblikovanja EMU, ki predstavlja zadnjo fazo ekonomske integracije v Evropski uniji (EU) in ga določa pogodba o ustanovitvi Evropske skupnosti (podpisana 7. februarja 1992 v Maastrichtu), je potekal v treh fazah (Kronološki pregled razvoja EMU, 2008):

- Prva faza EMU se je začela 1. julija 1990 in končala 31. decembra 1993. Za to fazo je značilno predvsem, da so morale države članice EU odstraniti vse omejitve pri pretoku kapitala in tako zagotoviti popolno liberalizacijo kapitalskih tokov. Poudarek je bil tudi na povečani koordinaciji posameznih ekonomskih politik in tesnejšemu sodelovanju med centralnimi bankami.
- Druga faza se je začela 1. januarja 1994 in končala 31. decembra 1998. V tej fazi je bil ustanovljen Evropski denarni inštitut (angl. *European Monetary Institute* (EMI)), predhodnik Evropske centralne banke (ECB), ki je bil odgovoren za vse potrebne priprave za uvedbo nove skupne valute. Države so si morale prizadevati za izpolnitev konvergenčnih kriterijev.
- Tretja faza pa se je začela 1. januarja 1999 z uvedbo nove skupne valute, evra, kot knjižnega denarja ter s prenosom pristojnosti določanja denarne politike na Evrosistem. Delovati je začela nova centralna banka, t.j. ECB, ki je bila sicer ustanovljena 1. junija 1998 ter je prevzela naloge EMI. Po preverjanju izpolnjevanja zahtevanih konvergenčnih kriterijev za uvedbo evra je bila že 3. maja 1998 sprejeta odločitev, katere države članice bodo sodelovale v tretji fazi EMU. S 1. 1. 1999 je enajst evropskih držav (Avstrija, Nemčija, Francija, Italija, Španija, Nizozemska, Portugalska, Irska, Finska, Luksemburg, Belgija) med seboj nepreklicno fiksiralo devizne tečaje (valute teh držav so postale t.i. podenote evra) in vzpostavilo denarno unijo (evroobmočje, evroland, evrozona). Veljalo je triletno prehodno obdobje, v katerem so ekonomski subjekti lahko izbirali, ali bodo pravne posle sklepali v evrih ali v nacionalni valuti. 1. januarja 2002 pa so bili tudi fizično uvedeni evrski bankovci in kovanci, ki so nadomestili nacionalne valute. S 1. januarjem 2001 se je kot dvanajsta članica pridružila Grčija, leta 2007 trinajsta Slovenija in leto kasneje še Ciper ter Malta. V začetku leta 2009 pa bo evro uvedla tudi Slovaška.

V nadaljevanju teoretično, skozi pregled koristi in stroškov, ki izhajajo iz denarne integracije, obravnavam vpliv skupne valute (evra) oziroma denarne unije (EMU) na trgovino. Posledice denarne unije so številne. Emerson, Gros, Italianer, Pisani-Ferry in Reichenbach (1992) temeljito (statično in dinamično) obravnavajo najrazličnejše potencialne koristi in stroške, ki izhajajo iz vpliva denarne integracije na temeljne ekonomske cilje, kot so: mikroekonomska učinkovitost (v alokaciji resursov in ekonomski rasti), makroekonomska stabilnost (glede inflacije, proizvoda in zaposlenosti) ter enakomernost glede distribucije učinkov med državami in regijami. Poleg tega o splošnih koristih in stroških participacije v denarni uniji piše veliko predvsem literatura teorije optimalnega denarnega območja, ki je praktično edina teorija, ki se ukvarja s problematiko denarnih unij. Strnjeno so koristi in stroški članstva v denarnem območju sledeči (Mongelli, 2002, str. 33):

- **Koristi izboljšanja mikroekonomske učinkovitosti** prihajajo iz povečane koristnosti denarja, ki kroži po večjem območju, kot menjalnega sredstva ter hranilca in merilca vrednosti. Boljša cenovna transparentnost zavira cenovno diskriminacijo in tržno segmentacijo in prinaša večjo konkurenco. Izgine nominalna tečajna negotovost znotraj denarnega območja, kar prinese prihranke v transakcijskih stroških in stroških terminskega zavarovanja (angl. *hedging*). Bolj kot je trgovina koncentrirana znotraj območja, večji bodo prihranki v transakcijskih stroških. Vse to naj bi okrepilo notranji trg, spodbujalo trgovino, znižalo investicijska tveganja in prinašalo neposredne tuje investicije ter boljšo alokacijo resursov.
- **Koristi izboljšane makroekonomske stabilnosti** izhajajo iz večje cenovne stabilnosti in dostopa na globlje in bolj transparentne finančne trge (večje možnosti zunanjega financiranja). Odpravijo se lahko tudi določena nihanja v proizvodni in zaposlenosti znotraj denarnega območja, ki so posledica različnih ekonomskih politik. Velja pa omeniti, da enotna valuta ni varovalo pred realnimi ekonomskimi šoki.
- **Koristi pozitivnih zunanjih učinkov** prihajajo iz prihrankov v transakcijskih stroških zaradi širše mednarodne uporabe enotne valute, prihodkov na račun mednarodnega »seignoragea« (monopolnega dobička izdajanja denarja) in pa zmanjšane potrebe po držanju mednarodnih deviznih rezerv.
- **Stroški poslabšanja mikroekonomske učinkovitosti.** Obstajajo prehodni stroški preklopa na novo valuto, ki vključujejo administrativne stroške, pravne stroške, kot je npr. sprememba denominiranosti pogodb, ter stroške strojne opreme, kot je npr. prilagoditev bančnih avtomatov. Obstajajo tudi potencialni stroški, da država izbere napačno tečajno pariteto, in pa določeni psihološki stroški novega »numerera«. Enotna valuta prinese tudi večje administrativne stroške zaradi postavitve neke nadnacionalne institucije, kot je npr. Evropska centralna banka.
- **Stroški znižanja makroekonomske stabilnosti.** Članstvo v denarni uniji zoži nabor instrumentov, ki so na voljo vladam. Ker se denarna in tečajna politika preneseta na nadnacionalno centralno banko, države ne morejo slediti nekaterim realnim

prilagoditvam ob asimetričnih gospodarskih motnjah. Nacionalne vlade tudi izgubijo možnost, da bi na račun inflacije zmanjševale državne dolgove. Poleg tega so države omejene tudi z določenimi skupnimi fiskalnimi omejitvami, kot je npr. Pakt stabilnosti in rasti.

- **Stroški negativnih zunanjih učinkov.** Če bi si nekatere članice s proračunskimi primanjkljaji nakopičile nevzdržne javne dolgove, bi to lahko povzročilo strah pred potrebo monetizacije le-teh in pritiske na obrestno mero območja. Lahko bi padlo mednarodno zaupanje v enotno valuto, kar bi imelo negativne posledice za vse države članice.

Članstvo v denarni uniji tako prinaša številne koristi kot tudi stroške. Najpogosteje omenjena korist denarne integracije (uvedbe evra) je povečanje trgovine in investicij zaradi uporabe skupne valute, najpogosteje omenjen strošek pa je izguba denarne politike kot orodja za stabilizacijo nacionalnega gospodarstva. V nadaljevanju zato opisujem le ključne posledice Gospodarske in denarne unije (oziroma le denarne unije) v kontekstu vplivanja na trgovanje med državami<sup>1</sup>.

### **1.1 Povečana trgovina članic denarnega območja kot temeljna korist ter vzroki zanjo**

Teoretični kanali oz. posledice, skozi katere naj bi skupna valuta vplivala na povečanje trgovine med vključenimi državami in ki bi pomagali odgovoriti na vprašanje, zakaj naj bi evro privedel do omenjene koristi tj. večjega obsega trgovine med državami, so sledeči:

Prva pomembnejša posledica pravi, da naj bi denarna unija oz. skupna valuta znižala **transakcijske stroške**, ki izvirajo iz zamenjevanja različnih valut pri mednarodnem trgovanju. Ker transakcijski stroški predstavljajo oviro pri trgovanju, bi zato njihova odprava oziroma zmanjšanje pozitivno vplivala na obseg menjave. Emerson et al. (1992, str. 67) ocenjuje omenjene stroške, ki obsegajo stroške menjalnih storitev bank, notranje stroške podjetij (angl. *in-house costs*), ki izvirajo iz kompleksnejšega računovodstva in financ, ter stroške čezmejnih bančnih transferjev na okrog 0,4 % BDP Evropske skupnosti kot celote oziroma 1 % BDP za majhne odprte države z mednarodno manj pomembnimi valutami.

Drugi največkrat omenjen kanal pravi, da denarna unija odpravi (nominalna) **tečajna gibanja** in s tem negotovost glede deviznih tečajev znotraj unije, kar naj bi stimuliralo trgovino. Vpliv variabilnosti deviznih tečajev na trgovino izvira iz dejstva, da v mednarodnem trgovanju večinoma obstaja nek časovni odlog med sklenitvijo pogodbe in prejetim plačilom, kar predstavlja negotovost oziroma tveganje za izvoznike (uvoznike). Finančni trgi sicer omogočajo zavarovanje pred tečajnim tveganjem vendar zavarovanje ni brezplačno in ni vedno na voljo (Emerson et al., 1992, str. 72).

---

<sup>1</sup> Ko govorim o vplivih EMU, mislim le na zadnjo, tretjo fazo postavitve gospodarske in denarne unije (uvedba evra). Kratica EMU v celotnem besedilu označuje države evroobmočja.



Mnogi ekonomisti so omenjenima temeljnima kanaloma pripisovali relativno majhno moč in posledično pričakovali majhno povečanje trgovine zaradi uvedbe evra. Vendar pa skupna valuta prinaša dodatne, na prvi pogled ne tako očitne posledice. Vpliv zmanjšane tečajne volatilitnosti bi namreč lahko dosegli tudi z režimom fiksnih deviznih tečajev. Denarna unija pa je kvalitativno povsem druga stvar. De Nardis in Vicarelli (2003, str. 1) pravita: »(Denarna unija) prinaša **spremembe v percepcijah** in pričakovanih ekonomskih subjektov, ki imajo opravka z institucionalno ureditvijo, katere stopnja transparentnosti (vse cene v državah članicah so v isti valuti) in občutek trajnosti/obvezanosti (razpad denarne unije je drugačen od razpada mehanizma deviznih tečajev) sta precej večja kot v kateremkoli režimu fiksnih deviznih tečajev« in pa »[...] zunanja trgovina z državami, ki prevzamejo skupno valuto lahko postane v očeh ekonomskih agentov ekvivalentna domači trgovini.« S skupno valuto se tako v očeh ekonomskih subjektov navidezno brišejo meje nacionalnih trgov in pa povečuje tržna transparentnost oziroma informiranost glede čezmejnih cen in stroškov ter tako vzpodbuja konkurenca med podjetji v različni državah in s tem integracija trgovine.

Poleg tega pa odprava nacionalnih valut in prevzem bolj likvidne, mednarodno pomembnejše valute predstavlja za članice denarne unije **sredstvo za zavarovanje** pred tečajnim tveganjem v trgovinskih transakcijah z državami nečlanicami. Euro bi zato lahko povečal trgovino ne samo med članicami, ampak tudi z ostalimi trgovinskimi partnericami (Micco, Stein & Ordoñez, 2003, str. 322). Manjšim državam z manj likvidnimi valutami se z vstopom v denarno unijo izboljšajo možnosti »hedginga« pri trgovanju z državami nečlanicami, ker se jim tako odpre dostop na globlje, bolj razvite domače finančne trge (Breedon & Pétursson, 2004, str. 8).

## **1.2 Temeljni strošek skupne valute in teorija optimalnega denarnega območja**

Ker je eden ključnih stroškov oz. slabosti uvedbe skupne valute izguba denarne in tečajne politike, ki jo države uporabljajo za doseganje lastnih ekonomskih ciljev oziroma prilagajanje šokom, bom na kratko opredelil ključne značilnosti teorije optimalnega denarnega področja (angl. *optimal currency area* (OCA)), ki govori prav o tem. Poleg tega je vprašanje vpliva evra na trgovino zanimivo še v enem pogledu. Skupna valuta naj bi preko večje trgovine vodila v korelacijo poslovnih ciklov, na čemer temelji t.i. hipoteza endogenosti OCA.

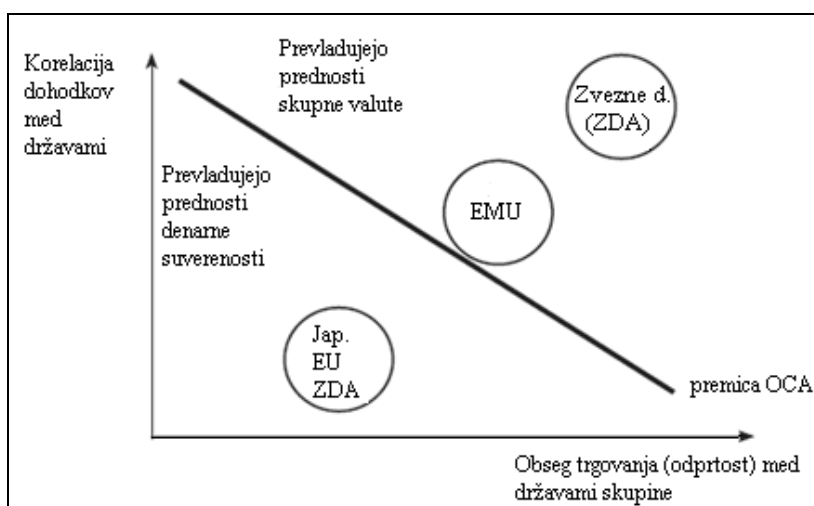
Teorija OCA se je razvila iz debate o koristih režimov fiksnih nasproti režimom fleksibilnih deviznih tečajev in raznih primerjav med ameriškim in evropskim gospodarstvom. Optimalno denarno področje lahko definiramo kot optimalno geografsko domeno enotne valute ali pa več valut, ki imajo nepreklicno fiksirane tečaje. Enotna valuta ali fiksirane valute lahko nihajo le enoglasno v odnosu do drugih valut. Optimalnost je definirana z določenimi značilnostmi ali kriteriji OCA, ki odpravljajo potrebo po nominalnih tečajnih prilagoditvah s tem, da zagotavljajo notranje in zunanje ravnovesje, zmanjšujejo posledice nekaterih šokov in omogočajo prilagajanje (Mongelli, 2005, str. 608).

Osnovne značilnosti ali kriteriji optimalnega denarnega področja so fleksibilnost plač in cen, mobilnost produkcijskih faktorjev, ekonomska odprtost (vzajemno trgovanje), diverzifikacija

proizvodnje (država proizvaja vsega po malo) in potrošnje, podobnost inflacijskih stopenj ter finančna, fiskalna in politična integracija. Tem lahko dodamo še dve novejši, izvedeni značilnosti, ki sta podobnost šokov in korelacija dohodkov med državami (Mongelli, 2005, str. 621). Omenjene značilnosti so se čez čas razvijale, dopolnjevale in EMU predstavlja »laboratorij« za njihovo ocenjevanje.

Dve ključni značilnosti optimalnega denarnega področja naj bi bili predvsem odprtost oz. obseg trgovine in korelacija dohodkov. Države, ki med seboj veliko trgujejo in imajo korelirane dohodke (to se kaže v diverzifikaciji proizvodnje in potrošnje ter podobnosti šokov), naj bi imele neto koristi od skupne valute. Omenjeno povezavo prikazuje Slika 1. Abscisna os prikazuje obseg trgovanja, ordinatna os pa stopnjo korelacije dohodkov oz. BDP držav v skupini. Točke nad mejo OCA predstavljajo neto korist od skupne valute, pri čemer velja omeniti, da je položaj premice (kako visoko leži) oziroma meje odvisen od ostalih kriterijev OCA (Mongelli, 2005, str. 627).

Slika 1: Dva ključna kriterija optimalnega denarnega področja



Vir: F.P. Mongelli, *What is European Economic and Monetary Union Telling us About the Properties of Optimum Currency Areas?*, 2005, str. 624, slika 1 (lastna priredba).

Večina študij, ki ocenjuje karakteristike OCA, gleda na izpolnjevanje kriterijev za nazaj. Se pravi, če želijo države vzpostaviti OCA, morajo zadostiti določenim kriterijem. Novejše študije pa so začele gledati v prihodnost oziroma ocenjevati endogene vplive denarne integracije, kjer je pomemben predvsem vpliv skupne valute na trgovino in konvergenco ciklov. Oba kriterija se namreč s časom spreminjata. Nekateri avtorji verjamejo, da bi se lahko »ex post« zadostilo kriterijem OCA, tudi če niso povsem zadovoljni »ex ante« in tako zmanjšalo stroške izgube denarne oz. tečajne politike. To je t.i. paradigma ali hipoteza endogenosti optimalnega denarnega območja (Mongelli, 2005, str. 628).

Hipoteza endogenosti OCA predvideva pozitivno povezavo med integracijo trgovine in korelacijo dohodkov. Skupna valuta naj bi spodbujala vzajemno trgovino ter ekonomsko in finančno integracijo in tako povzročila večjo sinhronizacijo poslovnih ciklov med državami v denarnem območju (premik nad OCA premico; glej Slika 1). Tako bi države postale manj

občutljive na asimetrične šoke («ex post» konvergenca) in občutile manjši strošek izgube kontrole nad deviznim tečajem in denarno politiko (Mongelli, 2005, str. 626).

Občutljivost na šoke in z njo povezan strošek izgube lastne denarne politike pa se ne bi zmanjševala, če velja t.i. paradigma specializacije. Slednja namreč predvideva negativno povezavo med trgovanjem in korelacijo dohodkov. Večje vzajemno trgovanje in integracija držav naj bi povzročila, da se države specializirajo v produkciji tistih dobrin, kjer imajo primerjalne prednosti. Države denarne unije bi postale manj diverzificirane in dohodki manj korelirani, kar bi pomenilo večjo občutljivost na ponudbene šoke<sup>2</sup> (Mongelli, 2005, str. 625).

Babetskii (2004) analizira asimetrijo ekonomskih šokov desetih »novih« članic EU glede na EU15 in pokaže, da se je v obdobju 1994–2002 v vseh desetih članicah (takrat še kandidatkah) asimetrija povpraševalnih šokov zmanjševala (asimetrija ponudbenih šokov pa se je zmanjšala le za Slovenijo, Madžarsko in Estonijo). Nato primerja integracijo trgovine z asimetrijo šokov ter ugotovi, da povečanje intenzivnosti trgovanja (in tudi zmanjšanje volatilnosti deviznih tečajev) vodi v sinhronizacijo oz. konvergenco povpraševalnih šokov (za ponudbene šoke pa ne dobi jasnih zaključkov)<sup>3</sup>, kar potrjuje hipotezo endogenosti. V tem kontekstu je pomembno tudi razlikovanje med znotrajpanožno (angl. *intra-industry*) in medpanožno (angl. *inter-industry*) trgovino. Pri prvi gre za simultano dvosmerno trgovino med državama s proizvodi iste panoge, pri drugi pa za trgovino s proizvodi iz različni panog. Povečevanje znotrajpanožne trgovine naj bi vodilo v podobnost poslovnih ciklov, povečanje medpanožne trgovine pa naj bi odražalo specializacijo in povzročalo asimetrije (Babetskii, 2004, str. 8).

Katera od paradigem se bo izkazala za pravilno v EMU, bo pokazal čas. De Grauwe in Mongelli (2005, str. 25) trdita, da naj bi s časom hipoteza endogenosti OCA prevladala nad hipotezo specializacije. Pravita, da se je med članicami evroobmočja do sedaj najbolj povečala znotrajpanožna trgovina, za katero je značilno, da povečuje simetrijo poslovnih ciklov, poleg tega pa postaja vse bolj pomemben storitveni sektor, za katerega regionalna koncentracija (ekonomije obsega in specializacija) ni tako značilna kot za industrijo.

Na podlagi povedanega lahko zaključim, da se z intenzivnostjo trgovanja znotraj denarnega območja stroški unije zmanjšujejo in koristi povečujejo. Če vstop v evroobmočje vodi v večjo trgovino in konvergenco ciklov, potem je to vzpodbudno predvsem za članice EU, ki nameravajo v prihodnje uvesti evro. Ne glede na to, kako naj bi trgovina vplivala na simetričnost šokov znotraj evroobmočja in s tem na strošek, ki ga predstavlja skupna denarna politika, celoten argument sloni na pozitivnem vplivu skupne valute na trgovino.

---

<sup>2</sup> Korelacijo poslovnih ciklov se enači s korelacijo šokov, vendar temu ni nujno tako. Slovenija npr. ima visoko koreliran poslovni cikel z evroobmočjem, vendar slabo korelirane šoke (Babetskii, 2004, str. 29).

<sup>3</sup> Babetskii (2004, str. 29) pravi, da v literaturi ni soglasja o tem, kateri šoki (ponudbe ali povpraševanja) so bolj pomembni pri ocenjevanju stroškov vstopa v EMU.

## **2 Raziskovanja vpliva skupne valute na trgovino v času pred nastankom EMU**

Koristi uvedbe skupne valute v veliki meri prihajajo iz povečane trgovine in ta je po pogostem prepričanju posledica fiksiranja deviznih tečajev in s tem odprave tečajnega tveganja. Tako je razumljivo, da so pred nastankom EMU ekonomisti skušali napovedovati morebitni trgovinski vpliv evra predvsem skozi kanal tečajne volatilnosti.

### **2.1 Volatilnost deviznih tečajev in trgovina**

Od zloma brettonwoodskega sistema fiksnih deviznih tečajev v začetku sedemdesetih let se je začelo v teoretični in empirični literaturi preučevati povezavo med gibanjem deviznih tečajev in mednarodnimi trgovinskimi tokovi. V precejšnjem številu empiričnih študij so mnogi avtorji analizirali, kako zmanjšanje tečajne volatilnosti (spremenljivosti, nestanovitnosti) ali pa prehod iz režima drsečega deviznega tečaja v režim fiksnega (ali obratno) vpliva na zunanjo trgovino. Agathe Côté (1994) naredi podrobnejši pregled zgodnejše literature od leta 1988 do 1993. V nadaljevanju povzemam njene ugotovitve glede teoretičnih dognanj in empiričnih rezultatov.

#### **2.1.1 Osnovna teorija vpliva tečajnega tveganja na trgovino in njene pomanjkljivosti**

Klasična trditev teorije je, da povečanje tečajne volatilnosti zmanjša obseg trgovine, pri čemer pa so upoštevane določene kritične predpostavke (Côté, 1994, str. 5):

- Nenaklonjenost tveganju.
- Popolno zavarovanje tečajnega tveganja ni možno ali pa je drago.
- Tečajno tveganje je edini vir tveganja.
- Podjetje ne more spreminjati proizvodnje in izvoza potem, ko se negotovost razreši, tako da spremembe deviznega tečaja ne ustvarjajo priložnosti za dobičke.

Naštete predpostavke pa niso brez pomanjkljivosti. Tudi če je prisotna nenaklonjenost tveganju, teorija ne dovoljuje zaključka, da povečanje tveganja zagotovo vodi v zmanjšanje tvegane aktivnosti. Povečanje tveganja ima tako učinek substitucije kot tudi dohodkovni učinek, ki delujeta v nasprotnih smereh (Côté, 1994, str. 5). Poleg tega možnost terminskega zavarovanja zmanjšuje vpliv tečajne volatilnosti. V industrijsko razvitih državah se je moč enostavno zavarovati pred kratkoročnim tečajnim tveganjem na terminskih trgih.

Enostavnejši teoretski modeli se nanašajo tudi na nediverzificirana podjetja, katerih dobičkonosnost je nedvoumno povezana z gibanjem enega deviznega tečaja. Predpostavlja se, da je negotovost glede deviznega tečaja za podjetje edini vir tveganja. Za diverzificirana podjetja v modelu z več državami pa teoretična povezava med tečajem in menjavo dobrin ni več jasna. Potrebno je upoštevati, da je mogoče tečajno tveganje razpršiti in da je lahko relativno majhno v primerjavi s koristmi menjave. Treba je upoštevati, kako se devizni tečaj giblje v povezavi z

ostalimi faktorji, ki vplivajo na dobiček. Poleg tega pa lahko večja tečajna volatilnost poviša verjetnost ustvarjanja večjih dobičkov (Côté, 1994, str. 2). Britansko ministrstvo za finance v eni od svojih študij o vstopu v EMU npr. piše: »V primeru Združenega kraljestva morajo biti kakršnekoli koristi od odprave tečajnega tveganja znotraj EMU primerjane z verjetnostjo večje eksterne volatilnosti valute nasproti dolarju« (EMU and Trade, 2003, str. 27). Kljub splošno razširjenemu pogledu, da volatilnost zmanjšuje trgovino, mikroekonomska teorija tako ne daje jasnih zaključkov o posledicah tečajne volatilnosti na mednarodno menjavo.

### 2.1.2 Empirični rezultati

Glede na nejasno teorijo je razumljivo, da je mnogo avtorjev začelo v praksi ocenjevati vplive deviznih tečajev na trgovino. Do sredine devetdesetih let večina študij, na agregatni ali na bilateralni podlagi, ne najde značilne povezave med tečajem in trgovino. Bilateralni rezultati bolj podpirajo negativno povezavo, prav tako pa to velja tudi za sektorske študije nasproti agregatnim. Rezultate različnih študij je tudi težko primerjati med seboj, saj se uporabljajo zelo različni kazalniki tveganja (Côté, 1994, str. 15).

Kljub različnim rezultatom, večje število študij najde negativno povezavo med volatilnostjo deviznih tečajev in obsegom trgovine, vendar je vpliv relativno majhen. Kot take Côté (1994) navaja študije De Grauwe in Verfaillie (1988), Koray in Lastrapes (1989), Perée in Steinherr (1989), Bini-Smaghi (1991), Savvides (1992) ter Frankel in Wei (1993). Po drugi strani pa Côté navaja Asseery in Peel (1991) ter Kroner in Lastrapes (1993), ki najdejo pozitiven vpliv volatilnosti na obseg izvoza, medtem ko npr. Belanger et al. (1992) ter Bailey in Tavlas (1988) ne najdejo statistično značilnih povezav med tečajno volatilnostjo in trgovino<sup>4</sup> (Côté, 1994, str. 23).

Študija Baum in Caglayan (2007) analizira bilateralne trgovinske tokove trinajstih držav v obdobju 1980–1998 in pride do dveh zanimivih zaključkov. Pričakovano ugotovi, da povezava med volatilnostjo deviznih tečajev in trgovino ni jasno določljiva. Druga ugotovitev, ki je empirična novost, pa je ta, da ima volatilnost deviznih tečajev statistično značilen pozitiven vpliv na volatilnost bilateralnih trgovinskih tokov.

Anderton in Skudelny (2001, str. 7) navajata, da se uspešnost tovrstnih študij razlikuje glede na uporabo ekonometrije časovnih vrst, presečnih oziroma panelnih podatkov. Velika večina študij je uporabila pristop časovnih vrst, ki pa ni bil uspešen pri iskanju vpliva tečajne volatilnosti na trgovino. Pristopi presečnih podatkov so pogosteje uspeli najti negativne, a majhne vplive tečajne negotovosti, medtem ko so panelni pristopi našli trdnejše, negativne vplive tečajne volatilnosti na trgovino. Eden od problemov pristopa časovnih serij naj bi bil npr. v tem, da je bila tečajna volatilnost v 60-ih letih dvajsetega stoletja za večino OECD<sup>5</sup> držav nizka, precej višja v 70-ih in 80-ih ter zmerna v 90-ih letih, trgovina pa je ves čas nepretrgoma naraščala (Rose, 2000, str. 12). Poleg tega Klaassen (2000) v svoji študiji izvoznih tokov ZDA v ostale razvite države ugotavlja, da ima devizni tečaj vpliv na izvozne odločitve šele po enem letu.

<sup>4</sup> Za podrobnejši opis naštetih študij in vire glej Côté (1994).

<sup>5</sup> Organisation for Economic Co-operation and Development = Organizacija za gospodarsko sodelovanje in razvoj.

Tečajno tveganje v tako dolgem razdobju, kljub nekaterim kratkoročnim fluktuacijam od povprečnega tveganja, ostaja precej konstantno skozi čas. To pomeni, da je težko ugotoviti pravi vpliv tečajnega tveganja na trgovino iz tipično omejenih podatkov časovnih serij (Klaassen, 2000, str. 17).

Empirični rezultati so tako precej različni, prav tako pa je dvoumna tudi mikroekonomska teorija s tega področja. Kljub vsemu lahko na podlagi večine študij pričakujemo pozitiven vpliv uvedbe skupne valute na trgovino zaradi zmanjšanja tečajnega tveganja. Kot pa bo pokazano v nadaljevanju, debate o vplivu tečajne negotovosti na trgovino niso tako zelo relevantne oz. predstavljajo le del zgodbe pri analiziranju vpliva skupne valute oziroma denarne unije na trgovino. Potrebno je ločevati vpliv odprave volatilnosti deviznih tečajev od vpliva uvedbe skupne valute.

## **2.2 Andrew Rose in začetek preučevanja vpliva denarnih unij na trgovino**

Andrew K. Rose, ekonomist s kalifornijske univerze Berkeley, je leta 2000 v *Economic Policy* objavil raziskavo, v kateri analizira vpliv denarnih unij na mednarodno trgovino in tako odprl novo poglavje v mednarodni ekonomiki<sup>6</sup>. Kot rečeno, so pred njim vpliv denarne unije na trgovino preprosto enačili z odpravo tečajne volatilnosti. Rose je razširil popularni trgovinski model, tj. »gravitacijski« model, z novo spremenljivko članstva v denarni uniji<sup>7</sup>. To je model, ki predstavlja trgovino med dvema gospodarstvoma kot funkcijo njune ekonomske mase, razdalje ter vrste dodatnih dejavnikov. Ker tega poprej ni poskusil še nihče, se ga omenja kot začetnika preučevanja vpliva skupne valute na trgovino, zato se vplivu pogosto reče kar »Roseov vpliv« (angl. *Rose effect*).

Na veliko začudenje stroke je Rose ugotovil, da države članice denarne unije med seboj trgujejo trikrat več kot države zunaj denarne unije, oziroma da skupna valuta poveča trgovino za več kot 200 %, kar je, glede na novost in pomembnost ugotovitve, sprožilo ogromno kritik, debat in nadaljnjih študij. V nadaljevanju zato okvirno predstavljam omenjeno študijo in njene pomanjkljivosti.

### **2.2.1 Roseova študija vpliva denarne unije na trgovino**

Ceneje je trgovati med dvema državama, ki uporabljata enako valuto, kot pa med dvema državama s svojimi valutami. Vprašanje je, za koliko? Mnenja so, da naj bi se notranja trgovina EU le v majhni meri povečala na račun uvedbe evra in posledične fiksacije deviznih tečajev, saj je bila tečajna volatilnost nizka že pred EMU. Nasprotno pa nekateri menijo, da naj bi se s skupno valuto poglobile trgovinske povezave in odnosi, saj bi bile onemogočene potencialne, škodljive konkurenčne devalvacije med državami. Skupna valuta naj bi imela večji vpliv na trgovino kot pa celo radikalno zmanjšanje tečajne volatilnosti (Rose, 2000, str. 10).

---

<sup>6</sup> Ameriški ekonomist in profesor Jeffrey A. Frankel pojmuje Roseov prispevek kot najbolj vplivno študijo v mednarodni ekonomiki v zadnjih desetih letih (Baldwin, 2006a, str. 76).

<sup>7</sup> Izraz denarna (valutna) unija (angl. *currency union*) se uporablja kot sopomenka za skupno valuto.

Po mnenju Rosea je skupna valuta veliko bolj resna in trajnejša zaveza od fiksnega tečaja. To empirično izvira iz v mednarodni ekonomiji znanega fenomena, imenovanega »domača pristranskost« (angl. *home bias*). Ta se kaže v tem, da je trgovina znotraj držav večja kot pa med državami. Del tega vpliva naj bi izviral iz dejstva, da se znotraj države uporablja enotna valuta. Rose navaja, da McCallum v eni od študij ugotovi, da je trgovina med dvema kanadskima provincama dvajsetkrat večja kot med primerljivim parom kanadske province in ameriške zvezne države (Rose, 2000, str. 11).

Rose (2000) skuša na podlagi variacije presečnih podatkov poiskati in razjasniti ločena vpliva denarnih unij in tečajne volatilitnosti na trgovino. Avtor uporabi podatke za 186 držav, odvisnosti, teritorijev, prekomorskih departmajev in kolonij. Model oceni na podatkih, ki vključujejo 33.903 bilateralnih trgovinskih opazovanj za pet ločenih let (1970, 1975, 1980, 1985, 1990). Od tega je 330 opazovanj (1 %) takih, kjer dve »državi« trgujeta in imata enako valuto. Oceni gravitacijski model, ki vključuje poleg standardnih spremenljivk dohodka in razdalje še kopico drugih. Podajam prikaz njegove regresijske enačbe, ki je tudi tipičen primer gravitacijskega modela:

$$\ln(X_{ijt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_i Y_j)_t + \beta_2 \ln(Y_i Y_j / Pop_i Pop_j)_t + \beta_3 \ln D_{ij} + \beta_4 Cont_{ij} + \beta_5 Lang_{ij} + \beta_6 FTA_{ijt} + \beta_7 ComNat_{ij} + \beta_8 ComCol_{ij} + \beta_9 Colony_{ij} + \gamma CU_{ijt} + \delta V(e_{ij})_t + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

Spremenljivka  $X_{ij}$  predstavlja vrednost bilateralne menjave (vsota izvoza in uvoza) med državama  $i$  in  $j$ ,  $Y$  je realni BDP,  $Pop$  je populacija in  $D_{ij}$  je razdalja med  $i$  in  $j$ . Sledi vrsta nepravilnih spremenljivk za skupno mejo ( $Cont_{ij}$ ), skupni jezik ( $Lang_{ij}$ ), trgovinski sporazum ( $FTA_{ijt}$ ), del iste države ( $ComNat_{ij}$ ), za kolonije s skupnim kolonizatorjem ( $ComCol_{ij}$ ) in spremenljivka za morebitno medsebojno kolonizacijo med  $i$  in  $j$  ( $Colony_{ij}$ ). Ključni spremenljivki pa sta nepravilna spremenljivka (angl. *dummy*)  $CU_{ijt}$ , ki je enaka ena, če  $i$  in  $j$  uporabljata enako valuto v času  $t$ , in pa volatilitnost nominalnega deviznega tečaja med  $i$  in  $j$  v času pred  $t$  ( $V(e_{ij})_t$ ). Bistvo analize sta tako predvsem regresijski koeficient  $\gamma$  in v manjši meri tudi koeficient  $\delta$ .

Z metodo navadnih najmanjših kvadratov (angl. *ordinary least squares* (OLS)) oceni model za posamezna leta in skupno (angl. *pooled*) za celoten vzorec. Vsi tradicionalni »gravitacijski« koeficienti (dohodek na prebivalca, velikost države, razdalja) so statistično značilni in ekonomsko logični. Skupna meja, jezik in trgovinski sporazum statistično značilno povečujejo trgovino, prav tako pa tudi kolonije in kolonizatorji, države s skupnim kolonizatorjem ter dislocirana področja iste države bolj intenzivno trgujejo. V Tabeli 1 prikazujem rezultate OLS samo za »denarni« spremenljivki.

Tabela 1: Izsek Roseovih OLS rezultatov ocen regresijskih koeficientov

	1970	1975	1980	1985	1990	Združeno ("pooled")
Denarna unija $\delta$	0,87 (0,43)	1,28 (0,41)	1,09 (0,26)	1,40 (0,27)	1,51 (0,27)	<b>1,21</b> (0,14)
Tečajna volatilitnost $\gamma$	-0,062 (0,012)	-0,001 (0,008)	-0,060 (0,01)	-0,028 (0,005)	-0,009 (0,002)	<b>-0,017</b> (0,002)

Op: Standardne napake v oklepajih.

Vir: A. K. Rose, *One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade*, 2000, str. 16.

Koeficient za skupno valuto oziroma denarno unijo (angl. *Currency union* (CU)) je enak 1,21 in statistično značilen. Ker gre za logaritemsko-linearno povezavo med odvisno in pojasnjevalno spremenljivko, izračunamo vpliv kot  $(e^{\delta}-1)100$ . Temeljna ugotovitev je, da države v denarni uniji trgujejo med seboj ( $\exp(1,21) = 3,35$ ) več kot trikrat toliko kot države zunaj unije, oziroma da skupna valuta v povprečju poveča bilateralno trgovino za 235 % (»ceteris paribus«). Druga Roseova ugotovitev pa pravi, da naj bi zmanjšanje tečajne volatilnosti za en standardni odklon (merjen okoli njenega povprečja) povečalo trgovino za približno 13 %. Rezultati tako potrdijo, da imeti skupno valuto ni enako zmanjšanju tečajne volatilnosti na 0 (Rose, 2000, str. 17)<sup>8</sup>.

Za razliko od večine študij Rose najde močan negativen vpliv volatilnosti deviznih tečajev na trgovino in pa, kot novost, velik pozitiven vpliv skupne valute na trgovino. V eno od analiz vključi nepravo spremenljivko, ki je enaka 1, če državi nista med seboj v denarni uniji, vendar je vsaj ena od njiju v denarni uniji z neko tretjo. Značilen negativni koeficient bi kazal na potencialno preusmeritev trgovine (angl. *trade diversion ali supply switching*) iz držav nečlanic na račun povečanja trgovine znotraj denarne unije. Koeficient je pozitiven in značilen, kar pomeni, da države članice trgujejo več med seboj in tudi z nečlanicami (angl. *trade creation*).

Rose v svoji študiji zaključí, da tudi če se velikosti njegove ocene ne upošteva dobesedno, denarna unija oziroma skupna valuta nedvomno povečuje mednarodno trgovino, čeprav tudi sam ne ve, zakaj je vpliv tako velik.

## 2.2.2 Odzivi in kritike na Roseovo oceno

Roseov vpliv skupne valute na trgovino je bil prevelik, da bi mu stroka lahko verjela, kar je posledično vodilo v številne kritike na račun nepravilnosti njegovih rezultatov. Nauki Roseovih težav vodijo k lažjemu razumevanju kasnejših študij iskanja vpliva evra na trgovino (tudi te imajo podobne probleme), zato v nadaljevanju sledi grob pregled osnovnih kritik, ki se vsebinsko delijo v tri sklope (Baldwin, 2006b, str. 13):

- izpuščene spremenljivke (spremenljivke, ki povečujejo trgovino in so povezane z spremenljivko denarna unija popačijo njen koeficient navzgor),
- obratna kavzalnost oz. endogenost,
- napačna specifikacija modela (nelinearnost spremenljivk ipd.).

Mnoge kritike so navajale tudi dejstvo, da so pari držav s skupno valuto v Rose (2000) sestavljeni večinoma iz zelo majhnih, revnih in odprtih držav. Države v denarnih unijah so tako vse prej kot povprečne oziroma niso reprezentativne za širši vzorec (Baldwin, 2006b, st. 15). Ekstrapolacija ocenjenega vpliva, dobljenega na podlagi takšnih držav, na vzorec ostalih držav (večje, bolj razvite države), bi privedla do napačnih zaključkov. Že Rose (2000, str. 15) sam opozarja, da ni smiselno ekstrapolirati njegovih rezultatov na države EMU.

---

<sup>8</sup> Dejansko lahko k celotnemu vplivu skupne valute na trgovino prištejemo še vpliv, izhajajoč iz tečajne stabilnosti (+13 %).



Največja kritika Roseove študije je **problem izpuščenih spremenljivk**. Rose (2000) je v svoj model vključil poleg tradicionalnih spremenljivk in neprave spremenljivke za denarno unijo še nekatere kontrolne spremenljivke, ki bi lahko bile povezane s CU spremenljivko in s trgovino. Da bi torej nekdo lahko verjel, da je ocenjen koeficient za CU spremenljivko pravilen, bi moral domnevati, da kontrolne spremenljivke zajemajo vse ostale dejavnike, ki pozitivno vplivajo na trgovino. Verjeti bi moral tudi, da je bil odnos med trgovino in kontrolnimi spremenljivkami pravilno specificiran (Smith, 2002, str. 11).

Primer takšne izpuščene spremenljivke je npr. članstvo v splošnem sistemu preferencialov (angl. *Generalized system of preferences* (GSP)). Revnejša država, kot je npr. Ekvador, ima preferenčni status v odnosu do ZDA (kot tudi do EU in Japonske) pri mednarodnem trgovanju v okviru Svetovne trgovinske organizacije. Koriščenje t.i. splošnega sistema preferencialov bi lahko nadpovprečno povečalo ekvadorski izvoz v ZDA glede na ostale države in posledično tudi vplivalo na odločitev vstopa v denarno unijo (»dolarizacija«) z ZDA. Zaradi takšnih držav, kot je Ekvador, bi spremenljivka CU lahko zajemala tudi vpliv splošnih preferencialov (poleg drugih neupoštevanih dejavnikov). Neupoštevanje tovrstnih sporazumov bi torej lahko vplivalo na koeficient denarnih unij (Smith, 2002, str. 12). Roseove ocene vpliva denarne unije so zato po mnenju mnogih avtorjev precenjene.

Problema izpuščenih vplivov se v kasnejših študijah Rose in ostali avtorji ekonometrično lotijo z vključitvijo nepravilnih spremenljivk za posamezno državo (npr. Rose in van Wincoop, 2001) oziroma za par držav<sup>9</sup> (npr. Glick in Rose, 2001). Tovrstni pristop (metoda fiksnih učinkov ali vplivov) poskrbi za vse izpuščene časovno nespremenljive (fiksne) nacionalne dejavnike, ki vplivajo na trgovino posamezne države oziroma dejavnike, ki vplivajo na trgovino para držav (kot npr. razdalja med državama, skupni jezik, zgodovina, pravni sistem itd.). Baldwin (2006b, str. 25) pravi, da postopek kljub temu ne odpravi vseh težav, saj še vedno ostaja prisoten vpliv izpuščenih časovno spremenljivih dejavnikov (npr. strukturne spremembe v gospodarstvu). Metoda fiksnih vplivov (angl. *fixed effects* (FE) ali *within estimator*) torej odpravlja presečno variacijo v podatkih in izkorišča le variacijo skozi čas. Primerja trgovino za par držav pred vstopom v CU s trgovino istega para po vstopu v CU in tako omogoča odgovoriti na bolj relevantno vprašanje in sicer: »Kakšen vpliv ima vstop (izstop) države v denarno unijo na trgovino?«, v nasprotju z Roseovim (2000) presečnim vprašanjem »Koliko bolj trgujejo države v denarni uniji nasproti državam zunaj unije?« (Glick & Rose, 2001, str. 7).

Vključitev fiksnih vplivov v regresijo močno zmanjša Roseovo prvotno oceno 235 odstotnega povečanja trgovine. Naj omenim, da Rose že v svoji prvotni študiji omenja uporabo fiksnih vplivov oz. t.i. »within« cenilke, vendar le-te ni uporabil zaradi premajhnega števila sprememb v podatkih (vstop ali izstop iz denarne unije). Študija Glick in Rose (2001) uporabi širši vzorec (sega nazaj vse do leta 1948), ki vsebuje dovolj časovne variacije (vstop in izstop v CU) in upoštevajoč fiksne vplive para držav oceni, da vstop v denarno unijo podvoji oz. poveča bilateralno trgovino za 90 %<sup>10</sup>.

<sup>9</sup> Gre za t.i. »country-specific fixed effects« oz. »country-pair specific fixed effects«. Glej Baldwin (2006b, str. 25).

<sup>10</sup> Bun in Klaassen (2006) pokazeta, da vključitev časovnih trendov, specifičnih za pare držav, v regresijo zmanjša omenjeno oceno na 25 %.

Rose in van Wincoop (2001) pa kot prva omenjata tudi potencialni vpliv evra na notranjo trgovino evroobmočja oz. EMU. Na podlagi določenih domnev in predpostavk (glede transakcijskih stroškov) ocenita, da naj bi vzpostavitev denarne unije med dvanajstimi državami EMU povečala njihovo medsebojno trgovino za 59 %.

Omeniti velja, da glede potencialnega problema **obratne kavzalnosti** oz. endogenosti spremenljivke CU, raziskovalci niso uspeli priti do končnega odgovora. Baldwin (2006b, str. 32) navaja, da do sedaj, kljub poskusom nekaterih študij, ni še nikomur uspelo najti primerne instrumenta za odpravo problema endogenosti. Hipoteza endogenosti pravi, da naj bi se države vključile v denarno unijo zato, ker so že predhodno veliko trgovale in bi na ta način zmanjšale transakcijske stroške. Tradicionalno veliki trgovinski tokovi bi tako lahko bili kriterij za članstvo v denarni uniji (evroobmočju) in ne obratno. Problem (poleg metode instrumentalnih spremenljivk (angl. *instrumental variables* (IV)) delno rešuje metoda fiksnih vplivov za par držav, saj absorbira vse časovno nespremenljive značilnosti parov držav (in individualnih držav), ki bi lahko vplivale na trgovino. Če sta npr. dve državi tradicionalno veliko trgovali med seboj, bo nepravna spremenljivka para držav to upoštevala in tako ne bo vpliva na CU oz. EMU koeficient (Micco et al., 2003, str. 330).

Baldwin (2006b) poudari še dve napaki, ki jih naredi Rose (2000) in so pogoste v tovrstni »gravitacijski« literaturi. Prva manjša napaka je po njegovem neprimerno deflacioniranje nominalne trgovine z ameriškim cenovnim indeksom (to lahko povzroči navidezno korelacijo z realnim BDP, če obstaja globalni trend v inflacijskih stopnjah), vendar se ta problem da odpraviti z vključitvijo nepravilnih časovnih spremenljivk. Teoretični gravitacijski model naj bi namreč uporabljal nominalne in ne realne količine. Druga pogosta napaka prav tako izvira iz neupoštevanja teoretičnega modela, kjer je odvisna spremenljivka logaritem izvoza (osnovna gravitacijska teorija namreč predlaga uporabo bilateralnih trgovinskih tokov v eno smer). Rose in tudi mnoge kasnejše študije uporabijo kot odvisno spremenljivko povprečje izvoza (IZ) in uvoza (UV)  $((IZ+UV)/2)$ , kar sicer ni narobe, vendar pride zaradi neupoštevanja teorije do napake. Napaka je v tem, da najprej izračunajo povprečje bilateralnih tokov in jih šele potem logaritmirajo in tako napačno zamenjajo logaritem povprečja s povprečjem logaritmov. Matematično je vsota logaritmov približno logaritem vsote, vendar, tem bolj kot sta si sešteta tokova različna, bolj se povečuje napaka. Iz tega sledi, da bo napaka majhna za države z uravnoteženo trgovino ( $IZ=UV$ ), vendar lahko postane zelo velika za države s precej neuravnoteženo trgovino (omenjena napaka vedno popači trgovino navzgor). Za Roseove podatke velja, da je trgovina med pari v denarni uniji veliko bolj neuravnotežena kot med pari izven (in s tem navidezno bolj povečana), kar pomeni, da je tudi zaradi tega »Roseov« vpliv precenjen (Baldwin, 2006b, str. 17–18).

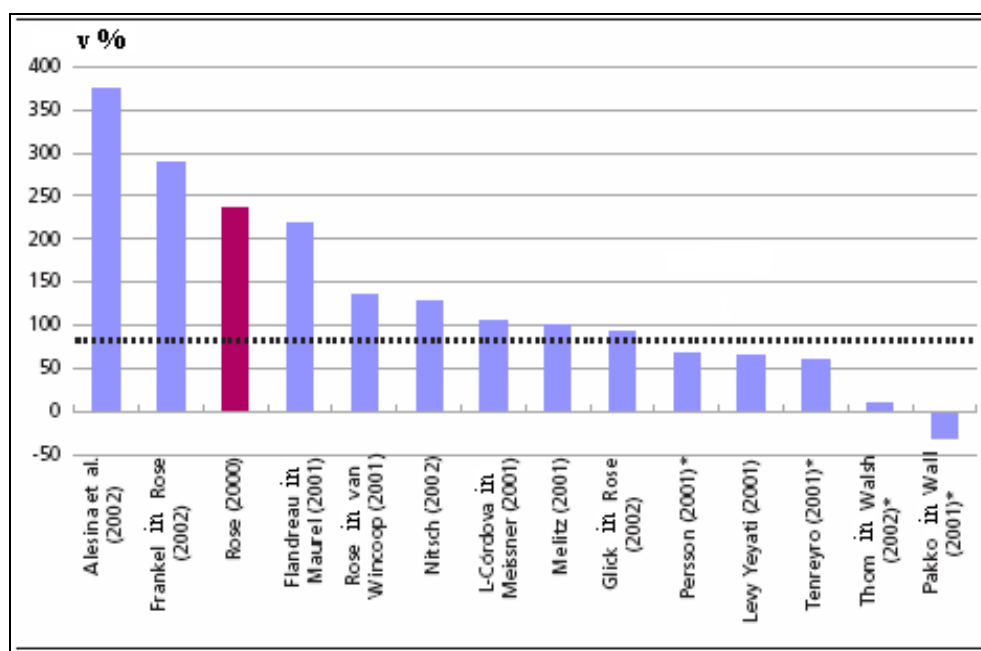
Naslednjo kritiko postavi Persson (2001) in ta se nanaša na problem **nelinearnosti in nenaključne selekcije**. Opozori na dejstvo, da bi nekatere pojasnjevalne spremenljivke v Rose (2000) lahko imele nelinearen vpliv. Kot ilustracijo za to pokaže, da povezava med trgovino in dohodkom ni linearna (glej Priloga 2, Slika 1), poleg tega pa pari držav v denarni uniji niso

naključno izbrani oz. porazdeljeni (angl. *non-random selection*)<sup>11</sup>. Pokaže, da omenjene težave privedejo do precenjenosti Roseovega vpliva CU na trgovino (več o tem glej Priloga 2).

Za odpravo problema predlaga posebno tehniko, imenovano »matching«, ki v osnovi izvira iz medicinskega področja in skuša ustvariti primerljivost (podobnost) med podskupino zdravljenih in nezdravljenih posameznikov. Z uporabo metode tako želi ustvariti kontrolno skupino parov držav (ti niso deležni »zdravila« skupne valute (CU=0)), ki ima podobne značilnosti kot skupina parov v denarni uniji (CU=1) (Persson, 2001, str. 439). Na ta način se izloči neprimerljive pare, vzpostavi homogenost in odpravi izvor problema selekcije. Perssonove (2001) ne-parametrične »matching« ocene močno zmanjšajo Roseov vpliv in znašajo med 13 in 65 odstotki, vendar niso statistično značilne. Rose (2001) se je odzval na Perssonovo kritiko z večjim vzorcem in uporabo »matching« tehnike ter ponovno izračunal statistično značilen vpliv CU na trgovino, ki predvideva (kljub vsemu veliko) povečanje trgovine za 21 oz. 43 odstotkov.

Na podlagi vseh kritik lahko sklenem, da vpliv skupne valute na trgovino obstaja in da je večji, kot bi ekonomisti pričakovali pred objavo prve Roseove študije. Kot prikazuje Slika 2, so številne študije uspele postopoma zniževati prvotno oceno vpliva. Končna velikost obravnavanega vpliva, kakršna koli že je,<sup>12</sup> Baldwin (2006a, str. 36) neformalno zaključí, da je okrog 30 %, v kontekstu evra oziroma EMU niti ni povsem relevantna. Kot rečeno, rezultatov dobljenih na podlagi neprimerljivih neevropskih denarnih unij ne moremo aplicirati na EMU.

Slika 2: Študije vpliva denarnih unij na trgovino med državami



Op: Zvezdica pomeni, da vpliv ni statistično značilen. Črtkana črta kaže izračunan povprečen vpliv Rose (2003) na podlagi 24 študij (86 %).

Vir: A. M. Pedersen, *Currency Unions and Foreign Trade*, 2004, str. 39, slika 1 (lastna priredba).

<sup>11</sup> Države s skupno valuto so v povprečju manjše, revnejše, geografsko bliže, bolj pogosto imajo skupen jezik, skupno mejo, FTA in kolonialno razmerje ter so tako značilno različne od parov držav brez skupne valute (Persson, 2001, str. 438).

<sup>12</sup> Rose (2004) naredi meta-analizo 34 študij in dobi, da denarna unija poveča trgovino med 30 in 90 %.

Poleg tega so raziskovanja v času pred podatki za EMU opozorila na morebitne težave, ki jih je potrebno imeti v mislih pri ocenjevanju vpliva evra na trgovino. Pomembno je, da se v panelnih analizah upošteva metodo fiksnih vplivov (neprave spremenljivke za par držav) in deloma tudi kontrolira za potencialne nelinearne vplive spremenljivk. Poleg tega je zaželeno, da je vzorec držav čim bolj homogen ter da se uporabi enosmerne trgovinske tokove (izvoz ali uvoz).

### 3 Študije vpliva evra na trgovino držav evroobmočja

Po letu 1999, ko je bil uveden evro in se je nabralo dovolj časovnih serij, so avtorji lahko začeli ocenjevati njegov trgovinski vpliv direktno na podatkih za EMU. Prihod evra je bil kot naročen za literaturo denarnih unij, saj je tipičen primer za preučevanje denarnega povezovanja med razvitimi državami.

V nadaljevanju sledi temeljitejši pregled pomembnejših študij o vplivu evra na trgovino med državami članicami EMU. Ugotovitve obravnavanih študij bodo omogočile nek širši pregled nad delovanjem, izvorom, vzroki, močjo in načinom vpliva evra na zunanjo trgovino in tako dale določene zaključke, ki so predvsem pomembni za raziskovalce in oblikovalce ekonomske politike v državah članicah EU, ki si želijo vstopiti v evroobmočje ali pa morda ostati zunaj.

#### 3.1 Prva pomembnejša spoznanja o trgovinskih učinkih evra v EMU

**Micco, Stein in Ordoñez (2003)** je prva pomembnejša študija, ki nakaže na možnost obstoja Roseovega vpliva v EMU. Ocenijo gravitacijski model bilateralne trgovine, upoštevajoč fiksne vplive za par držav (angl. *country-pair fixed effects*) na letnih podatkih za obdobje 1992–2002. Kot rečeno, metoda fiksnih vplivov (FE) ali »within estimator« poskrbi za časovno dimenzijo in izpuščene spremenljivke, poleg tega pa tudi zmanjšuje potencialno endogenost EMU spremenljivke. Kontrolira za vsakršne razlike v značilnostih med EMU in ne-EMU državami in s tem odvzame presečno variacijo ter tako omogoča za vsak par držav primerjavo razvoja trgovine pred in po uvedbi evra (De Sousa & Lochard, 2004, str. 16).

Avtorji študije uporabijo dva različna vzorca industrijsko razvitih držav. Večji vzorec zajema vseh 22 industrializiranih držav (EU15, Avstrija, Kanada, Islandija, Japonska, Nova Zelandija, Norveška, Švica in ZDA), drugi, bolj homogen vzorec pa je omejen le na EU15 (14 držav, ker sta Belgija in Luksemburg združena). Kot odvisno spremenljivko uporabijo bilateralno trgovino (uvoz + izvoz), med pojasnjevalne spremenljivke pa vključijo produkt realnih BDP-jev dveh držav, nepravo spremenljivko za prosto trgovinsko območje (FTA), »dummy« za članstvo v EU, EU trend (indeks, ki kaže poglobljanje EU skozi čas), realni devizni tečaj države nasproti dolarju (kontrolira za relativne spremembe v izvoznih in uvoznih cenah) in pa spremenljivko EMU2, ki je enaka 1, če sta obe državi v paru članici EMU po letu 1999. Poleg tega pa vključijo tudi letne »dummyje«, ki kontrolirajo za specifične vplive posameznega leta (angl. *year-specific effects*), kot so npr. globalne spremembe v transportnih stroških zaradi sprememb v cenah nafte.

Njihove osnovne regresije z uporabo fiksnih vplivov in vključitvijo različnih kontrolnih spremenljivk ocenijo velikost vpliva evra na povečanje trgovine držav EMU med 4–5,5 % za večji vzorec in 6,2–7,6 % za vzorec EU15. Pri teh ocenah se meri le gibanje trgovine znotraj

evroobmočja glede na trgovino vseh ostalih parov držav (tudi članicami in nečlanicami). Vendar pa bi evro lahko vplival tudi na trgovanje članic EMU s tretjimi državami (t.j. nečlanicami). Če bi uvedba evra delovala kot preferencialna liberalizacija trgovine, bi to imelo za posledico preusmerjanje trgovine stran od nečlanic. Nasprotno pa bi evro lahko napravil države bolj odprte in s tem povečal trgovanje z vsemi (Micco et al., 2003, str. 334).

V model zato vključijo novo, dodatno spremenljivko EMU1, ki ima vrednost 1, kadar je samo ena država v paru članica EMU. Na ta način se ločijo trgovinski tokovi na trgovino med dvema članicama EMU (intra-EMU) ter članico in nečlanico (ekstra-EMU) in so primerjani glede na trgovino med nečlanicama evroobmočja. Tako kot Rose (2000) ugotovijo, da za države nečlanice ni prisoten negativen vpliv preusmeritve trgovine. Rezultati pokažejo, da evro povečuje trgovino tako s članicami kot tudi z nečlanicami. Trgovina z nečlanicami se je značilno povečala za 9 % na podlagi vzorca razvitih držav in za 1,2 % (vendar neznčilno) na podlagi manjšega vzorca EU. Poleg tega pa to kontroliranje za vpliv evra na trgovino s tretjimi državami (vključitev EMU1) poveča prvotne ocene vpliva evra na intra-EMU trgovino na 13,4 % za večji vzorec in na 8,8 % za EU vzorec. Do večjega vpliva pride zato, ker se dejansko v tem primeru trgovino znotraj EMU primerja le nasproti trgovini med nečlanicami (v tem primeru niso upoštevani tudi tokovi med članico in nečlanico EMU).

Na podlagi različnih regresij in po še nekaterih alternativnih meritvah avtorji zaključijo, da znaša vpliv skupne valute na intra-EMU trgovino med 4 in 10 % pri primerjavi z vsemi ostalimi pari držav in med 8 in 16 % pri primerjavi le s trgovino med državami izven evroobmočja (Micco et al., 2003, str. 343). Kljub temu da vpliv ni tako velik kot v zgodnejših študijah denarnih unij, je statistično in ekonomsko značilen in potrjuje tezo, da denarna unija pospešuje trgovino.

### **3.2 Vpliv evra na trgovino posameznih panog oz. sektorjev**

**Flam in Nordström (2006a)**<sup>13</sup> je, po besedah Baldwina, ena najboljših študij, saj se izogne večini omenjenih kritik oziroma napak, ki izhajajo iz tovrstnih študij. Baldwin (2006b, str. 38) na primer pravi, da ker uporabijo le izvoz in ne povprečje vsote izvoza in uvoza, se izognejo tudi t.i. »logaritemski« napaki, ki je značilna za mnoge študije.

Tudi njiju zanima vprašanje, ali je evro povečal trgovino med članicami EMU in morda preusmeril (zmanjšal) trgovino z nečlanicami. Osredotočita se torej le na izvoz in ne na celotno bilateralno trgovino ter tako ločita vpliv evra na izvoz članic v nečlanice ter na izvoz nečlanic v evroobmočje.

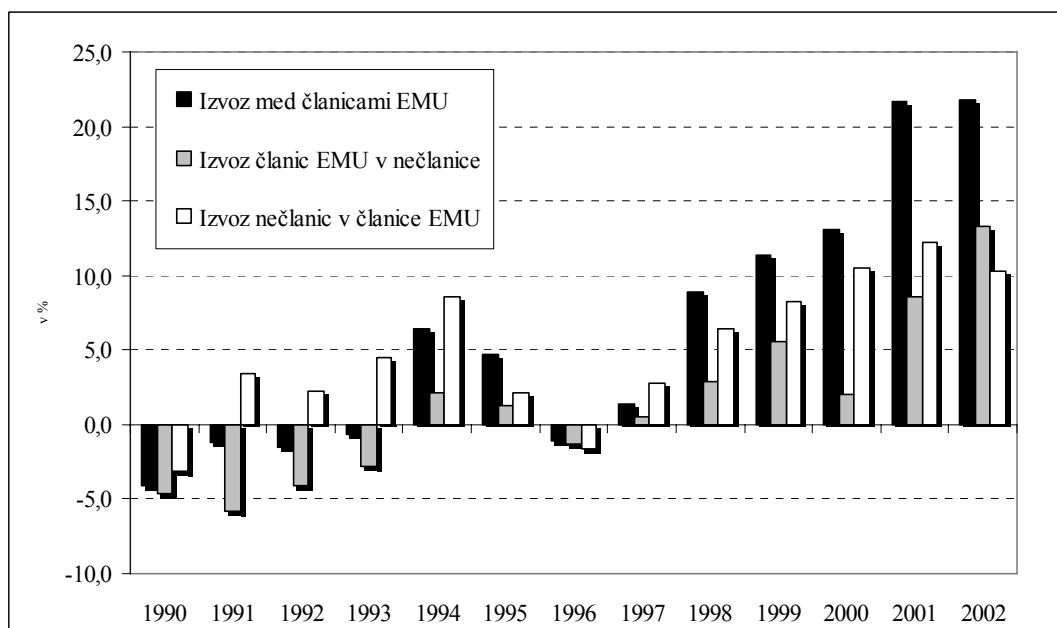
Uporabita letne podatke 20 OECD držav za obdobje 1989–2002 (štiri leta evra). Gravitacijski model ocenita z metodo najmanjših kvadratov in nepravimi spremenljivkami za vsak par držav (bilateralni fiksni vplivi). Trgovina med tremi ne-evro članicami EU (Dansko, Švedsko in UK) in med njimi in sedmimi ne-EU državami (Norveška, Švica, Avstralija, Kanada, Japonska, Nova Zelandija, ZDA) predstavlja kontrolno oz. primerjalno skupino (angl. *benchmark*).

---

<sup>13</sup> Omenjena študija je neuradno izšla že v letu 2003.

Najprej s pomočjo letnih nepravih spremenljivk ocenita vplive evra v posameznem letu. Analiza pokaže, da je vpliv evra začel delovati že v letu 1998 (enako ugotovijo tudi Micco et al., 2003) in naraščal do konca obravnavanega obdobja (glej Slika 3). Črni stolpci kažejo, za koliko odstotkov se razlikuje izvoz med državami evroobmočja od izvoza med nečlanicami EMU v posameznem letu. Podobno velja za sive stolpce, ki kažejo izvoz članic v nečlanice, ter bele stolpce, ki kažejo izvoz nečlanic v EMU. Koeficienti kažejo na naraščajoč trend, ki je najbolj izrazit za izvoz med članicami EMU in najmanj za izvoz nečlanic v članice.

Slika 3: Vpliv evra v posameznem letu



Vir: H. Flam & H. Nordström, *Trade Volume Effects of the Euro: Aggregate and Sector Estimates*, 2006a, str. 2, slika 2 (lastna priredba).

Analiza značilnosti razlik v koeficientih med leti pokaže, da pride v letu 1998 do značilnega preloma v izvozu med članicami EMU (koeficienta v letih 1998 in 1999 sta značilno večja kot v vseh prejšnjih letih). To pojasnjujeta s tem, da je že tekom leta 1998 postalo jasno, da bo prišlo do načrtovane uvedbe evra 1. 1. 1999. Maja 1998 je Evropski svet sprejel odločitev, da je enajst držav članic izpolnilo pogoje za sprejem evra. To je odpravilo dvome o morebitnem neizpolnjevanju pogojev za vstop s strani določenih držav, poleg tega pa so se podjetja za preostanek leta 1998 lahko zavarovala pred tečajnim tveganjem na terminskih trgih (Flam & Nordström, 2006a, str. 10).

V drugem koraku pa na klasičen način, z omejitvijo neprave EMU spremenljivke na obdobje evra (z začetkom leta 1998), ocenita povprečni vpliv evra na trgovino držav evroobmočja. Izračunata, da je uvedba evra v obdobju 1998–2002 v povprečju povečala trgovino med državami EMU za 15 % glede na prejšnje obdobje in kontrolno skupino držav v obdobju 1989–2002. Naraščajoč trend, razviden iz Slike 3, tudi namiguje na večje dolgoročne vplive. Poleg tega, ločeno od vpliva skupne valute, najdeta tudi negativen vpliv tečajne volatilnosti na trgovino. Ocenita, da naj bi zmanjšanje povprečne tečajne volatilnosti za en standardni odklon povečalo trgovino za 1,5 %.

Tudi ta študija pokaže, da je evro pozitivno vplival na trgovino z državami nečlanicami. Izvoz članic v nečlanice EMU se je povečal za 8 % in izvoz nečlanic v članice za 7,5 %. Če iz vzorca odstranimo neevropske države (v tem primeru postane kontrolna skupina le izvoz med Norveško, Švico, Dansko, Švedsko in VB), znaša vpliv evra na izvoz med članicami 12 %, na izvoz članic v nečlanice 6,6 % ter nečlanic v članice 7,3 %. Ko pa naredimo vzorec še bolj homogen in izključimo še Norveško in Švico, tako da so prisotne le države EU15, omenjeni vplivi po vrsti znašajo 9,2 %, 0,8 % ter 7,3 % pri čemer vpliv evra na izvoz članic EMU v nečlanice (0,8 %) ni več statistično značilen. To pomeni, da uvedba evra ni povečala izvoza EMU v tri države EU, ki niso vstopile v denarno unijo, je pa povečala izvoz v evropske ne-EU države (Norveško in Švico).

Povečano trgovino med članicami EMU kot tudi med članicami in nečlanicami avtorja razlagata z idejo študije Yi (2003) o povečani vertikalni specializaciji (dezintegraciji proizvodnje) med državami. Pri vertikalni specializaciji gre za to, da se določeni proizvodi izdelajo v različnih fazah v različnih državah. Namesto izdelave celotne dobrine v eni državi, se države specializirajo le na določeno fazo njene proizvodnje. Kot primer vertikalne specializacije Yi (2003, str. 92) navaja trgovino s tekstilom. Bombaž iz ZDA se izvozi v Mehiko, kjer ga spredejo v niti. Niti se nato izvozijo nazaj v ZDA, kjer jih stkejo v kose blaga in te se ponovno izvozijo v Mehiko. Tam jih sešijejo v oblačila in končno izvozijo nazaj v ZDA.

Yi tako pokaže, da bi zaradi vertikalne specializacije lahko že zelo majhno zmanjšanje v tarifah (stroških trgovanja) vodilo v relativno veliko povečanje trgovine. Vertikalno specializirane dobrine v procesu izdelave prečkajo več državnih mej, kar pomeni, da npr. zmanjšanje tarif za eno odstotno točko vodi v večkratno zmanjšanje v stroških in cenah. Flam in Nordström (2006a, str. 16) pravita, da uvedba skupne valute (analogno kot zmanjšanje tarif) zmanjšuje stroške čezmejnega trgovanja in posledično stroške izdelave takšnih dobrin. To vodi v pocenitev izdelkov in tudi v dodatno povečevanje vertikalne specializacije (dobrine, ki so bile prej v celoti proizvedene v eni državi, lahko celo preidejo na vertikalno specializacijo), oboje pa na koncu pomeni večjo trgovino EMU.

Omenjana ideja razloži poleg intra-EMU trgovine tudi povečano trgovino z državami izven EMU. Ker skupna valuta zmanjša stroške vertikalne specializacije znotraj evroobmočja in tako napravi ustvarjene izdelke bolj konkurenčne, to poveča izvoz članic v nečlanice in po drugi strani (zaradi večje proizvodnje) lahko vodi tudi v morebitno povečano uvozno povpraševanje po surovinah iz nečlanic. Poleg tega pa lahko podjetja izven EMU kupujejo cenejše surovine iz držav članic, kar naredi njihove izdelke bolj konkurenčne in dodatno poveča izvoz nazaj v članice (Flam & Nordström, 2006a, str. 19).

Avtorja poleg agregatnih ocenita tudi **sektorske vplive**. Izračunata vplive evra na trgovino med članicami ter članicami in nečlanicami v devetih sektorjih enoštevilske SITC<sup>14</sup> nomenklature in uporabita obdobje 1995–2002. Vplivi so pozitivni in značilni v naslednjih sektorjih<sup>15</sup>: pijače in tobak (SITC 1), kemični izdelki (SITC 5) ter različni industrijski izdelki (proizvodi razvrščeni po

<sup>14</sup> Standardna mednarodna trgovinska klasifikacija (slovenska kratica; SMTK).

<sup>15</sup> Velja tako za izvoz med članicami kot tudi za izvoz članic v nečlanice in obratno.

materialu, stroji in prometne naprave, razni končni izdelki (SITC 6–8)). Gre za dobrine, ki potrebujejo relativno veliko predelav (procesiranja) ali pa so diferencirane (ne standardizirane) potrošniške dobrine (tobak, pijače). Prvi tip dobrin podpira razlago o povečani trgovini med članicami in nečlanicami zaradi povečane vertikalne specializacije. Za diferencirane dobrine, kot so npr. pivo in cigareti, pa naj bi bili po mnenju avtorjev značilni veliki začetni stroški marketinga in distribucije za vstop na nov trg. Donos takšne investicije je razpršen skozi prihodnja leta in precej odvisen tudi od nominalnega deviznega tečaja. Uvedba skupne valute in s tem fiksiranje nominalnega deviznega tečaja naj bi zmanjšala tveganost tovrstnih investicij in zato omogočila večjo trgovino (Flam & Nordström, 2006a, str. 17).

Do podobnih ugotovitev pride tudi študija **de Nardis, De Santis in Vicarelli (2007b)**. Ocenijo vplive evra na izvoz posameznih sektorjev mednarodne standardne klasifikacije dejavnosti (ISIC) in ugotovijo, da vpliv ni razširjen skozi vse sektorje. Vplivi so pozitivni in značilni predvsem za proizvodnjo motornih vozil, električne in optične opreme, proizvodnjo kovin ter hrane, pijače in tobaka. Vpliv je znašal v povprečju med 4 % (hrana, pijače in tobak) in 16 % (transportne naprave oz. vozila).

Za večino sektorjev, kjer so prisotni vplivi evra, so značilni naraščajoči donosi obsega, nepopolna konkurenca in diferenciacija. Pozitivne vplive v teh sektorjih avtorji razlagajo z Baldwinovo hipotezo »novih dobrin (angl. *new good hypothesis*)«, ki pravi, da je uvedba evra zmanjšala fiksne stroške vstopa na nov trg (stroške izvoza) in tako omogočila prihod novih podjetij in s tem novih vrst dobrin, ki jih prej, zaradi visokih stroškov izvoza, ni bilo (de Nardis et al., 2007b, str. 17).

**Flam in Nordström (2006b)** pa je novejša študija, ki nadgrajuje prejšnjo. Avtorja ponovno uporabita vzorec 20 OECD (10 članic EMU) držav v novejšem obdobju 1995–2005. Kot temeljno obdobje delovanja evra tokrat uporabita čas od 2002–2005, v katerem naj bi vplivi evra delovali v polni meri, obdobje 1999–2001 pa pojmujeta kot tranzicijsko obdobje.

Ocenita, da je evro povečal izvoz med članicami v letih 2002–2005 glede na 1995–1998 za 26 % relativno na deset držav OECD izven EMU in za 21 % relativno na tri EU države (Dansko, Švedsko in ZK). Izvoz članic v države nečlanice se je v povprečju povečal za 12 % ter izvoz nečlanic v članice za 13 % (glede na izvoz med desetimi državami OECD). Za manjši EU13 vzorec pa naj bi evro, poleg zgoraj omenjenega vpliva na izvoz med članicami EMU, povečal še izvoz nečlanic v članice za 9 % (v obratni smeri pa ni značilnega vpliva). Velja opozoriti, da uporaba manjšega, bolj homogenega vzorca le držav EU, zopet namiguje, da uvedba evra ni značilno vplivala na izvoz članic EMU v nečlanice.

Povečan **izvoz nečlanic v EMU** avtorja pojasnjujeta z obstojem fiksnih stroškov v izvozu, ki so vodili do tega, da imajo zunanji izvozniki svoje marketinške in distribucijske zmogljivosti v eni izmed držav evroobmočja (Enotnega trga) in blago od tam pošiljajo v druge države. Na podlagi teh predpostavk je zmanjšanje stroškov trgovanja znotraj denarne unije zunanjim izvoznikom koristilo skoraj v enaki meri kot notranjim. Poleg tega pa bi lahko manjši stroški trgovanja



zagotovili tudi lažje pokrivanje fiksnih stroškov in tako omogočili nov izvoz s strani zunanjih izvoznikov (Flam & Nordström, 2006b, str. 12).

Porast **izvoza članic v nečlanice** pa razlagata z nižjimi stroški surovin za izvoznike. Skupna valuta naj bi zmanjšala stroške nakupa surovin iz drugih držav denarne unije in tako napravila izvoznike bolj konkurenčne. Kot je že bilo omenjeno, Yi (2003) pokaže, da če proizvodni proces vključuje več faz v različnih državah (vertik. spec.), kjer gre za trgovino z vmesnimi proizvodi, se majhni stroški trgovanja lahko naberejo v precejšen delež končnih stroškov.

V nadaljevanju pa vplive evra na izvoz podrobneje analizirata. Kot pravita, so ti vplivi lahko posledica povečanja na intenzivnem ali pa na ekstenzivnem robu (angl. *margin*) trgovine. Povečanje na intenzivnem robu se nanaša na povečanje izvoza proizvodov, ki se že sedaj izvažajo (obstoječa trgovina), medtem ko se povečanje na ekstenzivnem robu nanaša na izvoz novih proizvodov (nova trgovina). Za analizo uporabita precej razčlenjene podatke na šesti stopnji Harmoniziranega sistema (HS).

Kot grob pokazatelj vpliva evra na ekstenzivni rob trgovine uporabita število statističnih HS kategorij proizvodov, ki so se izvažale v obravnavanem obdobju. Naraščajoč trend števila kategorij izvoženih proizvodov je opazen predvsem znotraj EMU ter iz EMU v nečlanice. Nato pa z gravitacijskim modelom ocenita vpliv evra na število izvoženih kategorij (približek za ekstenzivni del) in ugotovita, da se je število izvoženih HS-6 kategorij v obdobju 2002–2005 primerjalno z 1995–1998 povečalo za 6 % med članicami EMU in za okoli 4 % med članicami in nečlanicami glede na deset OECD držav. Da bi ugotovila relativno pomembnost intenzivnih in ekstenzivnih vplivov na trgovino, celoten izvoz razčlenita na intenzivni<sup>16</sup> in ekstenzivni del. Ocene pokažejo, da so vplivi evra (gledano v odstotkih) precej višji (do trikrat večji) na ekstenzivnem kot na intenzivnem robu trgovine. Vplivi na ekstenzivnem robu predstavljajo le okrog 25 % celotnega vpliva v izvozu med članicami EMU, 20 % v izvozu članic v nečlanice in 15 % celotnega vpliva v izvozu nečlanic v članice EMU.

Nato ocenita še vplive evra v različnih fazah proizvodnega procesa (surovine, polproizvodi, končani izdelki) in v različnih panogah (ISIC klasifikacija dejavnosti). Ocene pokažejo, da so značilni vplivi evra prisotni le v trgovini z vmesnimi (angl. *semi-finished*) in končnimi proizvodi. Kar se tiče dejavnosti, pa so, kot je pokazala že predhodna študija, vplivi prisotni predvsem v panogah s proizvodi visoke predelave (predvsem farmacevtski izdelki, plastični, gumeni in kovinski proizvodi ter stroji in transportna oprema), kjer ima komponenta surovega materiala relativno majhen pomen v ceni končnega izdelka. Vplivi na surovine in nizko tehnološke izdelke (prehrana, pijače in tobak, tekstil in obutev, papir, naftni izdelki) pa so nejasni.

### **3.3 Študije, ki uporabijo dinamični model trgovine**

Študija **Bun in Klaassen (2002)** je ena zgodnejših študij, ki skuša direktno na podatkih za EMU oceniti trgovinski vpliv evra. Avtorja uporabita dinamičen model s fiksnimi vplivi na panelnih

---

<sup>16</sup> Gre za kategorije proizvodov, ki so prisotni v izvozu (le) v vseh letih vzorčnega obdobja. Razlika med celotnim izvozom in temi proizvodi pa je ekstenzivni del trgovine.

podatkih letnih bilateralnih izvozov med petnajstimi državami Evropske unije in tremi G7 državami izven Evrope (Kanada, Japonska, ZDA) za obdobje 1965–2001 (tri leta obstoja evra).

Tudi ta študija ločeno obravnava vpliv skupne valute od vpliva tečajne volatilnosti. Prvi kanal je spremenljivka volatilnosti realnega deviznega tečaja (izraža fiksiranje nominalnih tečajev in konvergenco inflacij) in drugi klasična nepravna spremenljivka EMU (predstavlja ostale spremembe, kot so popolna kredibilnost vezave nominalnih tečajev, zmanjšanje transakcijskih stroškov in integracija kapitalskih trgov), ki je enaka 1 za članstvo v evroobmočju. Ocenita, da je vpliv evra skozi kanal tečajne volatilnosti majhen in statistično neznačilen, skozi nepravno spremenljivko EMU pa pozitiven in statistično značilen. Skupni (kratkoročni) vpliv evra, ki je seštevek vplivov skozi oba kanala, na intra-EMU trgovino v letu 1999 znaša 4 %, dolgoročni vpliv pa 38 %. Njuni rezultati so tako precej podobni rezultatom Micco et al. (2003).

**De Nardis in Vicarelli (2003)** se tako kot predhodna študija, vpliva evra lotita z dinamičnim gravitacijskim modelom. Pravita, da tradicionalni statični modeli, ki navadno analizirajo dolgoročneje povezave, niso primerni za interpretacijo posledic evra, saj je ta relativno mlad fenomen. Gravitacijska enačba postane z vključitvijo dinamike bolj kratkoročno orientirana, kar je pomembno zaradi inercije, ki obstaja v trgovinskih odnosih. Predpostavlja se, da države, ki veliko trgujejo med seboj, to počnejo tudi v prihodnje. Razlog so stroški, ki jih imajo izvozniki s preteklimi investicijami v infrastrukturo in z vzpostavitvijo distribucijskih omrežij v partnerski državi (t.i. angl. *sunk costs*). To pa je še posebej značilno za evropske države, ki imajo tesne ekonomske in politične povezave (de Nardis & Vicarelli, 2003, str. 5).

Njuni panelni podatki obsegajo 11 držav izvoznic (to so države evroobmočja, kjer sta Belgija in Luksemburg združena) in 30 držav uvoznic (11 evro držav ter 19 drugih držav) ter obdobje 1980–2000. Tudi ta študija ločuje vpliv tečajne volatilnosti od čistega vpliva denarne unije na trgovino. Hipotetično zmanjšanje tečajne volatilnosti med državami EMU in njihovimi partnericami za en standardni odklon naj bi povečalo celotno trgovino držav EMU za 4 %. Poleg tega ocenita, da članstvo v prostotrgovinskem območju ali carinski uniji v povprečju poveča izvoz držav EMU za 17 %.

Vpliva evra se lotita na dva načina. Prvič ocenita, da čisti vpliv evra prinaša 6,3 % povečanje intra-EMU trgovine. To povprečno povečanje je izračunano glede na trgovino z nečlanicami EMU (presečna varianca), kot tudi s »članicami« pred vzpostavitvijo denarne unije (časovna varianca pred/potem). Z drugo oceno pa poskušata zaznati samo odstopanje intra-EMU trgovine pred in po uvedbi evra. Gleda se le izvoz med članicami pred in po prevzemu evra in tako upošteva le časovna dimenzijo. Izračunan vpliv evra je tokrat manjši kot na podlagi celotne panele in naj bi povzročil 2,6 % povečanje intra-EMU trgovine glede na prejšnje obdobje. Ocenjena vpliva sta kratkoročne narave, za dolgoročne vplive pa avtorja pravita, da bi morda lahko bili močnejši, če se bo strukturna sprememba (nova skupna valuta) prenesla v percepcije in navade prebivalcev EMU (del zunanje trgovine lahko postane enakovreden domači).

**De Nardis, De Santis in Vicarelli (2007a)** je še ena izmed relativno redkih študij, ki uporabi dinamični trgovinski model. Na podlagi podatkov za bilateralni izvoz 23 OECD (od tega 13 EU

izvoznic in vseh 23 uvoznic) držav v obdobju 1988–2003 avtorji ocenijo model s posebno metodo dinamičnih panelnih podatkov. V model vključijo poleg klasičnih gravitacijskih spremenljivk, kot sta razdalja in ekonomska masa, še odloženo odvisno spremenljivko, neprave spremenljivke za članstvo v EMU in v EU, tečajno volatilitnost ter fiksne vplive za državo izvoznico, uvoznico ter čas.

Ocenijo, da je uvedba evra povečala izvoz med državami evroobmočja za 4–5 %. Velikost vpliva potrjuje njihove navedbe, da so pri uporabi dinamičnih modelov koeficienti evro vplivov nižji in tudi manj heterogeni kot pri pogostejših študijah statičnih modelov. Evro vplivi, izračunani z dinamično specificiranimi gravitacijskimi modeli, se gibljejo med 3–9 % (de Nardis et al., 2007a, str. 15). Naj omenim, da tudi v tej študiji avtorji najdejo značilno negativno povezavo med tečajno volatilitnostjo in trgovino. Zmanjšanje tečajne volatilitnosti med državami EU in njihovimi partnerji za en standardni odklon okoli povprečja bi povečalo trgovino za 2,2 %. Vstop Finske, Švedske in Avstrije leta 1995 v EU pa je povečal njihovo trgovino z drž. EU za 6 %. Poleg tega pa relativno majhen in hiter vpliv evra na trgovino tudi potrjuje verjetnost, da je vpliv bolj posledica prihoda novih dobrin (ekstenzivni del) kot pa porasta trgovine obstoječih izdelkov (intenzivni del) (de Nardis et al., 2007a, str. 23).

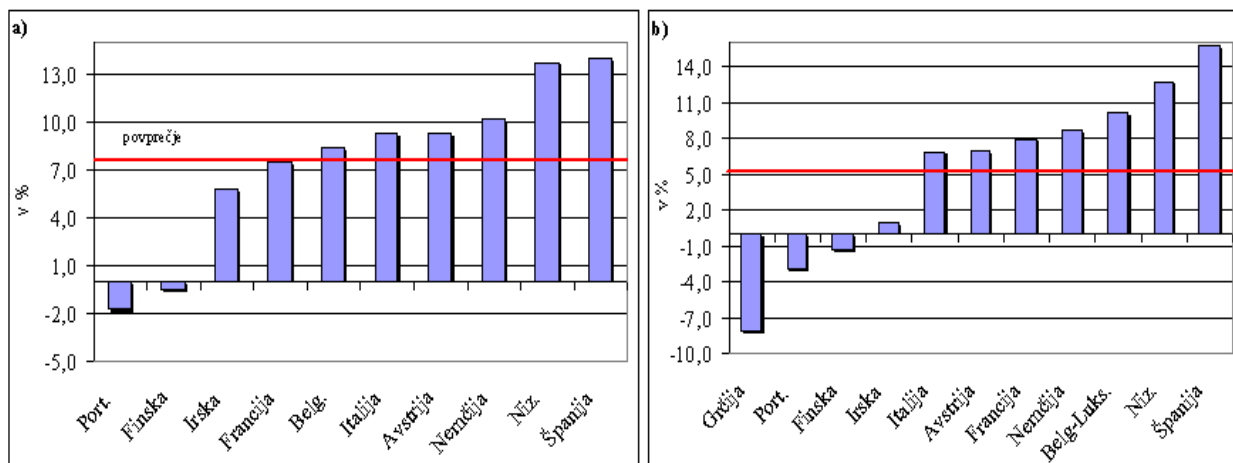
### **3.4 Vpliv evra na trgovino posameznih članic evroobmočja**

**Faruqee (2004)** je nadgradnja študije Micco et al. (2003). Poleg agregatnih EMU vplivov oceni tudi vplive za posamezne države in skuša najti razloge za razlike med državami. Uporabi podatke za bilateralno trgovino 22 industrijskih držav v obdobju 1992–2002 in gravitacijski model, upoštevajoč fiksne in časovne vplive. Oceni, da je uvedba evra v povprečju povečala trgovino znotraj evroobmočja (intra-EMU) za 7–9 % glede na ostalo trgovino industrijskih držav. S pomočjo posameznih oziroma t.i. dinamičnih evro vplivov za posamezno leto tudi potrdi, da vpliv evra s časom narašča ter da je najvišji in statistično značilen v zadnjih dveh letih 2001 in 2002.

Ko vključi v regresijo tudi nepravo spremenljivko za »ekstra-EMU« trgovino (ki je enaka 1, če je natanko en partner član EMU), ocena za »intra-EMU« trgovino zraste na 14 %. Razlog je že poznan in izhaja iz tega, da je poleg »intra-EMU« trgovine hitreje rasla tudi »ekstra« trgovina EMU (povprečno se je povečala za 8 %) relativno glede na trgovino ostalih industrijskih držav. S tem tudi Faruqee (2004) potrdi, da ni prišlo do preusmeritvenih učinkov, saj sta tako »intra« kot tudi »ekstra« trgovina evroobmočja z enotno valuto »pridobili določene primerjalne prednosti« (Faruqee, 2004, str. 10).

Nato oceni EMU vplive za posamezno državo evroobmočja, kjer se pokaže, da trgovinske koristi evra niso enakomerno porazdeljene med državami članicami. Slika 4 (str. 24) kaže razporeditev trgovinskih prirastkov za posamezno državo znotraj EMU (prikazani so rezultati dveh študij). Španija (14 % povečanje) in Nizozemska (13,8 %) sta precej nad povprečjem, medtem ko so tri države, Irska, Finska in Portugalska pod povprečjem (povprečje znaša 7,6 %). Kot je razvidno, dobi podobne rezultate tudi študija Micco et al. (2003), ki oceni vpliv tudi za Grčijo (koeficienti za Irsko, Finsko in Portugalsko niso statistično značilno različni od nič).

Slika 4: Vplivi evra na trgovino za posamezno članico, primerjava med a) Faruqee (2004) in b) Micco et al. (2003)

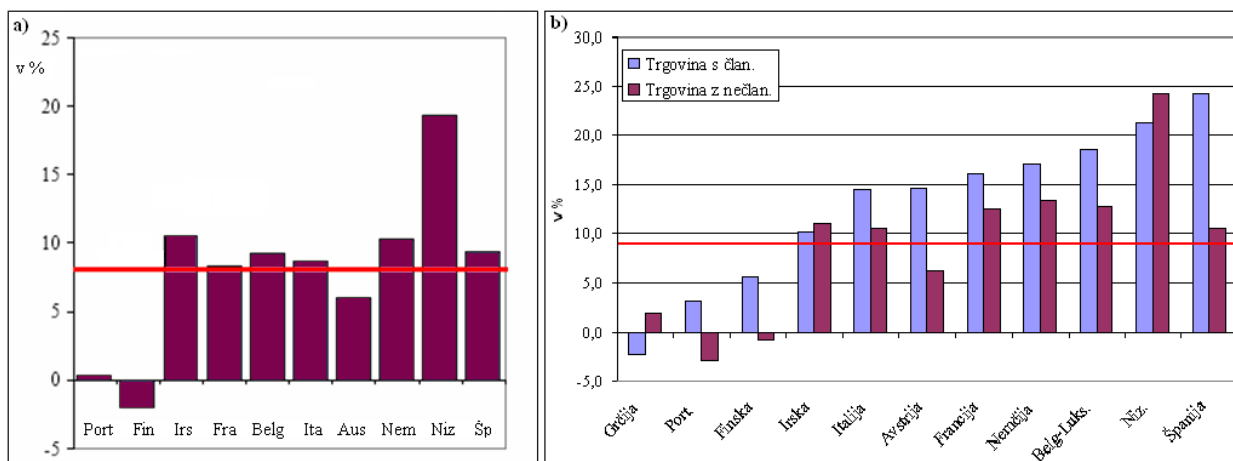


Vir: a) H. Faruqee, *Measuring the Trade Effects of EMU*, 2004, str. 13, slika 2 (lastna priredba).

b) A. Micco et al., *The currency union effect on trade: early evidence from EMU*, 2003, str. 341, tabela 8; lasten graf.

Slika 5 pa prikazuje vpliv evra na trgovino z nečlanicami. Za primerjavo je prikazan tudi ločen vpliv evra na »intra-EMU« in vpliv na »ekstra-EMU« trgovino za posamezno članico (»benchmark« je trgovina držav izven evroobmočja). Trgovino z nečlanicami sta po uvedbi evra, na podlagi obeh študij, najbolj povečali Nizozemska in Nemčija. Za Irsko velja, da je za razliko od »intra-EMU« trgovine značilno presegala povprečje pri rasti zunanje trgovine evroobmočja (»ekstra-EMU« trgovine), medtem ko so bile Finska, Portugalska in Grčija podpovprečne tudi v tej dimenziji trgovanja.

Slika 5: Vpliv evra na trgovino z državami izven evroobmočja (v %)



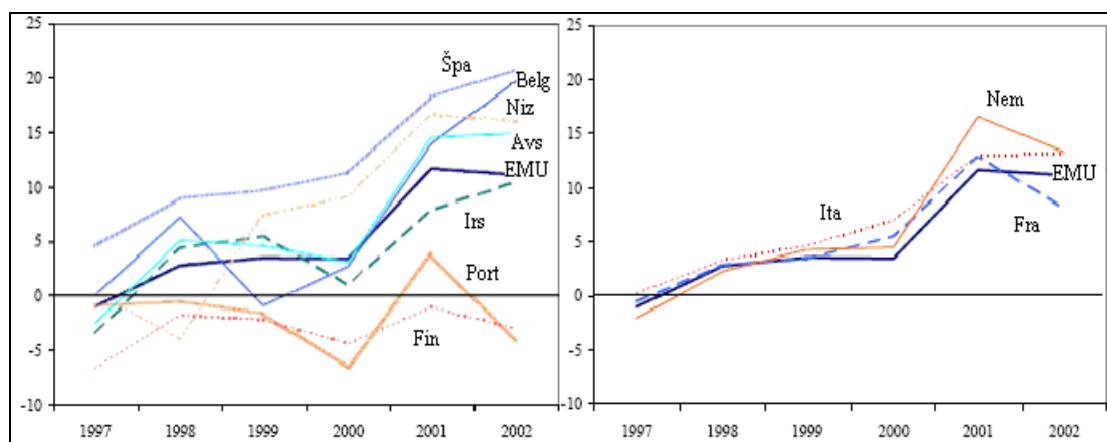
Vir: a) H. Faruqee, *Measuring the Trade Effects of EMU*, 2004, str. 15, slika 4 (lastna priredba).

b) A. Micco et al., *The currency union effect on trade: early evidence from EMU*, 2003, str. 341, tabela 8; lasten graf.

Avtor pokaže tudi dinamiko EMU vplivov za vsako državo skozi posamezna leta. Slika 6 kaže rastoče, neskladne prirastke trgovine po posameznih letih za vsako državo članico EMU posebej. Temna krivulja ponazarja agregaten EMU vpliv kot povprečje individualnih državnih vplivov. Medtem ko se vplivi oz. trgovinske koristi za največje tri države, Nemčijo, Francijo in Italijo, gibljejo v skladu s povprečjem, obstaja precejšnja razpršenost okoli povprečja za manjše države

in ta se s časom ne zmanjšuje. Španija, Nizozemska, Avstrija in delno tudi Belgija so v splošnem presegle povprečne trgovinske prirastke EMU, Finska, Portugalska in Irska pa so zaostajale.

Slika 6: Dinamični prikaz EMU vplivov na trgovino članic (v %)



Vir: H. Faruqee, *Measuring the Trade Effects of EMU*, 2004, str. 14, slika 3 (lastna priredba).

Nekatere države so ves čas nad povprečjem in druge pod njim, kar pomeni, da so nekatere očitno v boljšem položaju za črpanje koristi od skupne valute (Faruqee, 2004, str. 13). Avtor se zato osredotoči na razloge za razlike med državami in obravnava možne faktorje, ki bi lahko pojasnjevali različnost v trgovinski uspešnosti držav. Kot pomembna dejavnika izpostavi politike oz. reforme, ki povečujejo fleksibilnost trga, in pa strukturne značilnosti trgovine (delež znotrajpanožne trgovine).

Reforme oz. ukrepi, ki vplivajo na mobilnost faktorjev in na vstopne/izstopne stroške podjetij na trg, igrajo pomembno vlogo pri prilagodljivosti držav na izzive, ki jih prinaša večja integracija trgovine znotraj denarne unije. Države z večjo prilagodljivostjo proizvodnje v preusmeritvi k bolj konkurenčnim sektorjem so zato v boljšem položaju za doseganje večjih prirastkov v trgovini<sup>17</sup> (Faruqee, 2004, str. 16).

Glede strukturnih značilnosti trgovine pa ugotovi, da obstaja značilna povezava med prirastki trgovine (angl. *trade gains*) in deležem znotrajpanožne trgovine. Ker gre pri tem tipu za trgovino med podobnimi proizvodi in s tem za večjo zamenljivost med domačimi in tujimi dobrinami, obstaja večja občutljivost na spremembe v relativnih cenah in posledično na tečajno volatilitnost. Države z višjim deležem znotrajpanožne trgovine v okviru EU so s prihodom evra v povprečju doživele hitrejšo rast trgovine znotraj območja (Faruqee, 2004, str. 18).

**De Nardis et al. (2007b)** pa analizirajo vpliv evra na trgovino posameznih članic v okviru dejavnosti oz. panožnih sektorjev in skušajo na ta način razkriti dejavnike, ki so značilni za delovanje evra na trgovino. Rezultati so mešani, saj so v določenih sektorjih posameznih držav prisotni tako pozitivni kot tudi negativni vplivi. Največ pozitivnih sektorskih učinkov imata Španija in Nizozemska, največ negativnih pa Francija in Finska. Kot pravijo, lahko pozitiven

<sup>17</sup> Avtor pokaže, da so imele večje koristi večinoma države z nižjim implementacijskim deficitom glede direktiv enotnega trga (ki ga objavlja Evropska Komisija).

vpliv evra na trgovino posamezne članice EMU interpretiramo kot neto vsoto sektorskih vplivov (de Nardis et al., 2007b, str. 19).

Za posamezno članico je imel evro najvišji (pozitiven)<sup>18</sup> vpliv predvsem v naslednjih sektorjih: Avstrija (proizvodnja koksa, naftnih derivatov, jedrskega goriva; pisarniški stroji in računalniki), Belgija (stroji in naprave; električna in optična oprema), Finska (negativen vpliv v sektorjih električni stroji in naprave, kmetijstvo ter motorna vozila), Francija (motorna vozila, negativen vpliv v pisarniški stroji in računalniki ter radiotelevizijska in komunikacijska oprema), Nemčija (hrana, pijača in tobak; pisarniški stroji in računalniki; radiotelevizijska in komunik. oprema), Grčija (kovine in kovinski izdelki; motorna vozila; medicinski in optični instrumenti), Italija (motorna vozila; negativen vpliv na tekstilni in obutveni sektor), Nizozemska (hrana, pijača in tobak; pisarniški stroji in računalniki; les in leseni izdelki; proizvodnja koksa, naftnih derivatov, jedrskega goriva), Portugalska (kovine in kovinski izdelki) in Španija (vozila in plovila, radiotele. in komunik. oprema; kmetijstvo, lov, gozdarstvo in ribolov).

Študija pokaže, da je največ držav občutilo pozitiven vpliv v izvozu sektorja motorna vozila, za katerega so značilne ekonomije obsega, velika podjetja in diferenciacija ter negativen vpliv v tradicionalnih sektorjih kmetijstvo, lov, gozdarstvo, ribolov in tekstil. Relativen pomen tovrstnih panog v industrijski specializiranosti držav in drugi dejavniki (število podjetij v teh panogah, občutljivost na devizni tečaj, regulacija proizvodov itd.) naj bi vplivali na to, katere države so imele večje in katere manjše koristi od denarnega povezovanja (de Nardis et al., 2007b, str. 12).

### **3.5 Študije, ki podvomijo v vpliv evra na povečanje trgovine**

V nadaljevanju so na kratko povzete še nekatere študije, ki kritizirajo ali pa le dopolnjujejo temeljne ugotovitve o posledicah uvedbe evra za trgovino evroobmočja.

**De Sousa in Lochard (2004)** prav tako ocenita vpliv denarne integracije oz. evra na trgovino, pri čemer pa ju zanimajo tudi vzroki za njegov nastanek. Razlage direktnih vplivov uvedbe skupne valute, kot sta zmanjšanje transakcijskih stroškov in tečajne volatilnosti, naj ne bi bile dovolj prepričljive, saj nekatere študije (Rose (2000), Micco et al. (2003), Flam in Nordström (2006a), Faruqee (2004)) najdejo empirične dokaze za povečanje trgovine tudi med članicami in nečlanicami (De Sousa & Lochard, 2004, str. 3). Zato želita pokazati, da je del vpliva denarne unije na trgovino posreden in prihaja s strani dodatnih neposrednih tujih investicij (NTI). Uporabita vzorec 22 OECD držav v obdobju 1982–2002 in ocenita gravitacijski model, kamor vključita poleg tipičnih spremenljivk, kot so BDP, FTA, EU, tečajna volatilnost in spremenljivko za članstvo v EMU, tudi spremenljivko za obseg izhodnih NTI med državama. Ideja je, da skupna valuta spodbuja NTI, ki posredno povzročijo večjo trgovino med državami članicami.

Naredita večje število regresij tako s spremenljivkami NTI kot tudi brez njih. Poleg tega z uporabo metode IV kontrolirata tudi potencialno endogenost NTI, saj sta trgovina in NTI močno povezni, zato ni povsem jasno, ali trgovina povzroča NTI ali pa je obratno (De Sousa & Lochard, 2004, str. 7). Kadar koli vključita v regresijo NTI, se vpliv evra približno prepolovi in s tem

---

<sup>18</sup> Navajam tiste sektorje, kjer so prisotni najvišji pozitivni vplivi. Če so ti negativni, to izrecno navedem.

pokažeta, da gre velik del vpliva evra na trgovino skozi povečanje v neposrednih tujih investicijah. Njuna, po mojem mnenju najbolj primerna regresija, t.j. model fiksnih vplivov za pare držav (»within estimator«), ki, kot rečeno, najbolje odpravlja problem izpuščenih spremenljivk, pokaže, da je uvedba evra povzročila 7,2 % povečanje trgovine med članicami EMU (»ceteris paribus«). Z vključitvijo spremenljivke NTI se vpliv evra zmanjša na 4,1 %, kar kaže na njeno pomembnost. Ostale vključene kontrolne spremenljivke značilno in pozitivno vplivajo na bilateralno trgovino, spremenljivka tečajna volatilitnost pa ima negativen in prav tako statistično značilen regresijski koeficient.

**De Souza (2002)** je ena zgodnejših študij, ki pa ne najde značilnega EMU vpliva na trgovino. Uporabi gravitacijski model tako s fiksnimi vplivi kot tudi brez njih na podatkih za EU15 v obdobju 1980–2001, v katerega vključi kot odvisno spremenljivko tudi **časovni trend**, ki naj bi kontroliral vztrajno povečevanje svetovne trgovine v povojnem obdobju. Koeficienti za EMU vpliv so precej različni, negativni in značilni ali pa pozitivni in stat. neznačilni (npr. 18,5 %). Zanimivo je, da ko izključi trend iz regresije, koeficienti postanejo večinoma pozitivni in statistično značilni, vendar ekonomsko nerealno visoki (npr. 380 %). Gre za prvo študijo, ki opozori na dejstvo, da vključitev časovnega trenda lahko bistveno vpliva na ocenjene učinke evra.

Naj omenim, da de Nardis et al. (2007b) v analizi evro vplivov na izvoz posameznih sektorjev prav tako vključijo v regresijsko enačbo linearen trend, pri čemer pa so njihovi rezultati precej podobni ostalim sektorskim študijam, ki pa ne vključijo trenda. Podobno spremenljivko (indeks) »EU trend«, ki naj bi zajemala trgovinske vplive razvoja EU skozi čas, vključijo v svoje regresije tudi Micco et al. (2003), vendar se rezultati (»EU trend« je večinoma neznačilen in ne vpliva na rezultate) ne ujemajo z de Souza (2002). Poleg tega pa vključitev linearnega trenda lahko precej vpliva na regresijo, ki večino svoje moči črpa iz časovne variacije (Baldwin, 2006b, str. 40).

Pomembnejša študija, ki opazneje zamaje obstoj vpliva uvedbe evra na trgovino in resneje opozori na pomembnost vključitve linearnega trenda, je **Berger in Nitsch (2005)**. Avtorja pravita, da je potrebno potencialne EMU vplive na krepitev trgovine analizirati v zgodovinski perspektivi, saj naj bi bila vzpostavitev EMU le nadaljevanje oziroma posledica integracijskega procesa v Evropi, ki se je začel že pred petdesetimi leti (Berger & Nitsch, 2005, str. 2). Uporabita podatke 22 industrijskih držav od 1948–2003 in pokažeta postopno povečevanje (namesto enkratnega skoka) v intenzivnosti trgovanja med evropskimi državami oziroma državami, ki kasneje tvorijo EMU, skozi obdobje več kot petdesetih let.

V svoji študiji avtorja nadgrajujeta osnovne regresije iz Micco et al. (2003) in med drugim kritično opozorita na nekaj nenavadnosti omenjene študije (Berger & Nitsch, 2005, str. 3):

- Ocenjen vpliv evra na trgovino naj bi bil prevelik glede na ocenjen vpliv članstva v EU (22 % nasproti 31 % za članstvo v EU). To bi namreč pomenilo, da ima uvedba evra skoraj enak vpliv na trgovino kot odprava trgovinskih ovir in vzpostavitev enotnega trga v Evropski uniji.

- Skok v trgovini med članicami evroobmočja so zaznali že leta 1998, tj. leto pred dejansko uvedbo evra kot knjižnega denarja, poleg tega pa je vpliv postopoma naraščal skozi vse vzorčno obdobje 1992–2002. To po njunem mnenju nakazuje na prisotnost nekaterih drugih silnic evropske integracije, ki bi poleg uvedbe evra lahko vplivale na trgovino znotraj evroobmočja.
- Micco et al. (2003) med drugim izračunajo tudi EMU vplive za posamezne države (oz. skupine držav). Ocenijo, da so najvišji vplivi značilni za države bivšega bloka nemške marke (»DM blok«, tj. Avs., Belg.-Luks., Niz., Dan., Fra., Nem.), kar je nekoliko nenavadno glede na to, da so imele te države precej stabilne devizne tečaje že pred uvedbo evra.

Ponovno ocenita regresije iz Micco et al. (2003), pri čemer pa uporabita tudi novejša, revidirana podatka in razširita vzorec za dodatno leto (2003). Pokaže se, da so ocene precej občutljive na uporabljeno obdobje in na novejša podatka, saj vpliv evra naraste iz prvotnih 5 % na 15 %. Nato razširita obdobje v preteklost vse do leta 1948 in izračunata, da je uvedba evra povečala trgovino med članicami EMU za 44–55 % glede na trgovino med državami z različnimi valutami. Razširitev vzorca v preteklost in posledično dramatično povečanje EMU vpliva naj bi še dodatno nakazovalo na močno (zgodovinsko) tendenco k trgovanju med državami EMU (Berger & Nitsch, 2005, str. 11).

Z letnimi EMU nepravimi spremenljivkami pokazeta, da obstaja pozitiven dolgoročni trend v intenzivnosti trgovanja med državami, ki kasneje tvorijo EMU oziroma evroobmočje. Povečanje v »intra-EMU« trgovini, ki ga mnoge študije opazijo po vzpostavitvi EMU, je zato po njunem mnenju v večji meri le nadaljevanje omenjenega dolgoročnega trenda. Z vključevanjem elementov ekonomske integracije, kot so liberalizacija trgovine (ustvarita poseben indeks evropske integracije) in nizka tečajna volatilitnost, v regresijo, se vpliv evra na trgovino zmanjša. Vendar pa, ko v regresijo vključita trend, skupen za države EMU, vpliv evra popolnoma izgine. S tem zaključita, da je vpliv evra na trgovino le »podaljšek dolgoročnega trenda v evropskih ekonomskih integracijah« (Berger & Nitsch, 2005, str. 29), ki se ga da v precejšnji meri razložiti z ekonomskimi ukrepi pred uvedbo evra.

Baldwin (2006a, str. 42) odgovarja, da je zagotovo nekaj na tej ideji o kontinuirani rasti trgovine med državami EMU in da je težko povsem ločiti vpliv evra od vpliva drugih integracijskih dejavnikov. Vendar pa meni, da ni povsem primerno »vreči« v regresijo časovni trend, skupen za članice EMU, saj je evropska integracija v enaki meri vplivala na vse države EU (predlaga uporabo trenda za članstvo v EU kot celoti).

**Mancini in Pauwels (2006)** pa se metodološko nekoliko drugače lotita iskanja evrskega vpliva na trgovino. Zanima ju le čas začetka delovanja vpliva in njegovo trajanje. Uporabita četrletne podatke 1980q1–2004q4 za države EU15. Ocenujeta uvoz v štirih pogledih: med članicami EMU, uvoz med nečlanicami, uvoz članic iz nečlanic ter uvoz nečlanic iz članic EMU.



S posebno ekonometrično tehniko (t.i. »end-of-sample structural break tests«) iščeta morebiten strukturni prelom (angl. *structural break*) v trgovini. Ugotovita, da je do preloma prišlo v prvem kvartalu leta 1999, kar sovpada z uvedbo evra. Nasprotno od drugih študij, ki nakazujejo dolgoročno povečevanje trgovine, pa je ta prelom ali odstopanje kratkoročne narave in traja le dve leti in pol (1999q1–2001q3). Poleg tega pa ne najdeta preloma v trgovini med članicami in nečlanicami EMU (v obeh smereh) in s tem pozitivnih »spillover« vplivov evra na trgovino. Pokažeta, da je prelom možno razložiti tako s političnim in institucionalnim poglobljanjem EU (uporabijo evropski integracijski indeks vzeti iz študije Berger in Nitsch (2005)) kot tudi z drastičnim zmanjšanjem realnih obrestni mer EMU pred in po uvedbi evra.

Kot pravita, se s tem delno potrjuje argument študije Berger in Nitsch (2005), da je institucionalna in politična integracija v EU dejanski vzrok za trgovinski vpliv evra. Vendar pa kratko obdobje, v katerem se trgovina poveča, predstavlja določen problem za tovrstno razlago. Politična integracija je kontinuiran, še vedno naraščajoč proces, zato ni jasno, zakaj bi trgovina izkazovala prelom samo konec devetdesetih let in nekaj nadaljnjih kvartalov, če bi bila integracija edina razlaga (Mancini & Pauwels, 2006, str. 12).

**Bun in Klaassen (2006)** pa je še ena zelo pomembna študija, ki se osredotoči predvsem na trende, ki se kažejo v trgovinskih tokovih skozi čas. Avtorja analizirata, ali neprava evro spremenljivka vsebuje tudi morebitne rastoče trende, ki so prisotni v trgovini in jih povzročajo določene izpuščene spremenljivke (npr. transportni stroški, tarife) in je zato njen vpliv precenjen.

Že Berger in Nitsch (2005) opozorita na dejstvo, da daljše kot je uporabljeno obdobje, višja je ocena evro vpliva. To nakazuje na prisotnost izpuščenih spremenljivk, ki trendno vplivajo na rast trgovine. Signal, ki ga dajejo trendi, je močnejši za daljše vzorce, kar pomeni, da bo vpliv evra zaradi izpuščenih trendov višji oz. bolj precenjen za daljše kot za krajše vzorce. Večina študij sicer vključuje v regresijski model časovne vplive, vendar pa ti odpravljajo le trende, ki so skupni za vse pare držav (stanje svetovnega gospodarstva). Določene izpuščene spremenljivke pa lahko povzročijo, da trendi variirajo med pari držav. Transportni stroški so npr. različni med pari držav in ker so se skozi čas zmanjševali, je to lahko eden od izvorov specifične trendne rasti v trgovini (Bun & Klaassen, 2006, str. 10–11).

Avtorja uporabita vzorec bilateralne trgovine za EU15, Norveško, Švico, Kanado, Japonsko in ZDA v obdobju 1967–2002. Za primerjavo vzameta še podvzorec za obdobje 1992–2002 (po zgledu Micco et al. (2003)) in pa vzorec podatkov, uporabljen v študiji Glick in Rose (2002), ki temelji na podlagi drugih denarnih unij. Uporabita najbolj pogosto uporabljen panelni gravitacijski model in (brez uporabe trendov) ocenita vpliv evra na 51 % za osnovni vzorec (1967–2002) in 18 % za krajši »Micco et al. (2003)« vzorec. Na podlagi vzorca, vzetega iz Glick in Rose (2002), pa ocenita, da denarna unija poveča trgovino za 86 %.

Nato pokažeta, da ostanki modela izkazujejo trende, ki se razlikujejo med pari držav. Rastoč časovni trend je najbolj opazen ravno za pare držav EMU, kar pomeni, da so ocene evro vpliva napihnjene oziroma pristranske (neprava evro spremenljivka je enaka 1 le konec obdobja). V standarden model zato vključita časovne trende, specifične za posamezne pare držav (časovna

spremenljivka  $t$ , ki ima heterogene koeficiente med pari držav)<sup>19</sup>. Ocenjen vpliv evra se zmanjša z 51 % na 3 % in je na meji značilnosti. Za ostala dva vzorca pa se ocena zmanjša z 18 % na 2 % ter s 86 % na 25 %. Iz tega sledi, da z upoštevanjem trendov vpliv evra na trgovino ni več tako velik, kot nakazuje dosedanja literatura, poleg tega pa ugotovita tudi, da vključitev trendov odpravlja rezultat nekaterih študij o pozitivnem »spillover« vplivu evra na trgovino z nečlanicami EMU ter ugotovitev, da naj bi vpliv s časom naraščal.

Bun in Klaassen (2006, str. 13) zaključita, da v mnogih obstoječih ocenah vpliva evra obstaja določena popačenost navzgor, ki jo povzročajo izpuščene trendne spremenljivke, ter da je velikost oziroma moč teh ocen odvisna od dolžine vzorca. Pri ocenjevanju vpliva evra na trgovino je zato pomembno, da se upošteva časovne trende.

Tabela 2 povzema oziroma shematično prikazuje značilnosti in ključne ugotovitve temeljnih študij vpliva evra na trgovino, obravnavanih v diplomskem delu. Za vsako izmed študij je prikazana ocenjena velikost vpliva uvedbe evra na trgovino med članicami EMU, odvisna spremenljivka, v študiji uporabljen vzorec ter njena glavna značilnost.

*Tabela 2: Pregled temeljnih študij o vplivu evra na trgovino*

Študija	Ocenjen vpliv	Odvisna spremenljivka	Vzorec	Komentar
Micco et al. (2003)	4–16 %	Realna bilateralna trgovina (Ex+Im)	22 indust. držav (EU15), 1992–2002	Pozitiven vpliv na nečlanice
Bun in Klaassen (2002)	4–38 %	Realni bilateralni izvoz	EU15, Kan., Jap., ZDA, 1965–2001	Dinamični model
de Nardis in Vicarelli (2003)	6 %	Realni izvoz	Države EMU + 19 drugih, 1980–2000	Dinamični model
Flam in Nordstrom (2006a)	15 %	Realni izvoz	20 držav OECD, 1989–2002	Pozitiven vpliv na nečlanice; sektorji
Flam in Nordstrom (2006b)	20–26 %	Realni izvoz	20 držav OECD, 1995–2005	Pozitiven vpliv na nečlanice; sektorji
Faruqee (2004)	7–14 %	Bilateralna trgovina (Ex+Im)	22 indust. držav, 1992–2002	Pozitiven vpliv na nečlanice
de Souza (2002)	18,5 % (neznačilen)	Bilateralna trgovina	EU15, 1980–2001	Pomembnost trenda
Berger in Nitsch (2005)	15 % (1992–2003); 50 % (1948–03); Ni vpliva (s kontrolo za trend)	Bilateralna trgovina	22 indust. držav, 1948–2003	Pomembnost trenda
De Sousa in Lochard (2004)	4–7 %	Bilateralna trgovina	22 držav OECD, 1982–2002	Nakaže pomembnost NTI

-se nadaljuje-

<sup>19</sup> Poskušata tudi z drugimi tipi trendov, vendar zaključita, da so najbolj primerni prav trendi, specifični za pare držav (»country-pair specific trends«).

-nadaljevanje-

Študija	Ocenjen vpliv	Odvisna spremenljivka	Vzorec	Komentar
Mancini in Pauwels (2006)	Značilen prelom v trgovini 1999q1	Uvoz v tekočih cenah	EU15, 1980q1–2004q4	Ni preloma za trgovino članic z nečlanicami
Bun in Klaassen (2006)	18 % (1992–2002); 51 % (1967–02); 3 % (s kontrolo trendov)	Bilateralna trgovina	19 indust. držav, 1967–2002	Pomembnost trendov
de Nardis et al. (2007a)	4–5 %	Realni bilateralni izvoz	23 držav OECD, 1988–2003	Dinamični model
de Nardis et al. (2007b)	Vpliv na sektorje oz. panoge (ISIC rev. 3) med 4–16 %.	Realni bilateralni izvoz	23 držav OECD (EU13), 1988–2004	Dinamični model; sektorji

Vir: Posamezne študije, lasten prikaz.

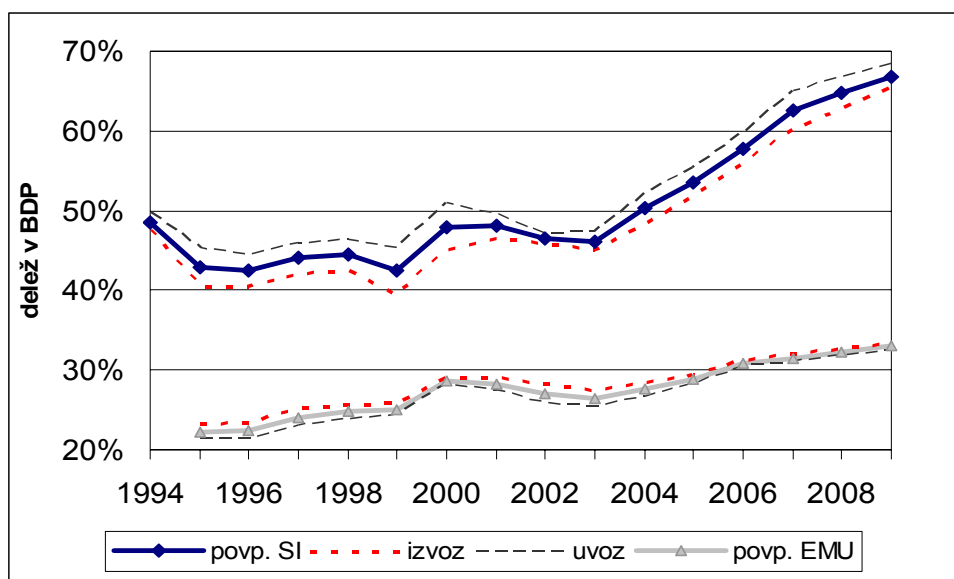
## 4 Analiza vpliva uvedbe evra leta 1999 na trgovino Slovenije z evroobmočjem

Na tej točki skušam z lastno analizo nekatere temeljne ugotovitve študij o trgovinskih posledicah uvedbe evra aplicirati na Slovenijo. Zanima me, kakšne posledice je imela uvedba evra leta 1999 na trgovino Slovenije (kot eno izmed nečlanic) z evroobmočjem. Analiziram torej posredne vplive evra (nastanka EMU) na trgovino Slovenije v času pred dejansko uvedbo evra v Sloveniji. Po mnenju študij so države z uvedbo evra postale bolj odprte in povečale svoje trgovanje tudi z državami izven EMU (trgovina nečlanic z evroobmočjem naj bi se v povp. povečala za 7–8 %). Ali je šlo za pozitivne posredne (angl. *spillover*) trgovinske vplive in s tem večji uvoz oziroma izvoz v EMU ali pa je Slovenija občutila (vsaj kratkoročno) posledice morebitne preusmeritve trgovine?

Slika 7 (str. 32) prikazuje tržno oziroma trgovinsko integracijo Slovenije, ki je predstavljena kot delež blagovne menjave (povprečja uvoza in izvoza dobrin)<sup>20</sup> v BDP-ju. Rast indeksa skozi čas pomeni večjo integriranost Slovenije v mednarodno ekonomsko okolje. Črtkane črte ločeno označujejo delež izvoza ter delež uvoza v BDP, polne črte pa njuno povprečje. V obdobju od leta 1994 do 2006 sta izvoz oz. uvoz (individualno) blaga v povprečju dosegala 47 % bruto domačega proizvoda, od leta 2007 naprej pa delež že presega 60 %. Prikazan je tudi delež trgovinskih (blagovnih) tokov v BDP za evroobmočje dvanajstih držav, ki je v obdobju 1995–2006 v povprečju znašal 26 %. Za slovensko gospodarstvo je značilen višji delež uvoza kot izvoza v BDP, medtem ko ima za EMU nekoliko večji pomen izvoz. Iz slike je razvidno, da je z vstopom v EU leta 2004 začel precej naraščati pomen mednarodne trgovine za slovensko gospodarstvo. V kontekstu uvedbe evra pa bi znal biti zanimiv skok slovenskega deleža trgovine v BDP v letu 2000, ki je opazen tudi za EMU.

<sup>20</sup> Gre za povprečen delež trgovinskega toka (izvoz ali uvoz) v BDP. Izračunano kot  $\frac{(Izvoz + Uvoz) / 2}{BDP}$ .

Slika 7: Integracija blagovne menjave Slovenije



Op.: Leta 2007–2009 so napovedi.

Vir: Eurostat, 2008, lasten izračun.

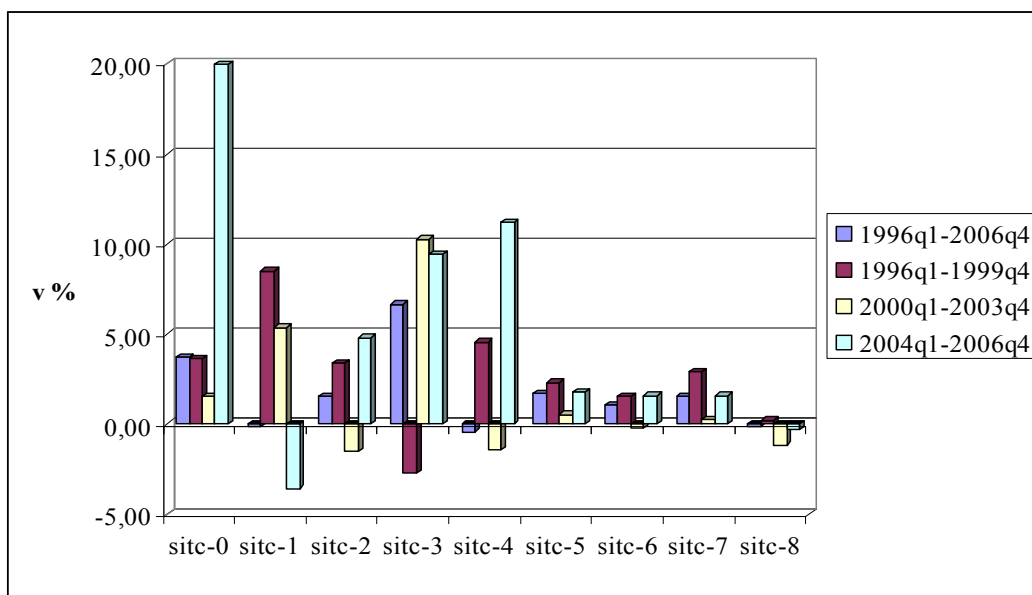
### • **Sektorski izvoz in uvoz Slovenije iz evroobmočja**

V nadaljevanju obravnavam morebitne evro vplive na slovensko zunanjo trgovino v posameznih skupinah izdelkov oz. sektorjih SITC klasifikacije. SITC sestavlja naslednjih devet sektorjev: 0-Živila in žive živali, 1-Pijače in tobak, 2-Surove snovi, razen goriv, 3-Mineralna goriva in maziva, 4-Olja, masti in voski žival. in rastlin. izvora, 5-Kemični proizvodi, 6-Izdelki, razvrščeni po materialu, 7-Stroji in transportne naprave, 8-Razni izdelki, 9-Proizvodi in transakcije. Analiziram povprečne četrletne stopnje rasti slovenskega izvoza in uvoza posameznih SITC kategorij iz EMU (glej Priloga 6, Tabela 4).

Kot so pokazale študije Flam in Nordström (2006a), (2006b) ter de Nardis et al. (2007b), je evro vplival predvsem na trgovino sektorjev visoke predelave 5–8. Zanima me, ali je za Slovenijo (takrat še nečlanico EMU) opazna kakšna pospešitev v rasti trgovine z visoko procesiranimi proizvodi po uvedbi evra v Evropi. Brez podrobnejše analize in upoštevanja vseh dejavnikov, ki vplivajo na trgovino posameznega sektorja se seveda ne da govoriti o učinkih evra, so pa prikazane stopnje rasti nek površni indikator. Uporabil sem obdobje 1996q1–2006q4 in ga razdelil na tri posamična podobdobja (1996q1–1999q4, 2000q1–2003q4, 2004q1–2006q4), kjer drugo obdobje obravnavam kot čas po uvedbi evra ter tretje kot čas vstopa v EU.

Slika 8 (str. 33) kaže, da je v celotnem obravnavanem obdobju v povprečju na četrletje najhitreje rasel izvoz proizvodov nizke predelave (sektorji 0–4), predvsem izvoz goriv in maziv. V obdobju 2000q1–2003q4 (po uvedbi evra) pa je v povprečju na četrletje najhitreje rasel izvoz goriv in maziv (sektor 3) ter pijač in tobaka (sektor 1). Izvoz ostalih sektorjev je stagniral. Po vstopu v EU je najhitreje rasel izvoz sektorja 0 (živila in žive živali) in 4 (olja, masti in voski) ter padal izvoz sektorja 1 (pijače in tobak).

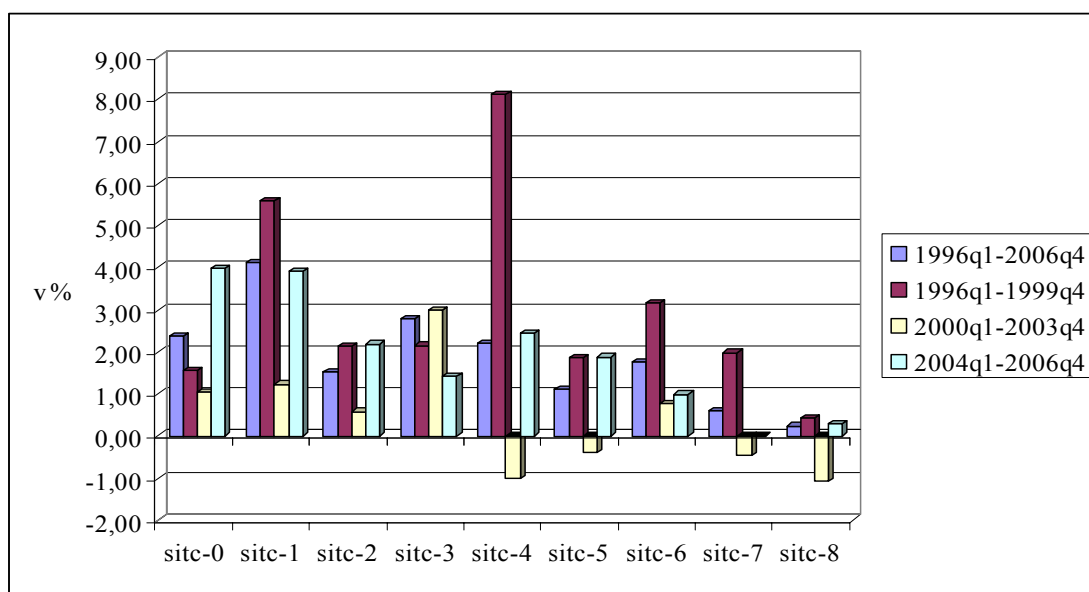
Slika 8: Sektorske povprečne četrtletne stopnje rasti slovenskega izvoza v evroobmočje



Vir: SURS, lasten izračun.

Podobni rezultati veljajo tudi za uvoz Slovenije iz EMU (glej Slika 9). Na slovenski uvoz iz EMU gledam analogno kot na izvoz članic EMU v nečlanico Slovenijo. V celotnem obravnavanem obdobju je v povprečju na četrtletje najhitreje rasel uvoz sektorjev 0–4, predvsem pijač in tobaka (sektor 1). V obdobju 2000q1–2003q4 (po uvedbi evra) se praktično v vseh kategorijah rast uvoza umiri. V povprečju na četrtletje je najhitreje rasel uvoz sektorja goriva in maziva. Za visoko procesirane proizvode (5–8), za katere bi na podlagi študij pričakovali pospešitev rasti, pa je bila četrtletna rast v poprečju celo negativna. Po letu 2004 naprej (EU obdobje) pa je najhitreje rasel uvoz živil in živih živali ter pijač in tobaka.

Slika 9: Sektorske povprečne četrtletne stopnje rasti slovenskega uvoza iz evroobmočja



Vir: SURS, lasten izračun.

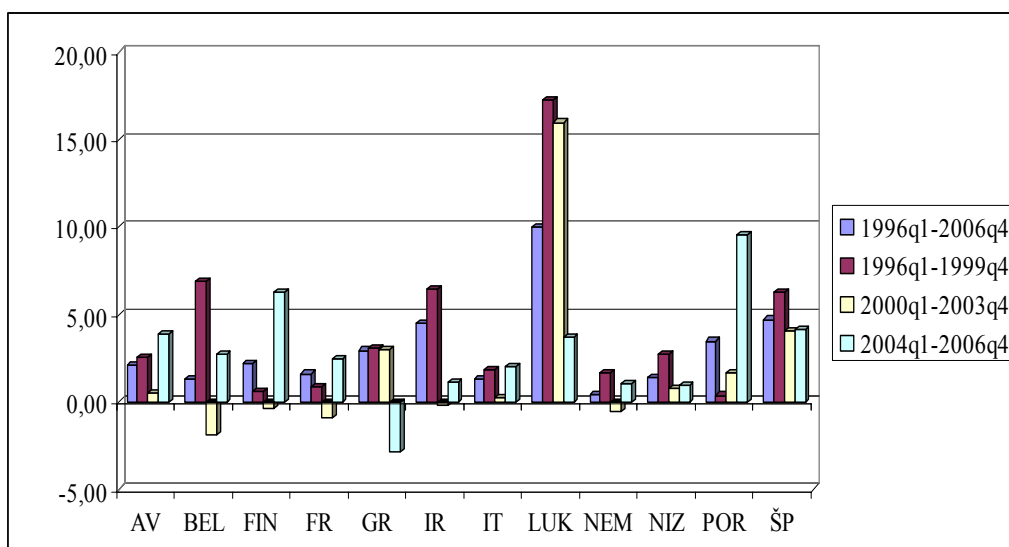
Na prvi pogled tako ni zaznati pozitivnih, trajnejših (skozi 3 leta (2000–2003); po letu 2004 ni več mogoče ločiti potencialnih učinkov evra od učinkov vstopa v EU) posledic evra na (sektorski) uvoz in izvoz Slovenije v EMU. Dopusčam pa možnost, da bi se zgodil določen kratkoročen učinek (v nekem kvartalu ali dveh) v letu 1999 ali že v letu 1998. Za kaj takega bi bila potrebna temeljita regresijska analiza. Vsekakor pogled na surove podatke ne namiguje na delovanje rastočih pozitivnih evro učinkov na slovensko trgovino (prej negativnih).

- **Izvoz in uvoz Slovenije iz posameznih držav evroobmočja**

Podobno, kot je bil obravnavan slovenski izvoz in uvoz posameznega sektorja iz EMU, sedaj v grobem analiziram izvoz in uvoz Slovenije iz posameznih držav članic EMU. Zanima me, ali je v obdobju 2000q1–2003q4 moč opaziti morebitno hitrejšo rast izvoza oziroma uvoza iz posamezne članice EMU, kar bi lahko bila posledica uvedbe evra. Kot sta pokazali študiji Faruqee (2004) in Micco et al. (2003), so zaradi uvedbe evra trgovino z nečlanicami najbolj povečale Nizozemska, Irska in Nemčija, najmanj pa Grčija, Portugalska in Finska.

Slika 10 prikazuje četrtletne stopnje rasti izvoza Slovenije v posamezne države evroobmočja. V celotnem obravnavanem obdobju je v povprečju najhitreje rasel izvoz v Luksemburg, Španijo in Irsko. V t.i. evro obdobju 2000q1–2003q4 pa je izvoz najhitreje rasel v Luksemburg, Španijo in Grčijo.

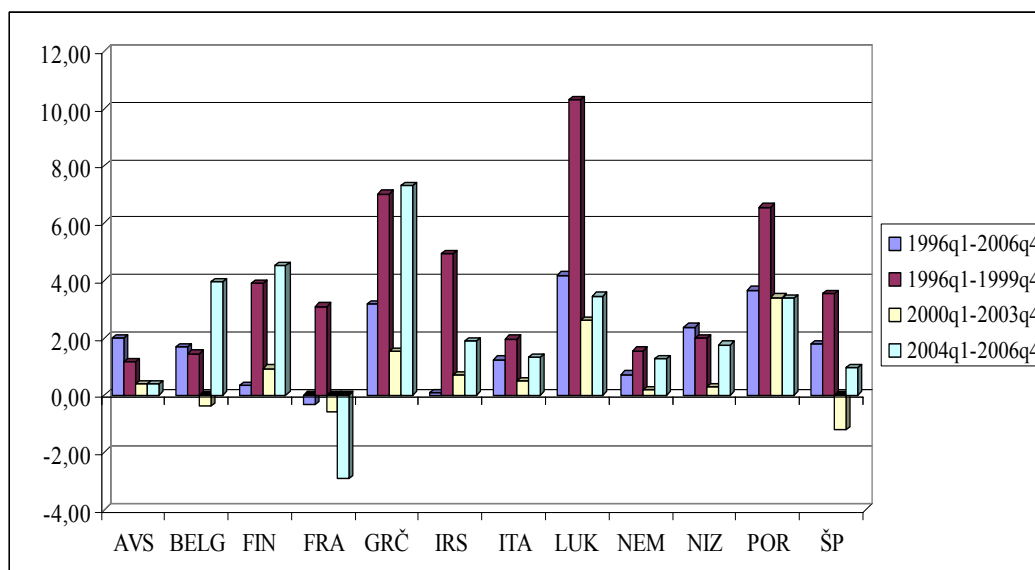
Slika 10: Povprečne četrtletne stopnje rasti izvoza Slovenije v članice evroobmočja (v %)



Vir: SURS, lasten izračun.

Podobno Slika 11 (str. 35) prikazuje povprečne četrtletne stopnje rasti uvoza Slovenije iz posameznih držav EMU. V celotnem obravnavanem obdobju 1996q1–2006q4 je v povprečju najhitreje rasel uvoz iz Luksemburga, Portugalske in Grčije ter prav tako v t.i. evro obdobju 2000q1–2003q4.

Slika 11: Povprečne četrtletne stopnje rasti uvoza Slovenije iz članic evroobmočja (v %)

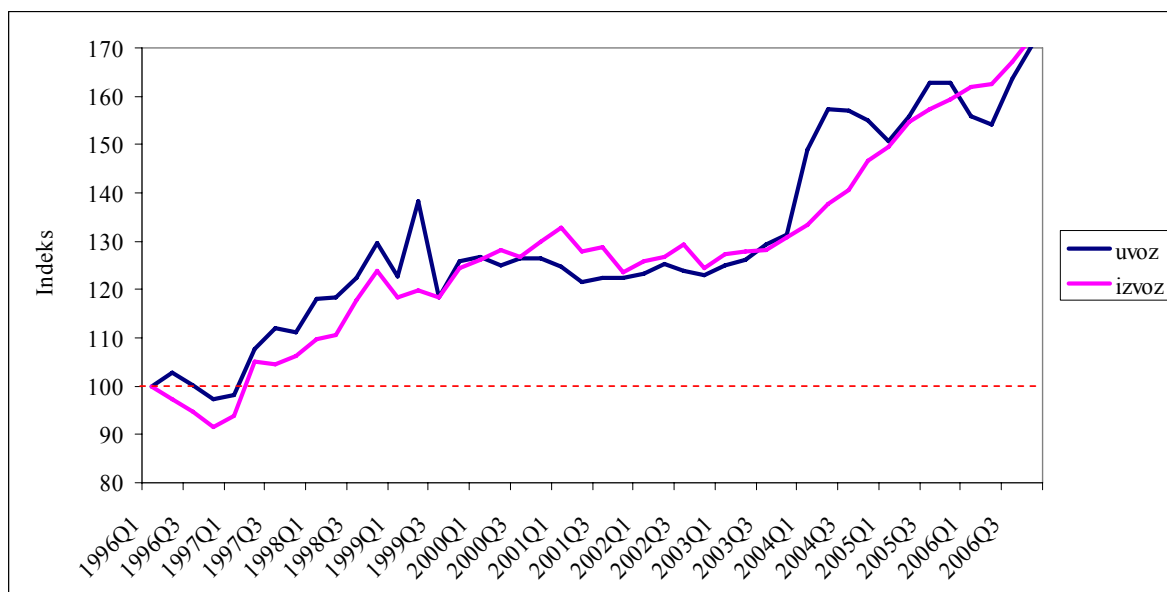


Vir: SURS, lasten izračun.

Primerjava stopenj rasti med podobdobji ne kaže, da bi delovali kakršnikoli pospeševalni vplivi na uvoz ali izvoz iz katerekoli od članic EMU. V letih 2000–2003 sta izvoz in uvoz v povprečju rasla počasneje kot v predhodnem obdobju ali pa je bila rast celo negativna. Ni moč zaznati trajnejših (v obdobju treh let pred vstopom v EU) pozitivnih »spillover« vplivov uporabe evra (v državah EMU) na slovensko trgovino. Obstaja pa možnost kratkoročnega vpliva. V tem pogledu je analiza povprečnih četrtletnih stopenj rasti lahko tudi zavajajoča, saj če je prišlo npr. v določenem kvartalu do velikega skoka ali pa padca v slovenskem uvozu oz. izvozu v evroobmočje, to precej vpliva na povprečno stopnjo rasti.

Pomembnejša za analizo vpliva nastanka EMU na slovensko zunanjo trgovino pa je Slika 12 (str. 36), ki prikazuje gibanje realnega blagovnega izvoza in uvoza Slovenije iz evroobmočja v obdobju 1996q1–2006q4 (indeks, 1996q1=100). Razvidno je, da je vstop Slovenije v Evropsko unijo (1.5.2004) po pričakovanjih pospešil trgovanje z EMU. Poleg tega pa je opazna predvsem določena volatilitnost v zadnji polovici leta 1998 ter v letu 1999. Izstopa predvsem nihanje v uvozu v letu 1999 (in skok v prvem kvartalu leta 2004) ter strm vzpon izvoza v zadnjih dveh kvartalih leta 1998. Za vmesno obdobje 2000q1–2000q3 (do vstopa v EU) je opazna določena stagnacija v uvozu in izvozu. Kljub temu, da opažanja sovpadajo s časom uvedbe evra, ni mogoče trditi, da gre za učinke evra brez upoštevanja tudi ostalih dejavnikov, ki vplivajo na trgovino Slovenije z EMU.

Slika 12: Realni izvoz in uvoz Slovenije iz evroobmočja (Indeks 1996q1=100)



Vir: SURS, lasten izračun.

#### 4.1 Ekonometrična analiza slovenskega blagovnega izvoza in uvoza iz EMU

Z metodo OLS sem na četrtletnih podatkih za obdobje 1996q1–2006q4 ocenil model blagovnega izvoza in uvoza Slovenije iz držav evroobmočja. Spremenljivke so v logaritemski obliki, tako da regresijski koeficienti predstavljajo konstantne elastičnosti.

Slovenija je majhno odprto gospodarstvo, ki ne more vplivati na pogoje mednarodne menjave. Na uvoz se gleda kot na uvozno povpraševanje slovenskih subjektov ter na izvoz kot na izvozno ponudbo slovenskih proizvajalcev<sup>21</sup>. V obstoječi literaturi sta glavna faktorja, ki vplivata na uvoz, domača gospodarska aktivnost in relativne cene ter na izvoz tuja gospodarska aktivnost in relativne cene (v izvoznih enačbah se pojavlja tudi domača aktivnost, ki povečuje ponudbo blaga, namenjenega za izvoz). Relativne cene so predstavljene kot razmerje med indeksom izvoznih (uvoznih) cen in indeksom domačih cen (oziroma z uporabo deviznega tečaja). Na splošno lahko izvozno in uvozno funkcijo zapišem na sledeč način:

$$IZ = f(Y(f), p(iz)/p(d)); \text{ pričakovan vpliv } [+ , +] \quad (2)$$

$$UV = f(Y(d), p(uv)/p(d)); \text{ pričakovan vpliv } [+ , -] \quad (3)$$

$IZ(UV)$  predstavlja realni blagovni izvoz (uvoz),  $Y(d)$  dohodek domače države,  $Y(f)$  dohodek tuje regije,  $p(iz)$  cene izvoza,  $p(uv)$  cene uvoženih proizvodov ter  $p(d)$  domače cene nepopolnih substitutov. Pričakujem, da gospodarska aktivnost v obeh primerih pozitivno deluje na trgovino. Rast izvoznih cen, relativno glede na domače cene, naj bi na podlagi teorije povečala izvozno ponudbo ter relativna rast uvoznih cen (tuje dobrine postanejo relativno dražje) naj bi zmanjšala

<sup>21</sup> Za funkcijo uvoznega povpraševanja glej npr. Mervar (1994) ter za izvozne ponudbe npr. Sharma (2000).



uvozno povpraševanje. Podobna so pričakovanja za realni efektivni devizni tečaj (apreciacija pozitivno vpliva na uvoz ter negativno na izvoz).

#### 4.1.1 Izvoz Slovenije v evroobmočje

V tej točki analiziram oz. iščem morebiten vpliv nastanka EMU (uvedbe evra) leta 1999 na izvoz Slovenije v evroobmočje. Ocenil sem količinski (realni) blagovni izvoz Slovenije v dvanajst držav EMU. Model je v dvojno logaritemski obliki in v skladu s temeljnimi predpostavkami metode OLS (multikolinearnost, avtokorelacija, homoskedastičnost). Ekonometrični izračuni in testi so podani v prilogi. Narejeni so bili Breusch-Godfreyev (LM) test oz. Berenblutt-Webbov test za avtokorelacijo, Kleinovo pravilo in variančno-inflacijski faktorji (VIF) za multikolinearnost ter Whiteov test in Koenker-Bassetov (KB) test za preverjanje heteroskedastičnosti.

Uporabljene pojasnjevalne spremenljivke so: indeks uvoza evroobmočja 12 držav (oznaka *UVEO*, 1996q1=100) kot indikator tujega povpraševanja, bruto investicije slovenskih proizvajalcev v osnovna sredstva, ki povečujejo izvozno ponudbo (*INVS*, v mio eur, cene 1996q1), relativne izvozne cene (*XP*, indeks izvoznih cen glede na indeks cen življenjskih potrebščin, 1996q1=100) ter nepravilne spremenljivke za tretji in četrti kvartal leta 1998 (čas tik pred uvedbo evra) (Za podatke glej Priloga 3, Tabela 3).

Ocenjevana izvozna funkcija (glej Priloga 5, tč. 5.5):

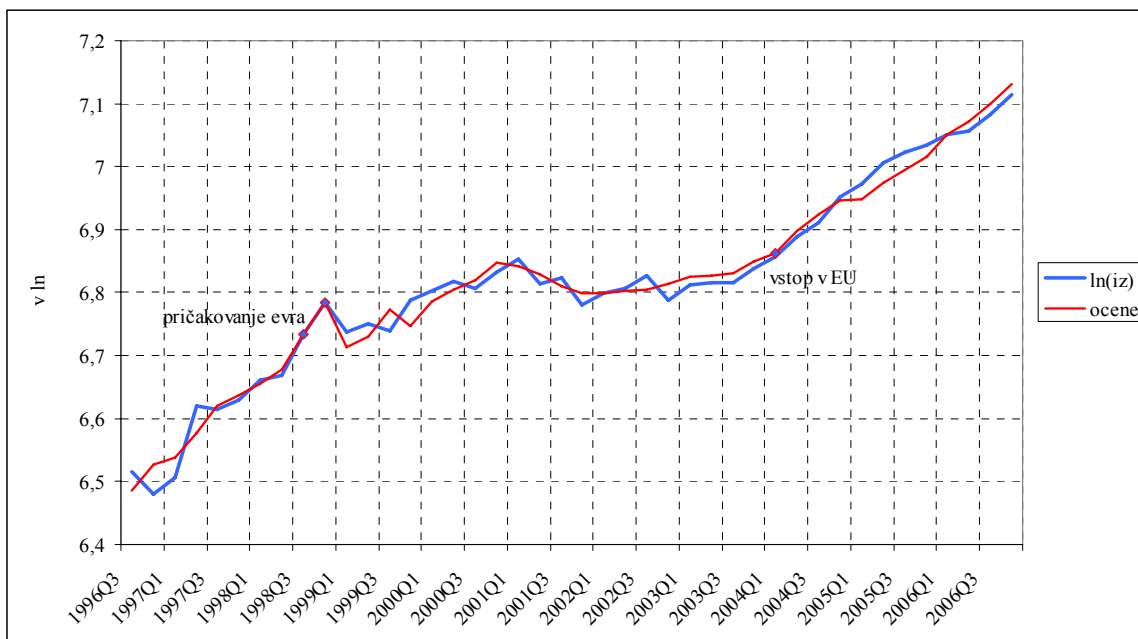
$$\ln(\hat{iz}_t) = b_1 + b_2 \ln(uveo_t) + b_3 \ln(invs)_{t-1} + b_4 \ln(xp)_{t-2} + D98q3 + D98q4 \quad (4)$$

	$\ln(\hat{iz}_t) = -1,23 + 0,84 \ln(uveo_t) + 0,28 \ln(invs)_{t-1} + 0,42 \ln(xp)_{t-2} + 0,055D98q3 + 0,10D98q4$					
se:	(0.564)	(0.019)	(0.047)	(0.092)	(0.022)	(0.022)
t:	(-2.176)	(42.327)	(6.112)	(4.536)	(2.432)	(4.456)
p:	(0.036)	(0.000)	(0.000)	(0.001)	(0.020)	(0.001)

$n = 42$  (1996q3–2006q4)  $R^2 = 0,981$   $d = 1,87$

Predznaki koeficientov so v skladu s pričakovanji in statistično značilni. Na podlagi vzorčnih podatkov ocenjujem, da vključene pojasnjevalne spremenljivke dobro pojasnjujejo gibanje (logaritma) izvoza, saj je pojasnjene kar 98 % variance odvisne spremenljivke (brez nepravilnih spremenljivk je ta delež 96,9 %). Rast uvoznega povpraševanja evroobmočja (*»uveo«*) za 1 % v povprečju poveča izvoz Slovenije v EMU za 0,84 %, pri vsem ostalem nespremenjenem. Porast slovenskih bruto investicij v osnovna sredstva za 1 % v povprečju z odlogom treh mesecev poveča izvoz za 0,3 % (*»ceteris paribus«*) ter dvig relativnih izvoznih cen za 1 % poveča izvoz čez pol leta za 0,42 %. Kot značilni se izkažeta nepravilne spremenljivke za zadnja dva kvartala leta 1998, kar namiguje, da gre za morebitne posledice pričakovane uvedbe evra s 1. 1. 1999. In sicer je bil v tretjem kvartalu leta 1998 izvoz večji za 5,6 % od povprečja obravnavanega obdobja ter v zadnjem kvartalu za 10,6 %. Slika 13 (str. 38) prikazuje dejanske (odvisna spremenljivka izvoz v logaritmih ( $\ln(iz)$ ) in pa z modelom dobljene oz. ocenjene vrednosti izvoza.

Slika 13: Dejanske in ocenjene vrednosti funkcije izvoza Slovenije v evroobmočje



Vir: Lasten graf.

V nadaljevanju izvozni model razčlenim na tri podobdobja in s **Chowovim testom** (glej Priloga 7, tč. 7.1) testiram njegovo strukturno (parametrično) stabilnost. Zanima me, ali je po uvedbi evra v trgovinskih partnericah Slovenije in pa po vstopu Slovenije v EU prišlo do morebitne strukturne spremembe v izvozu Slovenije v EMU. Prvo obdobje je definirano kot volatilen oz. prehodni čas od 1996q3–1999q4, drugo obdobje je obdobje 2000q1–2003q4, v katerem pričakujem morebiten strukturni vpliv evra na obnašanje slovenskega izvoza (pojmem kot »evro obdobje«), tretje obdobje 2004q1–2006q4 pa je obdobje članstva v EU.

Za definirana obdobja informativno navajam povprečne četrletne stopnje rasti izvoza Slovenije v evroobmočje. V celotnem obdobju 1996q1–2006q4 znaša povprečna četrletna stopnja rasti<sup>22</sup> izvoza 1,17 %. V obdobju 1996q1–1999q4 je izvoz rasel v povprečju 2 % na četrletje, v drugem obdobju tako rekoč ni rasel (le 0,0017 %) ter v tretjem obdobju 2,23 %. Za primerjavo navajam še četrletne stopnje rasti izvoza v ostalih dvanajst držav EU, ki niso v EMU; v enakem vrstnem redu znašajo 2,9 %, 3,3 %, 1,7 % in 4,3 %.

Test pokaže, da je model med podobdobji različen oziroma ni stabilen v parametrih. V katerem obdobju oz. v katerih regresijskih koeficientih je prišlo do strukturne spremembe pokaže nadaljnja analiza s pomočjo nepravilnih spremenljivk. Izkaže se, da je značilna le razlika med prvim in drugim obdobjem, in sicer v parametrih  $uveo_t$  in v  $invsl_{t-1}$  (pri  $\alpha = 5\%$ ). V drugem obdobju je izvoz manj občutljiv na spremenljivko uvoz evroobmočja (za 0,6 odstotne točke) ter malce bolj občutljiv (vendar v obratni smeri<sup>23</sup>) na spremenljivko investicije kot v prvem obdobju.

<sup>22</sup> Izračunano kot:  $\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$ ; Stopnja rasti:  $s = (e^{\beta_2} - 1) * 100$ , (Gujarati, 2003, str. 180).

<sup>23</sup> V prvem obdobju je koeficient za odložene investicije -0,256 (neznačilen) v drugem pa 0,27.

Rezultati tako pokažejo, da je moč opaziti le kratkoročen pozitiven učinek na slovenski izvoz v času tik pred uvedbo evra. Velikost vpliva je v skladu z ocenami, dobljenimi v obravnavanih študijah, ki kažejo, da je evro v povprečju povečal izvoz nečlanic v EMU za 7–13 %. Če predpostavim, da je obdobje 2000q1–2003q4 čas, v katerem bi se lahko v obnašanju slovenskih izvoznikov v polnejši meri izkazovali učinki uporabe skupne valute v naših izvoznih partnericah, pa je vidna določena strukturna sprememba glede na predhodno obdobje, ki se kaže predvsem v manjši elastičnosti izvoza glede na povpraševanje evroobmočja.

#### 4.1.2 Uvoz Slovenije iz evroobmočja

V nadaljevanju pa analiziram posledice prihoda evra konec 90. let še za slovenski uvoz iz evroobmočja. Pri iskanju statistično najboljšega modela uvoza sem dvojno-logaritemsko funkcijo ocenjeval z različnimi pojasnjevalnimi spremenljivkami (in njihovimi odlogi) za domačo ekonomsko aktivnost (BDP, indeks industrijske proizvodnje, domača potrošnja, bruto investicije, bruto dodana vrednost v predelovalni dejavnosti) ter za relativne cene (indeks uvoznih cen relativno na ICŽP, PPI, HICP ter realni efektivni devizni tečaj Slovenije nasproti EMU12, deflaciran na različne načine).

Kot najboljše se izkažeta spremenljivki domača potrošnja (*DP*) ter realni efektivni devizni tečaj tolarja (*EDT*) nasproti dvanajstim državam EMU (deflator = nominalni stroški plač na enoto v predelovalni dejavnosti). Model je ocenjen v diferenčni obliki<sup>24</sup> (prve diference logaritmov) in je v skladu s temeljnimi predpostavkami metode OLS (multikolinearnost, avtokorelacija, homoskedastičnost). Ekonometrični izračuni in testi so podani v prilogi.

Uporabljene spremenljivke: odvisna spremenljivka realni uvoz Slovenije iz EMU12 v mio evrih (oznaka *UV*, fiksni tečaj evra (EUF), stalne cene 1996q1, desezonirano), pojasnjevalni spremenljivki skupna domača potrošnja (*DP*, stalne cene, referenčno leto 1995, mio eur (EUF pred 2007), desezonirano in prilagojeno za število delovnih dni) ter realni efektivni devizni tečaj nasproti ostalim državam iz EMU13 (*EDT*, 1999=100, deflator nominalni stroški plač na enoto v predelovalni industriji) (glej Priloga 3, Tabela 3). *D99q1* je neprava časovna spremenljivka, ki ima vrednost 1 v prvem četrtletju leta 1999 in sovpada s časom uvedbe evra v Evropi. *D04q1* pa je neprava spremenljivka za prvo četrtletje leta 2004 in sovpada s časom tik pred vstopom Slovenije v EU.

Ocenjevana uvozna funkcija (Priloga 5, tč. 5.5):

$$\Delta \ln(UV_t) = \beta_1 \Delta \ln(DP_t) + \beta_2 \Delta \ln(EDT_t) + \beta_3 D99q1 + \beta_4 D04q1 + u_t \quad (5)$$

$$\Delta \ln(\hat{UV}_t) = 1,367 \Delta \ln(DP_t) + 0,687 \Delta \ln(EDT_t) - 0,0638 D99q1 + 0,1064 D04q1$$

se:	(0.144)	(0.409)	(0.025)	(0.025)
t:	(9.457)	(1.681)	(-2.509)	(4.244)
(st. značilnosti):	(0.000)	(0.101)	(0.016)	(0.001)

<sup>24</sup>  $\Delta Y = Y_t - Y_{t-1}$ ; Razlog uporabe prvih diferenc je odprava AR(1) in nestacionarnost (glej Priloga 5). Primer študije, ki uporablja diference, je npr. Stephan (2005).

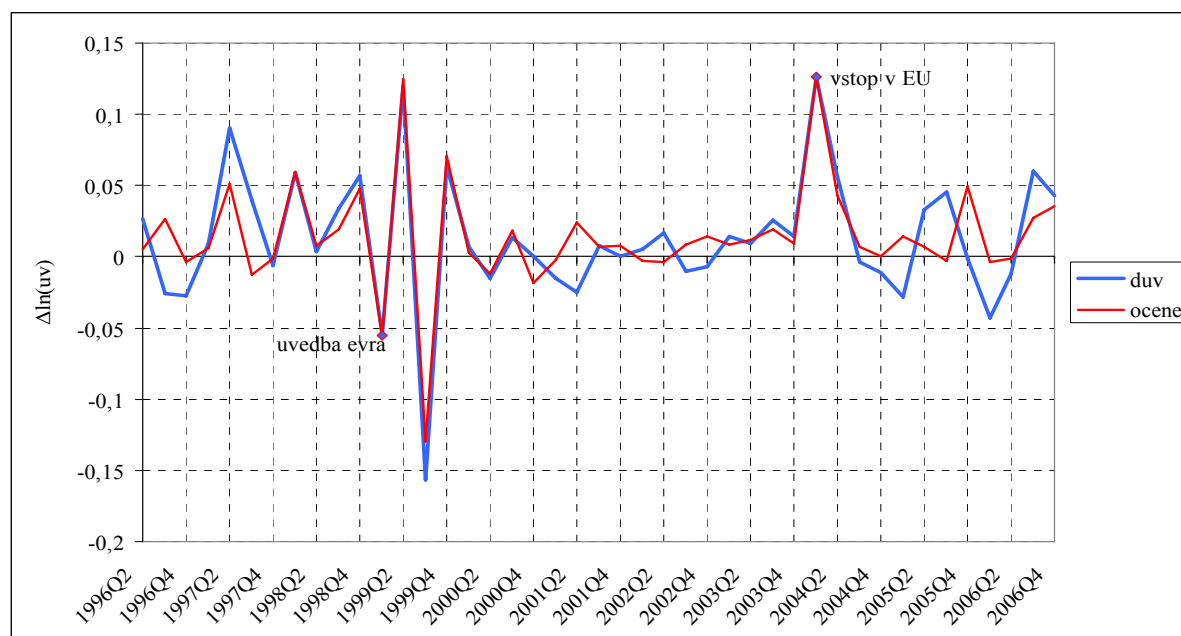
$n = 43$  (1996q2–2006q4)  $R^2 = 0,76$   $d = 1,71$

Predznaki koeficientov domače potrošnje in deviznega tečaja so v skladu s pričakovanji in statistično značilni (tečaj je na meji značilnosti pri 10 %). Na podlagi vzorčnih podatkov ocenjujem, da vključene pojasnjevalne spremenljivke dobro pojasnjujejo gibanje uvoza, saj je pojasnjene kar 76 % variance odvisne spremenljivke (brez nepravih spremenljivk pa je ta delež 60,4 %). Če se domača potrošnja poveča za 1 %, se realni obseg slovenskega uvoza iz EMU v povprečju poveča za 1,37 % pri vsem ostalem nespremenjenem. Apreciacija tečaja za 1 % pa v povprečju poveča uvoz za 0,7 % (»ceteris paribus«).

Temeljna ugotovitev, ki sem jo iskal, se skriva v nepravi spremenljivki uvedbe evra ( $D99q1$ ). Izkaže se, da je v prvem kvartalu leta 1999 prišlo do enkratnega padca uvoza Slovenije iz evroobmočja za 6,6 % ( $\exp(0,0638)-1$ ), pričakovan vstop v EU pa je kratkoročno povečal uvoz za 11,2 % in tega ni moč pojasniti z gospodarsko aktivnostjo ali gibanjem tečaja.

Slika 14 prikazuje dejanske vrednosti uvoza (diference logaritma uvoza ( $duv$ )) in pa njihove ocene na podlagi regresije. Kot je razvidno, je opazna precejšnja volatilitnost v uvozu do začetka leta 2000, še posebej v letu 1999. Predpostavljam, da sta visok skok uvoza v drugem kvartalu in močan padec v tretjem kvartalu leta 1999 posledica uvedbe davka na dodano vrednost v Sloveniji s 1. 7. 1999 (začetek tretjega kvartala), vendar pa je to gibanje dobro pojasnjeno z uporabljenim modelom (domačo potrošnjo in tečajem).

Slika 14: Dejanske in ocenjene vrednosti funkcije uvoza Slovenije iz evroobmočja



Vir: Lasten graf.

Tudi za uvoz iz evroobmočja sem z razdelitvijo na tri podobdobja (1996q2–1999q4, 2000q1–2003q4, 2004q1–2006q4) iskal morebiten strukturni prelom. Kot rečeno, uporabim obdobje 2000q1–2003q4 kot čas, kjer bi se lahko čutili morebitni strukturni vplivi evra na slovenski uvoz iz EMU.

V celotnem obdobju 1996q1–2006q4 je uvoz iz evroobmočja rasel v povprečju za 1,06 % na četrtletje. Povprečna četrtletna stopnja rasti uvoza v obdobju 1996q1–1999q4 znaša 2,04 %, v drugem (»evro«) obdobju 0,13 % ter v tretjem 0,71 %. Za primerjavo navajam še četrtletne stopnje rasti uvoza iz ostalih dvanajstih držav EU, ki niso v EMU; v enakem vrstnem redu znašajo 1,04 %, 3,55 %, -0,8 % in 0,8 % (glej Priloga 6, Tabela 5).

Chowov test pokaže, da se funkcija uvoza v vseh podobdobjih enako odziva na domačo potrošnjo in efektivni devizni tečaj, kar pomeni, da ni prišlo do strukturnih sprememb. Na podlagi rezultatov lahko rečem, da ni zaznati pozitivnih »spillover« učinkov uvedbe evra v državah EMU na slovenski uvoz, kar je bilo že deloma pričakovano glede na to, da npr. študiji Flam in Nordström (2006a) ter Flam in Nordström (2006b) (z uporabo bolj homogenega vzorca držav) pokažeta, da evro ni vplival na izvoz članic v nečlanice (analogno slovenskemu uvozu iz članic EMU). Če je kakšen vpliv, je ta negativen in zelo kratkoročne narave (v 1999q1). Za ocenitev morebitnih dolgoročnejših učinkov bi bil potreben panelni pristop, saj samo s časovno analizo teh učinkov ni moč ločiti od drugih dejavnikov, kot je npr. vstop v Evropsko unijo.

## SKLEP

Pričujoče diplomsko delo predstavlja širši pregled glavnih spoznanj dosedanje literature s področja vpliva skupne valute (evra) na trgovino. Kot nakazujejo študije vpliva denarnih unij na mednarodno menjavo, je učinek vzpostavitve denarne unije relativno velik (okrog 30 %) glede na to, da so transakcijski stroški zamenjevanja valut in terminskega zavarovanja majhni, poleg tega pa mnoge empirične študije ugotovijo majhen ali celo ničel vpliv tečajne negotovosti na trgovino. Izkaže se, da je potrebno ločevati tradicionalen vpliv odprave tečajne volatilnosti od vpliva denarne unije na trgovino. Slednji naj bi vseboval strukturne spremembe v pričakovanih trgov, saj je skupna valuta najbolj trajen oz. nepreklicen režim fiksnega deviznega tečaja. Vendar pa v primeru evra ta vpliv po dosedanjih študijah ni tako velik. Eden od vzrokov je ta, da uvedba evra predstavlja eno od zadnjih faz že dolgo trajajočega procesa evropske integracije in tako ne more radikalneje vplivati na obseg trgovanja med državami.

Na podlagi temeljitejše obravnave študij, ki se pojavijo v zadnjih desetih letih in analizirajo odnos med evropsko enotno valuto evrom in trgovino med državami, sem uspel priti do zanimivih ugotovitev. Zaključim lahko, da je uvedba evra imela pozitiven vpliv na trgovino znotraj evroobmočja, in sicer se je trgovina med članicami v povprečju povečala za 10–15 %. Učinek na trgovino se je pojavil zelo hitro, že v letu 1999 (po nekaterih študijah tudi že leto prej) in naj bi postopoma naraščal.

Povečanje trgovine med članicami pa ni šlo na račun manjšega trgovanja z nečlanicami. Države, ki so uvedle evro, so na splošno postale bolj odprte za mednarodno trgovanje in tako okrepile trgovanje tudi z državami zunaj evroobmočja. Trgovina z državami nečlanicami se je v povprečju povečala za 8 %. Pri omenjenem povečanju naj bi šlo predvsem za izvoz nečlanic v EMU, saj so rezultati študij za izvoz članic v tretje države mešani in precej odvisni od uporabljenega vzorca.

Glede trgovinskih koristi posameznih držav evroobmočja sta bili najbolj uspešni Španija in Nizozemska, najmanj pa Finska, Portugalska in Grčija (kjer je bil vpliv celo negativen). Vpliv evra je različen med državami, kar pomeni, da so nekatere očitno v boljšem položaju za črpanje koristi skupne valute od drugih. Razlike v trgovinski uspešnosti držav pojasnjujejo različni faktorji, kot sta npr. fleksibilnost trga (prilagodljivost podjetij) in pa delež znotrajpanožne trgovine, ki je kot taka precej občutljiva na nihanje v deviznih tečajih. Ostali dejavniki, ki so odgovorni za razlike med državami, izhajajo tudi iz vplivov evra na posamezne gospodarske panoge oziroma sektorje.

Ocene pokažejo, da so značilni vplivi evra prisotni le v trgovini z vmesnimi in končnimi proizvodi. Euro je imel pozitiven vpliv predvsem na sektorje, kjer gre za proizvode visoke predelave (farmacevtski izdelki, plastični in kovinski proizvodi, stroji in transportna oprema oz. motorna vozila, električna in optična oprema), kjer ima komponenta surovega materiala relativno majhen pomen v ceni končnega izdelka. Za slednje so značilni naraščajoči donosi obsega, nepopolna konkurenca in diferenciacija. Vplivi naj bi bili močni tudi v sektorju proizvodnje hrane, pijač in tobaka, vendar si študije niso enotne. Relativen pomen tovrstnih panog v industrijski specializiranosti držav in ostali dejavniki (število podjetij v teh panogah, občutljivost na devizni tečaj, regulacija proizvodov in drugi) tudi pripomorejo k razlikam v trgovinski uspešnosti držav.

Vplivi evra so močnejše delovali na trgovino z novimi oz. dodatnimi proizvodi, s katerimi se poprej ni trgovalo (t.i. nov ali ekstenzivni del trgovine), kot pa na obstoječo trgovino (intenzivni del). Razlog naj bi bila odprava oz. zmanjšanje fiksnih stroškov vstopa (stroškov izvoza) na trge evroobmočja, kar je odprlo trgovino z dodatnimi oz. novimi proizvodi. S tem pa razlaga evro vpliva na trgovino kljub vsemu ni popolna, saj povečanje ekstenzivnega dela predstavlja le manjši delež celotnega povečanja trgovine. Ena od »močnejših« razlag za večjo trgovino je tudi ta, da naj bi evro zmanjšal stroške izdelave vertikalno specializiranih dobrin (tj. dobrin, ki se izdelajo v različnih fazah v različnih državah).

Razlogi za pozitiven vpliv evra na trgovino so mešani. Za del vpliva sta neposredno odgovorni klasični posledici skupne valute, nižji transakcijski stroški in v manjši meri tudi odprava tečajne volatilnosti. Posredno pa naj bi bil vzrok za velik del vpliva evra na rast trgovine povečanje neposrednih tujih investicij. Po drugi strani pa je rast trgovine zagotovo deloma tudi posledica pretekle politične in institucionalne integracije v EU (delovali naj bi odloženi vplivi predhodnih reform oz. povezovanj) in drastičnega zmanjšanja obrestnih mer pred in po uvedbi evra. Določene študije tudi pokažejo, da z upoštevanjem trendov vpliv evra na trgovino ni tako velik, kot nakazuje večji del dosedanje literature, in sicer znaša le nekje do 5 %. Uporaba trendov v tovrstni literaturi je relativno nova oziroma redka in zato zaenkrat še ne povsem dorečena.

Ugotovitev, da naj bi evro povečal trgovino tudi z nečlanicami EMU, sem preveril na primeru Slovenije kot ene izmed takratnih nečlanic. Z ekonometrično analizo sem iskal posledice uvedbe evra leta 1999 na trgovanje Slovenije z evroobmočjem. Zaznal sem kratkoročen negativen vpliv na uvoz Slovenije iz evroobmočja v prvih treh mesecih po uvedbi evra (padec uvoza za 6,6 %) in pa pozitiven vpliv na slovenski izvoz v evroobmočje v zadnjih dveh kvartalih pred uvedbo evra.

V tretjem kvartalu leta 1998 je bil izvoz večji za 5,6 % od povprečja obravnavanega obdobja ter v zadnjem kvartalu za 10,6 %. Drugače pa ni zaznati trajnejših pozitivnih evro vplivov na slovensko trgovino, saj sta bila v letih po uvedbi evra (vse do vstopa v EU) uvoz in izvoz bolj ali manj konstantna.

Vsekakor pa raziskovanje vpliva evra na trgovino držav evroobmočja ni zaključeno. V prihodnje, ko bodo na voljo daljše časovne serije podatkov, se bodo rezultati gotovo dopolnjevali in postali bolj jasni. Zanimivo bo tudi videti, kakšni so oziroma bodo vplivi dejanske uvedbe evra v Sloveniji na njeno zunanjo trgovino, kar pa puščam odprto za nadaljnje raziskave.

## LITERATURA IN VIRI

1. Anderton, R. & Skudelny F. (2001). Exchange rate volatility and euro area imports. *Working Paper Series 064*. European Central Bank. Najdeno 24. marca 2008 na spletnem naslovu: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp064.pdf>
2. Babetkii I. (2004) EU Enlargement and Endogeneity of some OCA Criteria: Evidence from the CEECs. *Working paper series 2*. Czech National Bank. Najdeno 3. maja 2008 na spletnem naslovu: [http://www.cnb.cz/m2export/sites/www.cnb.cz/en/research/research\\_publications/cnb\\_wp/download/cnbwpno22004.pdf](http://www.cnb.cz/m2export/sites/www.cnb.cz/en/research/research_publications/cnb_wp/download/cnbwpno22004.pdf)
3. Baldwin, R. E. (2006a). The euro's trade effect. *Working Paper Series*, no.594. European Central Bank. Najdeno na 4. aprila 2008 spletnem naslovu: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp594.pdf>
4. Baldwin, R. E. (2006b). *In or out, Does it make a difference: An evidence based analysis of the trade effects of the euro*. Neobjavljena verzija (»manuscript«). Najdeno 10. aprila 2008 na spletnem naslovu: <http://hei.unige.ch/~baldwin/policy.html#Euro>
5. Baum, C. F. & Caglayan M. (2007). Effects of Exchange Rate Volatility on the Volume and Volatility of Bilateral Exports. *Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference 2006*. Money Macro and Finance Research Group. Najdeno 26. maja 2008 na spletnem naslovu: <http://repec.org/mmf2006/up.1991.1145197920.pdf>
6. Berger, H. & Nitsch, V. (2005). Zooming Out: The Trade Effect of the Euro in Historical Perspective. *CESifo Working Paper*, No. 1435. CESifo GmbH. Najdeno 3. maja 2008 na spletnem naslovu: [http://www.cesifo-group.de/DocCIDL/cesifo1\\_wp1435.pdf](http://www.cesifo-group.de/DocCIDL/cesifo1_wp1435.pdf)
7. Breedon, F. & Pétursson, T.G. (2004). Out in the cold? Iceland's trade performance outside the EU. *Working papers No.26*. Department of Economics, Central bank of Iceland. Najdeno 19. aprila 2008 na spletnem naslovu: <http://www.sedlabanki.is/uploads/files/WP-26.pdf>
8. Bun, M. J. G. & Klaassen F. (2002). Has the Euro increased Trade? *Tinbergen Institute Discussion Papers 02-108/2*. Tinbergen Institute. Najdeno 16. maja na spletnem naslovu: <http://www.tinbergen.nl/discussionpapers/02108.pdf>
9. Bun, M.J.G. & Klaassen, F.J.G.M. (2006) The Euro Effect on Trade is not as Large as Commonly Thought. Neobjavljena izvod. Najdeno 7. aprila 2008 na spletnem naslovu: [http://www1.fee.uva.nl/pp/klaassen/index\\_files/trend27\\_forthcoming.pdf](http://www1.fee.uva.nl/pp/klaassen/index_files/trend27_forthcoming.pdf)
10. Côté, A. (1994). Exchange Rate Volatility and Trade: A Survey. *Working Papers*, 94-5. Bank of Canada. Najdeno 13. marca 2008 na spletnem naslovu: <http://www.bankofcanada.ca/en/res/wp/1994/wp94-5.pdf>



11. De Grauwe, P. & Mongelli, F. P. (2005) Endogeneities of optimum currency areas; What brings countries sharing a single currency closer together? *Working Paper Series*, No.468. European Central Bank. Najdeno 3. maja 2008 na spletnem naslovu: [www.ecb.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp468.pdf](http://www.ecb.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp468.pdf)
12. de Nardis S. & Vicarelli C. (2003). The Impact of the Euro on Trade: The (Early) Effect is Not So Large. *Economics Working Papers 017*. European Network of Economic Policy Research Institutes. Najdeno 22. aprila 2008 na spletnem naslovu: [http://aei.pitt.edu/1851/01/ENEPRI\\_WP17.pdf](http://aei.pitt.edu/1851/01/ENEPRI_WP17.pdf)
13. de Nardis, S., De Santis, R. & Vicarelli, C. (2007a). The Euro's Effect on Trade on a Dynamic Setting. *ISAE Working Papers*, 80. Rim: Institute for Studies and Economic Analyses. Najdeno 20. aprila 2008 na spletnem naslovu: [http://www.isae.it/Working\\_Papers/WP\\_80\\_2007\\_de%20Nardis\\_De%20Santis\\_Vicarelli.pdf](http://www.isae.it/Working_Papers/WP_80_2007_de%20Nardis_De%20Santis_Vicarelli.pdf)
14. de Nardis, S., De Santis, R. & Vicarelli, C. (2007b). The single currency's effects on Eurozone sectoral trade: winners and losers? *ISAE Working Papers*, 88. Rim: Institute for Studies and Economic Analyses. Najdeno 24. aprila 2008 na spletnem naslovu: [http://www.isae.it/Working\\_Papers/WP\\_88\\_2007\\_DeNardis\\_DeSantis\\_Vicarelli.pdf](http://www.isae.it/Working_Papers/WP_88_2007_DeNardis_DeSantis_Vicarelli.pdf)
15. De Sousa, J. & Lochard, J. (2004). The currency union effect on trade and the FDI channel. *Cahiers de la Maison des Sciences Economiques*, J04111. Université Panthéon-Sorbonne (Paris 1). Najdeno 18. maja 2008 na spletnem naslovu: <ftp://mse.univ-paris1.fr/pub/mse/cahiers2004/J04111.pdf>
16. de Souza, L. V. (2002). Trade Effects of Monetary Integration in Large, Mature Economies: A Primer on the European Monetary Union. *Kiel Working Papers*, 1137. Kiel Institute for the World Economy. Najdeno 19. maja 2008 na spletnem naslovu: <http://www.ifw-members.ifw-kiel.de/publications/trade-effects-of-monetary-integration-in-large-mature-economies-a-primer-on-the-european-monetary-union/kap1137.pdf>
17. Emerson, M. et al. (1992). *One Market, One Money: An Evaluation of the Potential Benefits and Costs of Forming an Economic and Monetary Union*. New York: Oxford University Press.
18. EMU and Trade (2003). *EMU Studies*. HM Treasury. Najdeno 19. marca 2008 na spletnem naslovu: [http://www.hm-treasury.gov.uk/media/3/9/adsuf03\\_456.pdf](http://www.hm-treasury.gov.uk/media/3/9/adsuf03_456.pdf)
19. Eurostat spletni portal. Najdeno 13. marca 2008 na spletnem naslovu: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>
20. Faruquee, H. (2004). Measuring the Trade Effects of EMU. *IMF Working Papers*, 04 (154). International Monetary Fund. Najdeno 6. aprila 2008 na spletnem naslovu: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2004/wp04154.pdf>

21. Flam, H. & Nordström, H. (2006a). Trade Volume Effects of the Euro: Aggregate and Sector Estimates. *Seminar Papers 746*. Stockholm University, Institute for International Economic Studies. Najdeno 13. aprila 2008 na spletnem naslovu: <http://www.iies.su.se/publications/seminarpapers/746.pdf>
22. Flam, H. & Nordström, H. (2006b). Euro Effects on the Intensive and Extensive Margins of Trade. *CESifo Working Paper*, No. 1881. CESifo GmbH. Najdeno 15. aprila na spletnem naslovu: [http://www.cesifo-group.de/DocCIDL/cesifo1\\_wp1881.pdf](http://www.cesifo-group.de/DocCIDL/cesifo1_wp1881.pdf)
23. Glick, R. & Rose, A. K. (2001). Does a Currency Union Affect Trade? The Time Series Evidence. *NBER Working Papers 8396*. National Bureau of Economic Research. Najdeno 20. marca 2008 na spletnem naslovu: <http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/CUTS.pdf>
24. Gujarati, D. N. (2003) *Basic econometrics*. (4<sup>th</sup> ed.) Boston: McGrawHill.
25. Indeksi cen življenjskih potrebščin, Slovenija, 2007. (2008). *Statistične informacije*. (Št. 3, 28. januar 2008). Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije
26. Klaassen F. (2000). Why is it so Difficult to Find an Effect of Exchange Rate Risk on Trade?. *Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers 0133*. Econometric Society. Najdeno 20. marec 2008 na spletnem naslovu: <http://fmwww.bc.edu/RePEc/es2000/0133.pdf>
27. Kronološki pregled razvoja EMU. Najdeno 25. julija 2008 na spletnem naslovu: <http://www.evro.si/o-evru/razvoj-emu/kronoloski-pregled/>
28. Mancini-Griffoli, T. & Pauwels, L. L. (2006). Is There a Euro Effect on Trade? An Application of End-of-Sample Structural Break Tests for Panel Data. *HEI Working Papers*, 04-2006. Economics Section, The Graduate Institute of International Studies. Najdeno 3. maja 2008 na spletnem naslovu: [http://heiwwww.unige.ch/sections/ec/pdfs/Working\\_papers/HEIWP04-2006.pdf](http://heiwwww.unige.ch/sections/ec/pdfs/Working_papers/HEIWP04-2006.pdf)
29. Mervar, A. (1994). *Estimates of the traditional export and import demand functions in the case of Croatia*. Vir neznan. Najdeno 12. maja 2008 na spletnem naslovu: [www.eizg.hr/AdminLite/FCKeditor/UserFiles/File/ces1-mervar.pdf](http://www.eizg.hr/AdminLite/FCKeditor/UserFiles/File/ces1-mervar.pdf)
30. Micco, A., Stein E. & Ordoñez G. (2003). The Currency Union Effect on Trade: Early Evidence From EMU, *Economic Policy*, 18 (37) 316-356.
31. Mongelli, F. P. (2002). 'New' views on the optimum currency area theory: what is EMU telling us? *Working Paper Series*, 138. European Central Bank. Najdeno 22. februarja 2008 na spletnem naslovu: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp138.pdf>
32. Mongelli, F. P. (2005). What is European Economic and Monetary Union Telling us About the Properties of Optimum Currency Areas? *Journal of Common Market Studies*, 43(3), 607-635.

33. Pedersen, A. M. (2004). Currency Unions and Foreign Trade. *Monetary Review*, (2. Quarter), (35-50). Najdeno 3. julija 2007 na spletnem naslovu:  
[http://www.nationalbanken.dk/DNUK/Publications.nsf/1c326d7c6cdf6f66c1256c080048787c/D82D09EAD4C57CB8C1256EBC003B0E85/\\$file/2004\\_MON2\\_current\\_35.pdf](http://www.nationalbanken.dk/DNUK/Publications.nsf/1c326d7c6cdf6f66c1256c080048787c/D82D09EAD4C57CB8C1256EBC003B0E85/$file/2004_MON2_current_35.pdf)
34. Persson, T. (2001). Currency Unions and Trade: How Large is the Treatment Effect? *Economic Policy*, (33), 435–448.
35. Quarterly Real Effective Exchange Rates vs (rest of) EUR13. Evropska Komisija (DG ECFIN). Najdeno 15. marca 2008 na spletnem naslovu:  
[http://ec.europa.eu/economy\\_finance/publications/price-cost-competitiveness/data/qreeur13.xls](http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/price-cost-competitiveness/data/qreeur13.xls)
36. Rose, A. K. (2000). One Money, One Market: The Effect of Common Currencies on Trade. *Economic Policy*, 30.
37. Rose, A. K. & Van Wincoop, R. (2001). *National Money as a Barrier to International Trade: The Real Case for Currency Union*. Neobjavljena študija. Najdeno 3. marca 2008 na spletnem naslovu: <http://faculty.haas.berkeley.edu/arose/RvWr.pdf>
38. Rose, A.K. (2004). A Meta-Analysis of the Effect of Common Currencies on International Trade. *NBER Working Paper*, No. 10373. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. Najdeno 9. aprila 2008 na spletnem naslovu:  
<http://www.nber.org/papers/w10373.pdf>
39. Sharma, K. (2000). Export Growth in India: Has FDI Played a Role? *Working Papers*, 816. Yale University: Economic Growth Center. Najdeno 14. maja 2008 na spletnem naslovu:  
[http://www.econ.yale.edu/growth\\_pdf/cdp816.pdf](http://www.econ.yale.edu/growth_pdf/cdp816.pdf)
40. Smith C. (2002). *Currency unions and gravity models revisited*. Reserve bank of New Zealand. Najdeno 20. oktobra 2007 na spletnem naslovu:  
[http://www.rbnz.govt.nz/research/discusspapers/dp02\\_07.pdf](http://www.rbnz.govt.nz/research/discusspapers/dp02_07.pdf)
41. Stephan, S. (2005). German Exports to the Euro Area - A Cointegration Approach. *IMK Working Paper*, 06-2005. IMK pri Hans Boeckler Foundation, Macroeconomic Policy Institute. Najdeno 22. maja 2008 na spletnem naslovu:  
[http://www.boeckler.de/pdf/p\\_imk\\_wp\\_06\\_2005.pdf](http://www.boeckler.de/pdf/p_imk_wp_06_2005.pdf)
42. SURS. (17. marec 2008). Elektronsko dopisovanje z Oddelkom za statistiko zunanje trgovine.
43. SURS, nacionalni računi. Najdeno 12. aprila 2008 na:  
[http://www.stat.si/tema\\_ekonomsko\\_nacionalni\\_bdp.asp](http://www.stat.si/tema_ekonomsko_nacionalni_bdp.asp)
44. Yi, Kei-Mu. (2003). Can Vertical Specialization Explain the Growth of World Trade? *Journal of Political Economy*, 111 (1), 52-102. University of Chicago Press



## **PRILOGE**

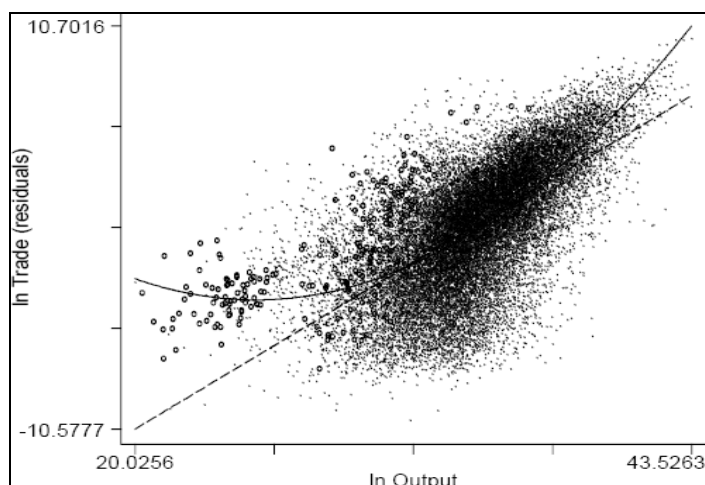
## Priloga 1: Seznam kratic

ADF test	Razširjen Dickey-Fuller test	angl. <i>Augmented Dickey-Fuller test</i>
AR(1)	Avtokorelacija prve stopnje	
BDP p.c	Bruto domači proizvod na osebo	lat. <i>per capita</i>
BW test	Berenblutt-Webb test	
CU	Denarna unija	angl. <i>Currency Union</i>
ECB	Evropska centralna banka	
ECU	Evropska denarna enota	angl. <i>European Currency Unit</i>
EKSTRA-EMU trgovina	Trgovina članic evroobmočja z nečlanicami	
EMI	Evropski denarni inštitut	angl. <i>European Monetary institute</i>
EMS	Evropski denarni sistem	angl. <i>European Monetary Sistem</i>
EMU	Gospodarska in denarna unija (ali Ekonomska in monetarna unija)	angl. <i>Economic and Monetary Union</i>
ERM	Mehanizem deviznih tečajev	angl. <i>Exchange Rate Mechanism</i>
EU	Evropska unija	
EUF	Fiksen tečaj evra	angl. <i>Euro fixed</i>
FE	Metoda fiksnih vplivov	angl. <i>fixed effects</i>
FTA	Prostotrgovinsko območje	angl. <i>Free Trade Area</i>
GSP	Splošni sistem preferencialov	angl. <i>Generalized system of preferences</i>
HS	Nomenklatura Harmoniziran sistem	angl. <i>Harmonised Commodity Description and Coding System</i>
INTRA-EMU trgovina	Trgovina znotraj evroobmočja	
ISIC	Mednarodna standardna klasifikacija dejavnosti	angl. <i>International Standard Industrial Classification</i>
IV	Instrumentalne spremenljivke	angl. <i>Instrumental variables</i>
KB test	Koenker-Bassett test	
LM test	Breusch-Godfreyev test oz. test Lagrangevega multiplikatorja	
NTI	Neposredne tuje investicije	
OCA	Optimalno denarno območje	angl. <i>optimal currency area</i>
OECD	Organizacija za gospodarsko sodelovanje in razvoj	angl. <i>Organisation for Economic Co-operation and Development</i>
OLS	Metoda navadnih najmanjših kvadratov	angl. <i>ordinary least square</i>
SITC	Standardna mednarodna trgovinska klasifikacija	angl. <i>Standard International Trade Classification</i>
SURS	Statistični urad Republike Slovenije	
VIF	Variančno-inflacijski faktor	
ZK	Združeno kraljestvo	

## Priloga 2: Perssonova kritika Roseove študije

Spodnji graf kaže povezavo med trgovino (oz. ostanki) in dohodkom. Opazovanja denarnih unij (CU) so prikazana s krožci, opazovanja izven CU pa so črne pike. Ravna, črtkana črta prikazuje ocenjeno (»Roseovo«) linearno povezavo med bilateralno trgovino in dohodkom, temna krivulja pa kaže »pravo«, nelinearno (kvadratno) povezavo med spremenljivkama. Večina krožcev (držav v CU) je nad črtkano črto in zato se zdi, da imajo precej višjo trgovino, kot bi jo »morale« imeti. Vključitev neprave CU spremenljivke v regresijo zato prinese visoko oceno vpliva denarne unije na trgovino. Roseova (2000) linearna regresija tako podceni, kakšna naj bi bila trgovina brez CU in zato pride do precenitve pri primerjavi z dejansko trgovino<sup>1</sup>.

Slika 1: Povezava med bilateralno trgovino in dohodkom



Vir: T. Persson, *Currency Unions and Trade: How Large is the Treatment Effect?*, 2001, str. 445, slika 1.

Linearnost pa ne povzroča velikih težav, če so vse države v vzorcu precej homogene oziroma blizu povprečja. V Rose (2000) pa so države članice denarnih unij precej oddaljene od povprečja, oziroma ima precej heterogen vzorec. Pari v denarni uniji so predvsem majhne, odprte države z nizkim dohodkom, ki si ne morejo privoščiti lastne valute, kar pomeni, da institut denarne unije ni naključno porazdeljen čez vsa opazovanja (Baldwin, 2006b, str. 28).

Kot pravi Persson (2001, str. 445), ta korelacija med (nizkim) dohodkom in skupno valuto (samo-selekcija) omogoči, da CU spremenljivka pobere vpliv nelinearnosti. Nenaključen izbor v denarno unijo tako v kombinaciji z nelinearnostjo privede do precenjenosti Roseovega vpliva CU na trgovino.

<sup>1</sup> Trgovina je višja, kot predvideva ocenjena linearna povezava (dohodek/trgovina), tako pri nižjih kot pri višjih vrednostih dohodka (Persson, 2001, str. 444). Velja tudi omeniti, da ko Rose (2000) vključi v eno od regresij kvadrat z BDP in z BDP p.c., regresijski koeficient za CU pade z 1,21 na 0,67.

## Priloga 3: Uporabljeni podatki

Tabela 1: Uvozne cene; Indeksi povprečnih vrednosti zunanje trgovine (IPVZT, uvoz) iz podatkov v sit, 1996q=100

	site 0	site 1	site 2	site 3	site 4	site 5	site 6	site 7	site 8	Skupaj site
1996q1	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
1996q2	104,6	104,3	99,4	106,9	102,3	102,3	101,8	103,3	103,4	103,0
1996q3	109,5	108,8	98,8	114,4	104,6	104,6	103,7	106,6	106,9	106,2
1996q4	114,5	113,4	98,3	122,3	107,0	107,0	105,6	110,1	110,5	109,4
1997q1	116,3	115,3	99,6	127,6	108,5	108,3	106,8	111,3	111,9	111,0
1997q2	118,1	117,3	100,9	133,1	109,9	109,7	108,1	112,6	113,4	112,6
1997q3	120,0	119,3	102,2	138,8	111,4	111,1	109,4	113,8	114,9	114,2
1997q4	121,8	121,3	103,6	144,8	112,8	112,5	110,6	115,1	116,4	115,8
1998Q1	121,3	115,5	102,6	141,1	114,2	113,9	110,7	115,9	117,3	116,1
1998Q2	118,4	102,7	99,2	127,7	115,6	115,3	109,5	116,2	117,6	114,9
1998Q3	109,8	97,8	97,7	116,3	116,1	113,6	109,0	119,5	120,4	114,8
1998Q4	107,5	99,3	92,5	106,9	106,3	114,5	109,6	121,5	119,3	114,7
1999Q1	111,7	107,5	94,0	107,8	105,3	111,2	107,1	118,2	121,3	113,2
1999Q2	111,0	108,4	97,7	129,3	101,8	114,9	107,9	121,1	120,8	116,2
1999Q3	109,9	111,4	104,1	161,9	100,7	117,1	110,8	124,9	120,7	120,3
1999Q4	110,1	119,3	111,3	185,2	92,9	116,2	115,6	127,8	118,7	123,9
2000Q1	114,2	123,5	123,3	221,3	93,6	125,2	120,7	132,2	124,4	131,6
2000Q2	117,5	125,8	135,1	251,6	97,6	137,6	126,3	141,4	127,7	140,4
2000Q3	120,8	130,0	140,0	288,6	98,0	144,1	130,6	150,5	133,0	148,3
2000Q4	126,9	132,6	146,4	309,4	98,0	149,6	134,8	157,4	139,6	155,0
2001Q1	132,3	132,8	144,1	296,4	97,6	157,4	136,7	166,8	143,2	159,6
2001Q2	138,2	135,5	143,4	323,7	100,3	171,1	138,1	170,8	147,5	165,2
2001Q3	132,4	137,1	141,9	292,3	106,4	168,1	138,4	174,2	153,0	164,9
2001Q4	132,3	141,0	139,0	249,9	117,7	175,5	137,7	175,5	160,2	164,6
2002Q1	138,2	149,0	143,4	253,1	121,4	185,4	138,5	179,5	163,5	168,7
2002Q2	137,3	143,9	146,7	266,8	122,4	183,5	139,2	183,8	161,9	170,5
2002Q3	134,4	147,5	148,5	267,3	121,9	195,4	143,6	186,6	166,1	174,6
2002Q4	133,8	147,1	148,2	273,0	133,2	201,7	147,2	190,1	168,3	177,9
2003Q1	137,3	155,2	152,6	312,5	136,5	194,4	147,2	193,0	173,2	181,1
2003Q2	136,2	146,0	154,1	262,5	133,8	201,2	149,0	198,6	168,3	181,3
2003Q3	132,8	146,0	154,1	273,8	133,1	195,0	150,6	202,3	172,7	183,0
2003Q4	137,9	147,9	157,7	270,0	128,9	200,7	151,4	205,2	171,5	185,0
2004Q1	140,8	143,9	165,1	280,0	136,6	206,7	152,9	207,8	174,9	188,5
2004Q2	143,2	137,4	172,2	318,0	136,6	205,2	155,8	213,4	173,3	193,0
2004Q3	135,9	133,6	175,1	346,4	133,9	211,0	162,5	220,5	186,9	200,3
2004Q4	133,1	150,0	182,3	356,4	131,9	213,7	168,5	228,6	189,7	206,0
2005Q1	139,7	148,5	180,1	366,7	129,5	212,7	166,5	232,3	190,2	207,4
2005Q2	136,7	153,0	181,4	406,7	127,9	220,3	167,8	235,8	181,3	210,5
2005Q3	130,2	130,7	183,0	484,8	126,8	213,3	166,8	241,0	191,1	214,9
2005Q4	134,6	136,5	185,4	480,4	124,9	214,5	172,0	244,3	190,7	217,9
2006Q1	137,8	148,5	195,6	487,2	130,5	219,7	173,5	246,8	211,3	223,4
2006Q2	135,3	151,5	206,7	525,6	128,1	221,9	179,8	247,5	203,5	227,2
2006Q3	133,3	142,1	217,7	533,5	128,8	223,0	184,3	257,2	216,7	233,5
2006Q4	135,3	153,5	226,8	472,2	131,7	224,8	191,7	260,8	217,1	235,2

Op: Preračunano na stalno osnovo iz četrtletnih verižnih indeksov (tekoče četrtletje/preteklo četrtletje) 1998q2–2006q4. Četrtletni verižni indeksi za leti 1996 in 1997 so izračunani kot približek (narejen je bil četrti koren) iz letnih indeksov 1996, 1997. Verižni indeks 1998q1 pa je bil izračunan kot povprečje predhodnega in prihodnjega indeksa.

Vir: SURS, lasten preračun



Tabela 2: Izvozne cene; Indeksi povprečnih vrednosti zunanje trgovine (izvoz) iz podatkov v sit, 1996q=100

	sitc 0	sitc 1	sitc 2	sitc 3	sitc 4	sitc 5	sitc 6	sitc 7	sitc 8	Skupaj sitc
1996q1	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
1996q2	103,6	110,7	99,9	98,0	101,5	103,4	103,0	103,8	104,6	103,6
1996q3	107,4	122,6	99,9	96,0	103,0	106,9	106,0	107,8	109,4	107,3
1996q4	111,3	135,8	99,8	94,0	104,5	110,5	109,2	112,0	114,4	111,2
1997q1	112,7	137,0	101,8	98,8	104,0	112,8	110,4	113,0	117,2	112,8
1997q2	114,1	138,2	103,8	103,8	103,5	115,1	111,6	114,1	120,2	114,4
1997q3	115,6	139,5	105,9	109,1	103,1	117,5	112,8	115,2	123,2	116,0
1997q4	117,1	140,7	107,9	114,6	102,6	119,9	114,1	116,2	126,3	117,6
1998Q1	117,6	140,8	108,9	112,2	99,9	122,6	114,0	117,7	125,6	118,4
1998Q2	117,1	139,6	108,7	101,7	95,2	125,4	112,7	119,6	121,0	118,3
1998Q3	113,0	139,5	107,6	94,2	93,4	117,7	112,1	121,5	124,3	118,3
1998Q4	112,3	136,0	103,0	96,5	95,3	118,6	110,5	120,3	126,9	117,7
1999Q1	109,2	139,3	105,4	93,8	92,8	121,9	110,3	109,8	130,6	114,2
1999Q2	110,3	141,1	108,1	107,1	91,7	130,9	111,4	110,6	134,9	116,5
1999Q3	112,1	144,5	114,1	134,5	85,4	128,9	115,5	114,9	138,3	119,8
1999Q4	115,6	147,5	119,3	156,4	93,6	131,5	118,1	116,0	138,7	121,6
2000Q1	118,5	155,8	130,1	182,1	95,4	132,6	122,6	122,4	142,2	126,3
2000Q2	125,1	156,4	136,4	199,2	100,3	149,5	129,8	125,3	144,6	131,8
2000Q3	130,4	163,1	143,7	212,6	101,8	151,6	136,3	130,4	148,4	136,8
2000Q4	132,9	166,7	146,0	249,3	106,0	156,0	140,6	135,1	150,6	140,8
2001Q1	133,5	166,5	146,3	263,3	116,1	163,3	141,2	138,5	157,4	144,2
2001Q2	142,1	177,7	145,6	275,7	120,7	168,7	143,3	142,2	158,9	147,3
2001Q3	146,4	187,6	142,5	261,9	117,1	166,4	145,3	144,6	162,1	149,3
2001Q4	149,3	185,4	145,2	274,5	138,5	166,4	145,0	146,9	162,9	150,3
2002Q1	145,1	202,3	153,6	283,5	147,4	170,9	147,5	150,9	168,6	154,2
2002Q2	147,9	209,3	159,9	278,1	146,4	172,2	149,3	152,0	169,3	155,6
2002Q3	147,3	221,9	166,5	278,1	149,0	179,6	150,5	152,7	171,7	157,6
2002Q4	147,9	241,6	166,8	281,7	146,0	177,8	152,1	156,7	175,8	160,3
2003Q1	149,2	231,5	168,3	299,5	149,7	185,5	153,0	156,5	177,5	161,6
2003Q2	144,1	230,6	167,8	289,3	150,7	185,5	155,8	157,9	177,9	162,9
2003Q3	147,1	232,6	162,5	284,7	142,0	177,5	156,7	158,7	183,1	163,4
2003Q4	150,1	250,3	169,6	292,4	144,9	174,7	158,8	159,4	187,8	165,0
2004Q1	149,6	251,8	179,6	299,7	146,1	181,1	162,4	161,6	191,8	168,5
2004Q2	154,6	223,6	180,0	320,7	151,9	204,3	168,7	163,5	187,2	173,0
2004Q3	160,9	211,3	190,4	349,8	134,5	212,9	172,5	169,3	191,3	178,2
2004Q4	158,8	213,0	192,1	350,2	137,6	206,3	175,6	171,8	190,3	179,1
2005Q1	163,6	217,3	185,6	378,9	148,4	216,0	178,4	170,3	190,5	180,3
2005Q2	159,5	214,2	177,1	385,7	137,0	221,8	181,0	173,7	201,0	184,3
2005Q3	158,5	208,7	182,9	453,2	138,9	210,5	179,2	177,5	207,2	185,2
2005Q4	156,5	206,0	187,1	465,0	137,5	218,9	181,9	182,6	209,3	189,3
2006Q1	159,6	209,2	206,4	472,4	129,4	230,1	186,5	182,5	212,4	193,1
2006Q2	157,4	206,9	225,0	493,2	135,0	227,8	193,6	188,5	204,1	196,6
2006Q3	156,7	197,8	232,2	497,7	141,3	225,5	200,1	190,5	212,1	200,1
2006Q4	166,9	194,7	236,1	662,4	145,6	226,4	205,1	188,8	215,5	202,3

Op: Preračunano na stalno osnovo iz četrletnih verižnih indeksov (tekoče četrletje/preteklo četrletje) 1998q2–2006q4. Četrletni verižni indeksi za leti 1996 in 1997 so izračunani kot približek (narejen je bil četrti koren) iz letnih indeksov 1996, 1997. Verižni indeks 1998q1 pa je bil izračunan kot povprečje predhodnega in prihodnjega indeksa.

Vir: SURS, lasten preračun

Tabela 3: Podatkovna osnova regresije uvoza in izvoza Slovenije v evroobmočje (1996q1–2006q4)

	<i>Uvoz (1)</i>	<i>Izvoz (2)</i>	<i>Dp (3)</i>	<i>Invsl (4)</i>	<i>Uveo (5)</i>	<i>Edt (6)</i>	<i>Iczp (7)</i>	<i>Xp (8)</i>
1996Q1	809,11	712,95	2.593,49	818,80	100	102	100	100
1996Q2	831,00	693,71	2.624,98	842,59	99,6	99,9	103,3	100,3
1996Q3	810,10	675,40	2.667,02	896,21	100,9	100,6	103,7	103,5
1996Q4	787,89	652,11	2.689,23	843,23	103,5	98,4	105,4	105,5
1997Q1	795,23	669,13	2.706,89	853,92	105,5	98,0	108,1	104,3
1997Q2	870,43	749,76	2.804,31	915,81	109,0	98,3	111,2	102,8
1997Q3	905,88	745,50	2.784,66	919,68	112,6	97,9	112,8	102,8
1997Q4	900,09	757,26	2.795,09	895,33	115,5	97,0	114,7	102,6
1998Q1	954,85	781,36	2.884,47	909,88	119,4	99,3	118,1	100,3
1998Q2	958,55	787,68	2.866,29	916,54	121,9	101,6	120,7	98,0
1998Q3	991,39	840,46	2.898,12	936,71	123,2	102,2	121,2	97,6
1998Q4	1.049,54	883,44	3.002,30	993,96	124,4	102,1	122,2	96,3
1999Q1	993,21	843,25	3.038,85	1.003,68	126,6	100,9	124,6	91,6
1999Q2	1.119,26	854,80	3.350,47	1.159,95	129,7	99,7	126,0	92,4
1999Q3	956,80	844,88	3.055,48	974,74	133,0	99,2	129,4	92,6
1999Q4	1.019,06	887,59	3.200,79	1.007,26	136,3	100,2	131,8	92,3
2000Q1	1.025,87	899,59	3.215,57	994,45	141,0	99,8	135,0	93,5
2000Q2	1.010,70	914,49	3.192,38	950,59	145,0	99,4	137,7	95,7
2000Q3	1.024,13	903,09	3.235,67	944,88	149,0	99,4	140,6	97,3
2000Q4	1.024,10	926,77	3.191,56	925,86	152,8	99,5	144,0	97,8
2001Q1	1.008,30	947,15	3.195,93	895,11	151,6	98,9	146,8	98,2
2001Q2	983,17	910,84	3.251,05	870,51	150,5	99,0	150,7	97,8
2001Q3	990,82	918,94	3.272,37	881,97	148,4	98,7	152,4	98,0
2001Q4	990,78	880,64	3.288,37	864,61	146,0	98,8	154,5	97,3
2002Q1	996,41	896,44	3.294,05	842,88	146,9	98,0	158,5	97,3
2002Q2	1.013,31	902,96	3.309,86	811,49	149,2	96,6	162,1	96,0
2002Q3	1.002,95	921,98	3.347,71	814,46	151,6	95,7	163,4	96,5
2002Q4	996,03	886,23	3.400,80	830,27	154,0	94,7	165,4	96,9
2003Q1	1.010,39	908,50	3.436,58	833,11	154,8	94,0	168,6	95,8
2003Q2	1.020,09	911,99	3.474,95	846,33	154,5	93,5	171,3	95,1
2003Q3	1.046,91	912,92	3.529,10	837,10	155,5	93,2	172,4	94,8
2003Q4	1.061,63	932,85	3.549,06	845,96	160,2	93,5	173,4	95,2
2004Q1	1.204,45	950,92	3.594,16	884,46	162,4	93,8	174,8	96,4
2004Q2	1.273,78	981,03	3.696,52	886,18	166,4	94,4	177,6	97,4
2004Q3	1.269,36	1.002,28	3.702,48	919,18	170,3	95,1	178,6	99,8
2004Q4	1.254,97	1.044,81	3.681,88	908,29	172,0	96,2	179,2	99,9
2005Q1	1.219,62	1.066,52	3.705,06	900,94	171,0	97,0	179,5	100,5
2005Q2	1.260,12	1.103,99	3.715,52	920,11	176,9	97,5	181,7	101,5
2005Q3	1.318,24	1.121,70	3.711,19	910,69	179,3	97,3	183,1	101,2
2005Q4	1.316,91	1.135,39	3.862,31	959,88	183,4	96,5	183,7	103,1
2006Q1	1.261,43	1.154,12	3.871,27	965,99	188,4	95,5	183,3	105,3
2006Q2	1.246,75	1.159,29	3.889,60	982,45	190,8	94,5	187,0	105,1
2006Q3	1.323,85	1.191,35	3.984,67	1.042,21	194,2	93,6	187,7	106,6
2006Q4	1.381,64	1.230,40	4.100,71	1.108,05	197,9	93,1	187,7	107,8

Vir: SURS, EUROSTAT (Glej legenda).

Pojasnila k Tabeli 3:

(1) – Realni blagovni uvoz Slovenije iz EMU12, v mio evrih (euf), stalne cene 1996q1, desezonirano (s pomočjo programa Soritec, metoda X11, multiplikativna različica). Izračunano iz podatkov v tolarjih. Gre za seštevek uvoza sektorjev SITC 0–8 iz posameznih držav. Zaradi natančnosti časovne analize so pri vsaki izmed držav članic EMU upoštevani le polni sektorji oz. časovne serije (največ do dva manjkajoča kvartala).

Deflacionirano z indeksom uvoznih cen (IPVZT, 1996q1=100) ter preračunano v evre po fiksnem tečaju (euf) 239,64 sit/eur (vir: SURS, Oddelek za statistiko zunanje trgovine).

(2) – Realni blagovni izvoz Slovenije v EMU12, v mio evrih (euf), stalne cene 1996q1, desezonirano. Postopek izračuna kot pri uvozu (vir: SURS, oddelek za statistiko zunanje trgovine).

(3) – Domača potrošnja Slovenije (izdatkovna struktura BDP), v mio evrih (euf), stalne cene, referenčno leto 1995, desezonirano in prilagojeno za število delovnih dni (vir: SURS, nacionalni računi).

(4) – Slovenske bruto investicije v osnovna sredstva (angl. *Gross fixed capital formation*), v mio evrih, desezonirano, stalne cene (deflator harmoniziran indeks cen življenjskih potrebščin Sl. 1996q1=100) (Vir: Eurostat).

(5) – Indeks uvoza dvanajstih držav evroobmočja, 1996q1=100. Izračunan iz podatkov uvoza v mio euf, stalne cene 1995, desezonirano in prilagojeno za število delovnih dni (Vir: Eurostat).

(6) – Realni efektivni devizni tečaj tolarja nasproti (ostalim) državam EMU13, 1999=100, deflator nominalni stroški plač na enoto v predelovalni industriji (Vir: Quarterly Real Effective Exchange Rates vs (rest of) EUR13. Evropska Komisija (DG ECFIN))

(7) – Indeks cen življenjskih potrebščin (ICŽP), 1996q1=100. Preračunano iz mesečnih indeksov, 2005=100 (Vir: Indeksi cen življenjskih potrebščin, Slovenija, 2007).

(8) – Relativne izvozne cene, 1996q1=100. Izračunano kot razmerje med indeksom izvoznih cen ter ICŽP.

## Priloga 4: Ekonometrična analiza izvozne funkcije<sup>2</sup>

### Računalniški izpis preučevanega modela izvoza

```
***5> regress ln(iz) ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2)

REGRESS : dependent variable is LN(IZ)

Using 1996Q3-2006Q4

Variable      Coefficient   Std Err   T-stat   Signf
^CONST        -1.29156     0.713037  -1.81135  0.078
LN(UVEO)       0.815434    0.243969E-01  33.4236  0.000
LN(INVSL{-1}) 0.308549    0.594282E-01  5.19196  0.000
LN(XP{-2})    0.422740    0.115833   3.64956  0.001

Equation Summary

No. of Observations = 42   R2= 0.9691 (adj)= 0.9667
Sum of Sq. Resid. = 0.292774E-01   Std. Error of Reg.= 0.277571E-01
Log(likelihood) = 93.0454   Durbin-Watson = 1.54078
Schwarz Criterion = 85.5701   F( 3, 38) = 397.307
Akaike Criterion = 89.0454   Significance = 0.000000
```

Osnovni oziroma izbrani model izvoza (brez nepravilnih spremenljivk) \*\*\*

$$\ln(\hat{z}_t) = b_1 + b_2 \ln(uveo_t) + b_3 \ln(invsl)_{t-1} + b_4 \ln(xp)_{t-2}$$

$$\ln(\hat{z}_t) = -1,29 + 0,81 \ln(uveo_t) + 0,31 \ln(invsl)_{t-1} + 0,42 \ln(xp)_{t-2}$$

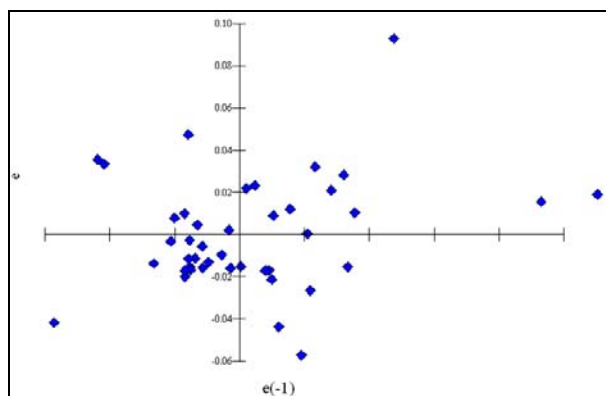
se:	(0.713)	(0.024)	(0.059)	(0.116)
t:	(-2.811)	(33.424)	(5.192)	(3.649)
p:	(0.078)	(0.000)	(0.000)	(0.001)

$$R^2 = 0,9691 \quad n = 42 \quad d = 1,54$$

<sup>2</sup> Vsi testi potekajo na modelih, kjer ne upoštevam nepravilnih spremenljivk. V črtkanih okvirjih so ukazi iz programa Soritec, zvezdice pa označujejo določeno kombinacijo ukazov (določena regresija), ki se pogosto ponavlja.

## 4.1 Preverjanje avtokorelacije

Slika 2: Odvisnost ostankov od odloga ostankov



Vir: Program Soritec; lasten prikaz.

Na podlagi slike ni videti, da bi bil v modelu izvoza prisoten problem avtokorelacije (za primerjavo glej Priloga 5, tč. 5.1).

### 4.1.1 Breusch-Godfrey (LM) test

```
> ukaz za funkcijo ***
116> recover e resid
117> useadd 4 0
118> regress e ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2) e(-1) e(-2) e(-3) e(-4)

REGRESS : dependent variable is E

Using 1997Q3-2006Q4

Variable      Coefficient   Std Err   T-stat   Signf
^CONST        0.195104    0.734551  0.265610  0.792
LN(UVEO)      -0.131345E-01 0.305349E-01 -0.430146  0.670
LN(INVSL{-1}) -0.221203E-01 0.799375E-01 -0.276720  0.784
LN(XP{-2})    0.481857E-02 0.121569  0.396366E-01 0.969
E{-1}         0.265978    0.186345  1.42734  0.164
E{-2}         0.900359E-01 0.179471  0.501673  0.620
E{-3}         -0.133737   0.188500  -0.709481  0.484
E{-4}         0.437537E-01 0.182718  0.239460  0.812

Equation Summary
No. of Observations = 38   R2= 0.1148 (adj)= -0.0917
Sum of Sq. Resid. = 0.201184E-01   Std. Error of Reg.= 0.258962E-01
Log(likelihood) = 89.4108   Durbin-Watson = 1.76929
Schwarz Criterion = 74.8604   F ( 7, 30) = 0.555840
Akaike Criterion = 81.4108   Significance = 0.785154
```

Za opis testa glej uvozno funkcijo.

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = 0$

$$LM = (n - p) \times R_p^2 = (42 - 4) \times 0,1148 = 4,36$$

$$\chi^2_{(4; 0,05)} = 9,48$$

Na podlagi Breusch-Godfreyjevega testa ne morem zavrniti ničelne domneve o neobstoju avtokorelacije. To pomeni, da so vsi štirje koeficienti avtokorelacije enaki 0.

## 4.2 Preverjanje multikolinearnosti

### 4.2.1 Kleinovo pravilo

```
16> correl ln(uveo) ln(invsl){-1} ln(xp){-2}
```

Correlation Matrix

	LN(UVEO)	LN(INVSL{-1})	LN(XP{-2})
LN(UVEO)	1.00000	0.111825	-0.929665E-01
LN(INVSL{-1})	0.111825	1.00000	-0.117662
LN(XP{-2})	-0.929665E-01	-0.117662	1.00000

Izračunamo determinacijski koeficient za vsak par pojasnjevalnih spremenljivk in ga primerjamo z determinacijskim koeficientom proučevanega modela. Če je determinacijski koeficient med pojasnjevalnima spremenljivkama večji od determinacijskega koeficienta proučevanega modela, je možna prisotnost multikolinearnosti.

$$\begin{aligned} \left[ r_{\ln(uveo), \ln(invsl)(-1)}^2 = (0,0111825)^2 = 0.00012 \right] &< \left[ R^2 = 0,9691 \right] \\ \left[ r_{\ln(uveo), \ln(xp)(-2)}^2 = (-0,09296)^2 = 0.0086 \right] &< \left[ R^2 = 0,9691 \right] \\ \left[ r_{\ln(invsl)(-1), \ln(xp)(-2)}^2 = (-0,1176)^2 = 0.014 \right] &< \left[ R^2 = 0,9691 \right] \end{aligned}$$

### 4.2.2 Variančno-inflacijski faktorji (VIF)

```
17> regress ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2)
```

REGRESS : dependent variable is LN(UVEO)

No. of Observations = 42    **R2= 0.0190** (adj)= -0.0313  
Sum of Sq. Resid. = 1.29443    Std. Error of Reg.= 0.182182  
Log(likelihood) = 13.4762    Durbin-Watson = 0.01855  
Schwarz Criterion = 7.86970    F ( 2, 39) = 0.376941  
Akaike Criterion = 10.4762    Significance = 0.688429

```
18> regress ln(invsl)(-1) ln(uveo) ln(xp)(-2)
```

REGRESS : dependent variable is LN(INVSL{-1})

No. of Observations = 42    **R2= 0.0241** (adj)= -0.0259  
Sum of Sq. Resid. = 0.218154    Std. Error of Reg.= 0.747910E-01  
Log(likelihood) = 50.8693    Durbin-Watson = 0.38102  
Schwarz Criterion = 45.2628    F ( 2, 39) = 0.481783  
Akaike Criterion = 47.8693    Significance = 0.621308

```
19> regress ln(xp)(-2) ln(uveo) ln(invsl)(-1)
```

REGRESS : dependent variable is LN(XP{-2})

No. of Observations = 42    **R2= 0.0203** (adj)= -0.0299  
Sum of Sq. Resid. = 0.574226E-01    Std. Error of Reg.= 0.383715E-01  
Log(likelihood) = 78.8993    Durbin-Watson = 0.13588  
Schwarz Criterion = 73.2928    F ( 2, 39) = 0.403940  
Akaike Criterion = 75.8993    Significance = 0.670446

$$VIF_{\ln(uveo)} = \frac{1}{(1 - R_{\ln(uveo)}^2)} = \frac{1}{(1 - 0,0190)} = 1.019$$

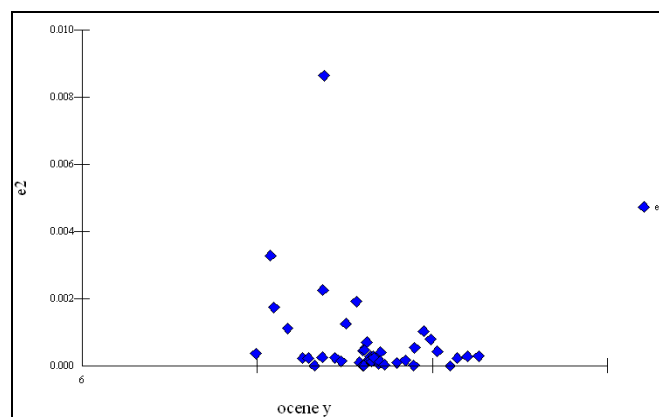
$$VIF_{\ln(invsl)(-1)} = \frac{1}{(1 - R_{\ln(invsl)(-1)}^2)} = \frac{1}{(1 - 0,0241)} = 1.02$$

$$VIF_{\ln(xp)(-2)} = \frac{1}{(1 - R_{\ln(xp)(-2)}^2)} = \frac{1}{(1 - 0,0203)} = 1.02$$

VIF pokaže, v kolikšni meri se v primeru prisotnosti multikolinearnosti "napihne" varianca proučevanega modela. Ker je VIF v vseh primerih tako rekoč enak 1, lahko rečem, da ni kolinearnosti med pojasnjevalnimi spremenljivkami, kar pomeni, da v uporabljenem modelu izvoza multikolinearnost ne povzroča težav cenilki OLS.

### 4.3 Preverjanje heteroskedastičnosti za funkcijo izvoza

Slika 3: Gibanje kvadrata ostankov izvozne funkcije glede na ocene odvisne spremenljivke



Vir: Program Soritec; lasten prikaz.

#### 4.3.1 Whiteov test

```
> ukaz za funkcijo ***
28> recover e resid
29> e2=e**2
46> use 1996q1 2006q4
47> luveo=ln(uveo)
48> linvsl=ln(invsl)
49> lxp=ln(xp)
51> useadd 1 0
52> linvsl1=linvsl(-1)
53> useadd 1 0
55> lxp2=lxp(-2)
56> luveo2=luveo**2
57> linvsl12=linvsl1**2
58> lxp22=lxp2**2
65> regress e2 ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2) luveo2 linvsl12 lxp22

REGRESS : dependent variable is E2

Using 1996Q3-2006Q4

Variable      Coefficient    Std Err      T-stat     Signf
^CONST          -4.87905      3.58252     -1.36191   0.182
LN(UVEO)        -0.700937E-01 0.969680E-01 -0.722854  0.475
LN(INVSL{-1})  -0.618139E-01 0.405412   -0.152472  0.880
LN(XP{-2})      2.29231      1.65702     1.38339   0.175
```

```

LUVEO2      0.676340E-02 0.977032E-02 0.692239  0.493
LINVSL12    0.491204E-02 0.296788E-01 0.165507  0.869
LXP22       -0.250016  0.180443  -1.38557  0.175

```

#### Equation Summary

```

No. of Observations = 42  R2= 0.1796 (adj)= 0.0390
Sum of Sq. Resid. = 0.687889E-04  Std. Error of Reg.= 0.140193E-02
Log(likelihood) = 220.169  Durbin-Watson = 1.97374
Schwarz Criterion = 207.088  F( 6, 35) = 1.27735
Akaike Criterion = 213.169  Significance = 0.292894

```

Zaradi ohranjanja stopinj prostosti, sem test napravil brez členov produktov spremenljivk (za opis poteka testa glej uvozno funkcijo). V tem primeru Whiteov test preverja tako heteroskedastičnost kot tudi pravilnost specifikacije modela (Gujarati, 2003, str. 414).

$$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = 0$$

$$n \times R^2 = 42 \times 0,1796 = 7,54 \quad \chi^2_{df=6, (\alpha=0,05)} = 12,59$$

Na podlagi omenjenega testa ne morem zavrniti ničelne domneve, kar pomeni, da v modelu ni problema heteroskedastičnosti.

### 4.3.2 Koenker-Bassett (KB) test

```
> ukaz za funkcijo ***
```

```

6> recover e resid
7> e2=e**2
9> recover y yfit
10> ly2=ln(y)**2
11> regress e2 ly2

```

```
REGRESS : dependent variable is E2
```

```
Using 1996Q3-2006Q4
```

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	0.194769E-01	0.942356E-02	2.06683	0.045
LY2	-0.510004E-02	0.255850E-02	-1.99337	<b>0.053</b>

#### Equation Summary

```

No. of Observations = 42  R2= 0.0904 (adj)= 0.0676
Sum of Sq. Resid. = 0.762750E-04  Std. Error of Reg.= 0.138090E-02
Log(likelihood) = 218.000  Durbin-Watson = 1.75480
Schwarz Criterion = 214.262  F( 1, 40) = 3.97353
Akaike Criterion = 216.000  Significance = 0.053072

```

Potek KB testa heteroskedastičnosti (Gujarati, 2003, str. 415):

- ocenimo osnovni model in dobimo ostanke ter ocene odvisne spremenljivke,
- regresiramo kvadrat ostankov na kvadrat ocenjenih vrednosti regresanda

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_1 + \alpha_2 (\hat{Y}_t^2) + v_t,$$

- s klasičnim t-testom preverimo hipotezo  $H_0: \alpha_2=0$ .

Kot je razvidno iz zgornjega izpisa, koeficient  $(\log Y)^2$  presega mejo 5 % stopnje značilnosti, kar pomeni, da ni heteroskedastičnosti.

## 4.4 Končna funkcija izvoza Slovenije v evroobmočje

```

10> dummy d98q3 1998q3
11> dummy d98q4 1998q4

```

12> regress ln(iz) ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2) d98q3 d98q4

REGRESS : dependent variable is LN(IZ)

Using 1996Q3-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	-1.22826	0.564404	-2.17622	0.036
LN(UVEO)	0.835475	0.197385E-01	42.3271	0.000
LN(INVSL{-1})	0.288257	0.471597E-01	6.11235	0.000
LN(XP{-2})	0.416509	0.918270E-01	4.53580	0.001
D98Q3	0.548607E-01	0.225560E-01	2.43221	0.020
D98Q4	0.100417	0.225353E-01	4.45598	0.001

Equation Summary

No. of Observations = 42 R2= 0.9817 (adj)= 0.9792  
 Sum of Sq. Resid. = 0.173362E-01 Std. Error of Reg.= 0.219445E-01  
 Log(likelihood) = 104.050 Durbin-Watson = 1.87730  
 Schwarz Criterion = 92.8368 F ( 5, 36) = 386.355  
 Akaike Criterion = 98.0498 Significance = 0.000000

$$\ln(\hat{iz}_t) = -1,23 + 0,84 \ln(uveo_t) + 0,28 \ln(invsl)_{t-1} + 0,42 \ln(xp)_{t-2} + 0,055D98q3 + 0,10D98q4$$

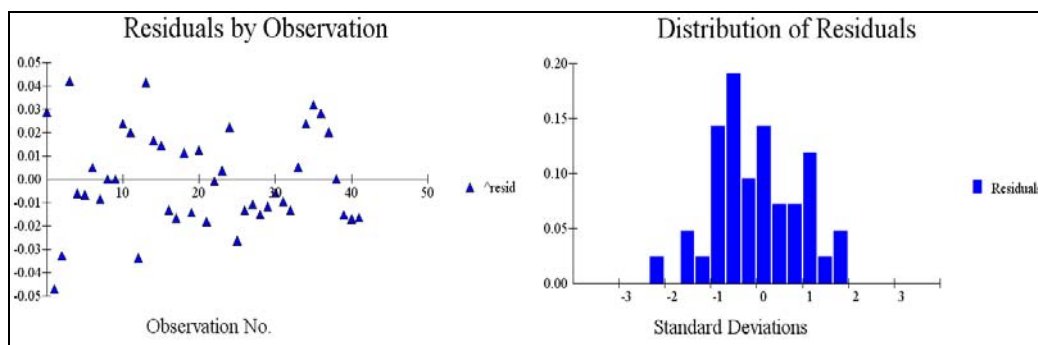
se: (0.564) (0.019) (0.047) (0.092) (0.022) (0.022)

t: (-2.176) (42.327) (6.112) (4.536) (2.432) (4.456)

p: (0.036) (0.000) (0.000) (0.001) (0.020) (0.001)

$$R^2 = 0.9817 \quad \overline{R}^2 = 0.9792 \quad NVK = 0.01734 \quad d = 1,87 \quad n = 42 \quad s_e = 0.0219445$$

Slika 4: Prikaz ostankov modela



Vir: Program Soritec; lasten prikaz.

## Priloga 5: Ekonometrična analiza uvozne funkcije

Soritec ukazi za prvotni dvojno-logaritemski regresijski model uvoza

\*145> use 1996q1 2006q4

146> regress ln(uv) ln(dp) ln(edt)

REGRESS : dependent variable is LN(UV)

Using 1996Q1-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	-10.5598	2.19733	-4.80574	0.000
LN(DP)	1.35893	0.808245E-01	16.8134	0.000
LN(EDT)	1.42189	0.367149	3.87278	0.001

Equation Summary

No. of Observations = 44 R2= 0.9108 (adj)= 0.9064  
 Sum of Sq. Resid. = 0.862028E-01 Std. Error of Reg.= 0.458531E-01



Log(likelihood) = 74.7420	Durbin-Watson = 0.46532
Schwarz Criterion = 69.0658	F ( 2, 41) = 209.281
Akaike Criterion = 71.7420	Significance = 0.000000

Prvotno ocenjena uvozna enačba<sup>3\*</sup>

$$\ln UV_t = b_1 + b_2 \ln DP_t + b_3 \ln EDT + u_t$$

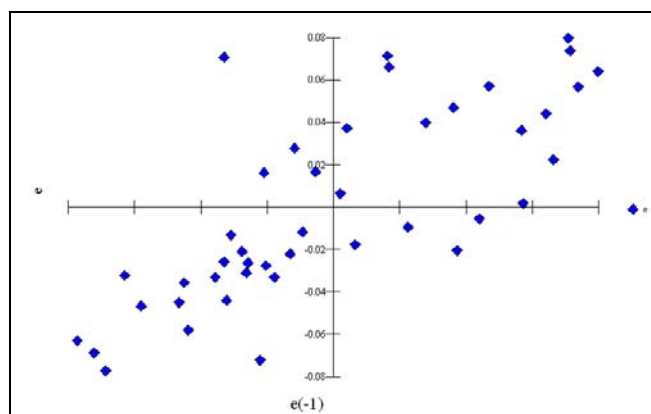
$$\ln \hat{UV} = -10.56 + 1.36 \ln DP + 1.42 \ln EDT$$

$$R^2 = 0,91 \quad dw = 0,46$$

Kot je razvidno iz zgornjega izpisa, je za model značilno, da je vrednost Durbin-Watsonove d statistike precej nižja (verjetna prisotnost AR(1)) od determinacijskega koeficienta  $R^2$ , kar po pravilu palca (Gujarati, 2003, str. 807) namiguje na morebiten problem nesmiselne ali nelogične<sup>4</sup> (angl. *spurious*) regresije, ki je posledica nestacionarnosti časovnih vrst. Na tem mestu naj omenim, da Maddala (Gujarati, 2003, str. 478) svetuje uporabo prvih diferenc, kadar je  $d < R^2$ . V nadaljevanju sem zato, poleg klasičnih predpostavk metode najmanjših kvadratov, s testi za avtokorelacijo in za stacionarnost časovnih vrst preveril tudi upravičenost uporabe metode prvih diferenc.

## 5.1 Preverjanje avtokorelacije

Slika 5: Avtokorelacija ostankov prvotnega modela uvoza



Vir: Program Soritec; lasten prikaz.

Slike kaže, da je v ostankih prvotnega modelu prisotna močna pozitivna korelacija.

### 5.1.1 Breusch-Godfrey (LM) test

```
> ukaz za funkcijo *
147> recover e resid
149> use 1997q1 2006q4
150> regress e ln(dp) ln(edt) e(-1) e(-2) e(-3) e(-4)

REGRESS : dependent variable is E
```

<sup>3</sup> Kot rečeno, teste izvajam na modelih, ki ne vključujejo nepravih (angl. *dummy*) spremenljivk. Vključitev nepravih spremenljivk ne vpliva dramatično na rezultate testov.

<sup>4</sup> Tudi če v resnici ni povezave med spremenljivkama, lahko regresija pokaže značilen odnos (Gujarati, 2003, str. 792).

Using 1997Q1-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	3.50026	1.89763	1.84455	0.074
LN(DP)	-0.992852E-01	0.682539E-01	-1.45464	0.155
LN(EDT)	-0.588417	0.312296	-1.88416	0.068
E{-1}	0.921648	0.171696	5.36790	<b>0.000</b>
E{-2}	-0.226076	0.240692	-0.939275	0.354
E{-3}	0.578776E-01	0.221698	0.261065	0.796
E{-4}	0.187313	0.175285	1.06862	0.293

#### Equation Summary

No. of Observations = 40 R2= 0.6827 (adj)= 0.6250  
Sum of Sq. Resid. = 0.265336E-01 Std. Error of Reg.= 0.283557E-01  
Log(likelihood) = 89.6069 Durbin-Watson = 2.16817  
Schwarz Criterion = 76.6959 F ( 6, 33) = 11.8324  
Akaike Criterion = 82.6069 Significance = 0.000000

Potek testa (Gujarati, 2003, str. 472):

- ocenimo osnovni model,
- ocenimo pomožno regresijo

$$\hat{e}_t = g_1 + g_2 \ln(dp) + g_3 \ln(edt) + g_4 e_{t-1} + g_5 e_{t-2} + g_6 e_{t-3} + g_7 e_{t-4}$$

$$R^2 = 0,6827 \quad p = 4$$

- preizkus domneve z LM statistiko

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = \rho_4 = 0$$

$$LM = (n - p) \times R_{pr}^2 = (44 - 4) \times 0,6827 = 27,31$$

$$\chi^2_{p=4, \alpha=0,05} = 9,48.$$

Na podlagi Breusch-Godfreyevega testa zavrnem ničelno domneve o neobstoju avtokorelacije. To pomeni, da vsaj eden od štirih koeficientov avtokorelacije ni enak 0. Izkaže se, da je značilen le koeficient AR(1), kar pomeni, da je v modelu prisotna avtokorelacija prve stopnje. Sklep postavljam pri stopnji značilnosti  $\alpha = 0,05$ .

### 5.1.2 Berenblutt-Webb test

```
> ukaz za funkcijo *
8> recover u resid
9> u2=u**2
10> ut=sum(u2)
11> print ut
```

Constant UT = 0.862028E-01

```
14> regress(origin) duv ddp dedt **
```

REGRESS : dependent variable is DUV

Using 1996Q2-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
DDP	1.39567	0.178581	7.81531	0.000
DEDT	0.986191	0.498358	1.97888	0.055

#### Equation Summary

No. of Observations = 43 R2= 0.6044 (adj)= 0.5851  
Sum of Sq. Resid. = 0.392995E-01 Std. Error of Reg.= 0.309600E-01  
Log(likelihood) = 89.4371 Durbin-Watson = 1.78803  
Schwarz Criterion = 85.6759 F ( 2, 41) = 31.3245

```

Akaike Criterion = 87.4371   Significance = 0.000000

15> recover e resid
16> e2=e**2
17> et=sum(e2)
19> print et

Constant ET = 0.392995E-01

20> set g=et/ut
21> print g

Constant G = 0.455896

```

Op: \*\* ukaz za diferenčno uvozno funkcijo. Duv, ddp in dedt so prve diference uvoza, domače potrošnje in efektivnega deviznega tečaja.

Uporaba transformacije prvih diferenc je smiselna le, če je  $\rho = 1$  oz. AR(1), zato je narejen BW test (Gujarati, 2003, str. 480). S pomočjo g statistike primerjam ostanke prvotnega modela (e) z ostanki modela prvih diferenc (u).

$$g = \frac{\sum_2^n \hat{e}_t^2}{\sum_1^n \hat{u}_t^2}, g = 0,456 \quad (n = 43 \quad k = 2 \quad \alpha = 0,05) \quad d_l = 1,430 \quad d_u = 1,614$$

$H_0: \rho = 1$

Ker leži g pod spodnjo mejo Durbin-Watsonove (d) statistike, ne zavrnamo ničelne domneve, da je  $\rho$  enak 1, kar pomeni, da je primerna uporaba transformacije prvih diferenc. Kot najboljši model bom tako uporabil **diferenčni model uvoza**, saj omenjena transformacija odpravi prisotnost avtokorelacije.

## 5.2 Preverjanje multikolinearnosti za uporabljeno diferenčno funkcijo uvoza

### 5.2.1 Kleinovo pravilo

```

13> correl ddp dedt

Correlation Matrix

          DDP      DEDT
DDP      1.00000  -0.946331E-02
DEDT     -0.946331E-02  1.00000

```

$$\left[ r_{ddp,dedt}^2 = (-0,0094633)^2 = 0.009 * 10^{-2} \right] \quad \langle \quad \left[ R^2 = 0,6044 \right]$$

Na podlagi Kleinovega pravila palca v modelu ni problema multikolinearnosti.

### 5.2.2 Variančno-inflacijski faktorji (VIF)

```

19> regress(origin) ddp dedt

REGRESS : dependent variable is DDP

Using 1996Q2-2006Q4

Variable      Coefficient      Std Err      T-stat      Signf
DEDT          -0.261162      0.428716     -0.609173     0.546

```

```

Equation Summary

No. of Observations = 43      R2= 0.0088 (adj)= -0.0148 Sum of
Sq. Resid. = 0.300559E-01 Std. Error of Reg.= 0.267510E-01
Log(likelihood) = 95.2024 Durbin-Watson = 2.63997
Schwarz Criterion = 93.3218 F ( 1, 42) = 0.371092
Akaike Criterion = 94.2024 Significance = 0.545691
20> regress(origin) ddp dedt

```

REGRESS : dependent variable is DEDT

Using 1996Q2-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
DDP	-0.335352E-01	0.550504E-01	-0.609173	0.546

#### Equation Summary

No. of Observations = 43 R2= 0.0088 (adj)= -0.0148 Sum of Sq. Resid. = 0.385941E-02 Std. Error of Reg.= 0.958596E-02  
Log(likelihood) = 139.332 Durbin-Watson = 1.24339  
Schwarz Criterion = 137.452 F ( 1, 42) = 0.371092  
Akaike Criterion = 138.332 Significance = 0.545691

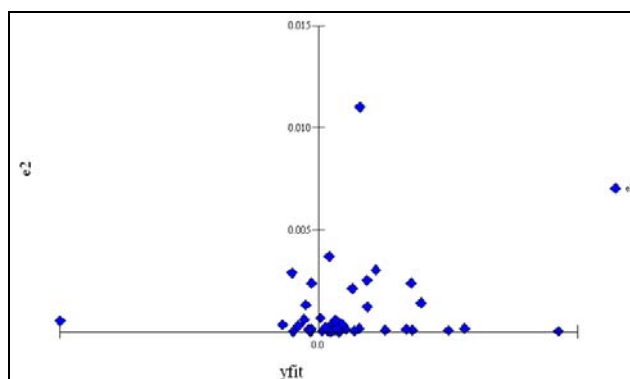
$$VIF_{ddp} = \frac{1}{(1 - R_{ddp}^2)} = \frac{1}{(1 - 0,0088)} = 1$$

$$VIF_{dedt} = \frac{1}{(1 - R_{dedt}^2)} = \frac{1}{(1 - 0,0088)} = 1$$

Ker je v obeh primerih praktično 1, lahko rečem, da ni kolinearnosti med pojasnjevalnima spremenljivkama, kar pomeni, da v uporabljenem modelu uvoza multikolinearnost ne povzroča težav cenilki OLS.

### 5.3 Preverjanje heteroskedastičnosti za uporabljeno funkcijo uvoza

Slika 6: Gibanje kvadrata ostankov uvozne funkcije glede na ocene odvisne spremenljivke



Vir: Program Soritec; lasten prikaz.

Na podlagi zgornje slike lahko rečem, da ni nekega sistematičnega vzorca v gibanju ostankov, kar namiguje, da ni heteroskedastičnosti.

#### 5.3.1 Whiteov test

```
> ukaz za funkcijo **
13> recover e resid
14> e2=e**2
15> ddp2=ddp**2
16> dedt2=dedt**2
17> dpedt=ddp*dedt
18> regress e2 ddp dedt ddp2 dedt2 dpedt
```

REGRESS : dependent variable is E2

Using 1996Q2-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	0.115222E-02	0.414370E-03	2.78064	0.009
DDP	0.200721E-02	0.146665E-01	0.136857	0.892
DEDT	0.148151E-01	0.395616E-01	0.374481	0.710
DDP2	-0.701386E-01	0.163346	-0.429387	0.670

DEDT2	-2.00537	2.27007	-0.883393	0.383
DPEDT	-0.541593E-01	1.64162	-0.329914E-01	0.974

#### Equation Summary

No. of Observations = 43 R2= 0.0293 (adj)= -0.1019  
 Sum of Sq. Resid. = 0.141337E-03 Std. Error of Reg.= 0.195446E-02  
 Log(likelihood) = 210.435 Durbin-Watson = 2.20787  
 Schwarz Criterion = 199.152 F ( 5, 37) = 0.223110  
 Akaike Criterion = 204.435 Significance = 0.950242

Potek testa (Gujarati, 2003, str. 413):

- ocenimo osnovni model in dobimo ostanke,
- ocenimo pomožno regresijo

$$\hat{u}^2_t = \alpha_1 + \alpha_2 ddp + \alpha_3 dedt + \alpha_4 ddp^2 + \alpha_5 dedt^2 + \alpha_6 (ddp * dedt) + v_i$$

$$R^2 = 0,0293$$

- preizkus domneve

$$H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$$

$$n \times R^2 = 43 \times 0,0293 = 1,26$$

$$\chi^2_{df=5, (\alpha=0,05)} = 11,07.$$

Na podlagi omenjenega testa ne morem zavrniti ničelne domneve, kar pomeni, da v modelu ni problema heteroskedastičnosti.

### 5.3.2 Koenker-Bassett (KB) test

```
> ukaz za funkcijo **
21> recover y yfit
22> y2=y**2
23> recover e resid
24> e2=e**2
25> regress e2 y2
```

REGRESS : dependent variable is E2

Using 1996Q2-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	0.970243E-03	0.307532E-03	3.15494	0.003
Y2	-0.403157E-01	0.800516E-01	-0.503621	<b>0.617</b>

#### Equation Summary

No. of Observations = 43 R2= 0.0061 (adj)= -0.0181  
 Sum of Sq. Resid. = 0.144703E-03 Std. Error of Reg.= 0.187866E-02  
 Log(likelihood) = 209.929 Durbin-Watson = 2.17654  
 Schwarz Criterion = 206.168 F ( 1, 41) = 0.253634  
 Akaike Criterion = 207.929 Significance = 0.617223

Kot je razvidno iz zgornjega izpisa, koeficient Y<sup>2</sup> ni značilen, kar pomeni, da v uvozni diferenčni funkciji ni heteroskedastičnosti.

## 5.4 Predpostavka stacionarnosti časovnih vrst

### 5.4.1 Razširjen Dickey-Fuller (ADF) test

Z ADF testom preverjamo, ali časovna vrsta vsebuje enotni koren, kar pomeni, da je nestacionarna (njeno povprečje in variance niso konstantne v času). Gre za DF test, ki je

razširjen z odloženimi vrednostmi diferencirane odvisne spremenljivke, ki kontrolirajo za morebitno prisotnost avtokorelacije v ostankih (več o testu glej Gujarati, 2003, str. 817).

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$H_0: \delta = 0$  (časovna vrsta je nestacionarna)

$H_1: \delta < 0$

Vrednost  $t$  ( $= \tau$ ) statistike koeficienta  $Y_{t-1}$  primerjamo s pripadajočo kritično vrednostjo  $\tau$  (tau) statistike. Če zavrnemo  $H_0$ , je serija stacionarna.

```
15> ^dfy = luv - luv{-1}
16> useadd 3 0
17> time ^dftrend
18> regress ^dfy ^dftrend luv{-1} ^dfy{-1}
```

REGRESS : dependent variable is ^DFY

Using 1996Q4-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	1.51759	0.807712	1.87887	0.068
^DFTREND	0.233744E-02	0.136583E-02	1.71138	0.095
<b>LUV{-1}</b>	-0.223215	0.119965	<b>-1.86067</b>	0.071
^DFY{-1}	-0.161052	0.162482	-0.991198	0.328

```
50> ^dfy = ldp - ldp{-1}
51> useadd 4 0
52> time ^dftrend
53> regress ^dfy ^dftrend ldp{-1} ^dfy{-1} ^dfy{-2}
```

REGRESS : dependent variable is ^DFY

Using 1997Q1-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	3.15541	1.48508	2.12474	0.041
^DFTREND	0.358910E-02	0.174603E-02	2.05558	0.047
<b>LDP{-1}</b>	-0.396678	0.187891	<b>-2.11121</b>	0.042
^DFY{-1}	-0.397424	0.200558	-1.98159	0.055
^DFY{-2}	-0.956182E-01	0.168862	-0.566252	0.575

```
55> ^dfy = ledt - ledt{-1}
56> useadd 4 0
57> time ^dftrend
58> regress ^dfy ^dftrend ledt{-1} ^dfy{-1} ^dfy{-2}
```

REGRESS : dependent variable is ^DFY

Using 1997Q1-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	0.902958	0.306090	2.94997	0.006
^DFTREND	-0.414093E-03	0.137745E-03	-3.00622	0.005
<b>LEDT{-1}</b>	-0.195409	0.663689E-01	<b>-2.94428</b>	0.006
^DFY{-1}	0.584350	0.129413	4.51538	0.001
^DFY{-2}	-0.656818E-04	0.140271	-0.468248E-03	1.000

```
30> ^dfy = liz - liz{-1}
31> useadd 3 0
32> time ^dftrend
33> regress ^dfy ^dftrend liz{-1} ^dfy{-1}
```

REGRESS : dependent variable is ^DFY

Using 1996Q4-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	1.06507	0.602047	1.76908	0.085
^DFTREND	0.181936E-02	0.110913E-02	1.64035	0.109
<b>LIZ{-1}</b>	-0.160009	0.917273E-01	<b>-1.74440</b>	0.089
^DFY{-1}	0.417174E-01	0.162410	0.256865	0.799

```
60> ^dfy = luveo - luveo{-1}
61> useadd 4 0
62> time ^dftrend
63> regress ^dfy ^dftrend luveo{-1} ^dfy{-1} ^dfy{-2}
```

REGRESS : dependent variable is ^DFY

Using 1997Q1-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	0.592464	0.225934	2.62229	0.013
^DFTREND	0.166912E-02	0.693837E-03	2.40564	0.022
<b>LUVEO{-1}</b>	-0.124396	0.481593E-01	<b>-2.58301</b>	0.014
^DFY{-1}	0.443012	0.154780	2.86219	0.007
^DFY{-2}	0.145734	0.158093	0.921827	0.363

```
40> ^dfy = linvsl - linvsl{-1}
41> useadd 3 0
42> time ^dftrend
43> regress ^dfy ^dftrend linvsl{-1} ^dfy{-1}
```

REGRESS : dependent variable is ^DFY

Using 1996Q4-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	0.334630	0.720262	0.464595	0.645
^DFTREND	0.653390E-03	0.606153E-03	1.07793	0.288
<b>LINVSL{-1}</b>	-0.501474E-01	0.105551	<b>-0.475101</b>	0.638
^DFY{-1}	-0.267018	0.166237	-1.60625	0.117

```
65> ^dfy = lxp - lxp{-1}
66> useadd 4 0
67> time ^dftrend
68> regress ^dfy ^dftrend lxp{-1} ^dfy{-1} ^dfy{-2}
```

REGRESS : dependent variable is ^DFY

Using 1997Q1-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	0.387518	0.252864	1.53251	0.134
^DFTREND	0.555333E-03	0.186948E-03	2.97052	0.006
LXP{-1}	-0.868467E-01	0.551434E-01	-1.57493	0.124
^DFY{-1}	0.191604	0.157788	1.21431	0.233
^DFY{-2}	0.183138E-01	0.150553	0.121644	0.904

V zgornjih izpisih so narejeni ADF testi nestacionarnosti za vse spremenljivke, uporabljene v uvozni in izvozni funkciji. Črka l pred posamezno spremenljivko pomeni, da je logaritmirana. Značilnosti (»signf«) za odloženo testirano spremenljivko v izpisih ne veljajo, saj je potrebno uporabiti primerne tau kritične vrednosti.

Kritična vrednost Dickey-Fuller tau statistike pri  $\alpha = 5\%$  in velikosti vzorca  $n = 50$  (v mojem primeru je  $n = 40$  oz. 41) za model, ki vsebuje konstanto in trend, je enaka -3,50 (Gujarati, 2003, str. 975). Ker so v vseh primerih t vrednosti  $Y_{t-1}$  koeficienta (=  $\delta$ ) v absolutnem smislu nižje od kritične tau, ne morem zavrniti ničelne domneve in lahko rečem, da so vse serije nestacionarne. Do enakega sklepa pridem tudi, če v model ne vključim trendnega člena.

Sledi, da je smiselna uporaba prvih diferenc, saj če je časovna vrsta nestacionarna (vsebuje enotni koren), so njene prve diference stacionarne (Gujarati, 2003, str. 820). Naj omenim, da pogled na Durbin-Watsonove statistike (vse večje od 0,386, ki je kritična vrednost CRDW (angl. *Cointegrating Regression Durbin Watson*) testa za preverjanje kointegracije), ki se pojavljajo v osnovnih regresijah, kaže na to, da so serije najverjetneje kointegrirane. To pomeni, da kljub nestacionarnosti ne bo nelogične (»spurious«) regresije (Gujarati, 2003, str. 822).

## 5.5 Končna funkcija uvoza Slovenije iz evroobmočja

```

6> dummy d99q1 1999q1
10> dummy d04q1 2004q1
14> regress(origin) duv ddp dedt d99q1 d04q1

REGRESS : dependent variable is DUV

Using 1996Q2-2006Q4

Variable      Coefficient    Std Err    T-stat    Signf
DDP           1.36681       0.144528   9.45702   0.000
DEDT          0.687702     0.409074   1.68112   0.101
D99Q1        -0.637824E-01 0.254177E-01 -2.50937  0.016
D04Q1         0.106394     0.250672E-01 4.24434   0.001

Equation Summary

No. of Observations = 43    R2= 0.7558 (adj)= 0.7307
Sum of Sq. Resid. = 0.242662E-01 Std. Error of Reg.= 0.249442E-01
Log(likelihood) = 99.8028   Durbin-Watson = 1.71654
Schwarz Criterion = 92.2804   F ( 4, 39) = 30.1681
Akaike Criterion = 95.8028   Significance = 0.000000

```

Zapis končne (vključene so neprave spremenljivke), z metodo OLS ocenjene, funkcije blagovnega uvoza Slovenije iz evroobmočja.

$$\Delta \ln(UV_t) = \beta_1 \Delta \ln(DP_t) + \beta_2 \Delta \ln(EDT_t) + \beta_3 D99q1 + \beta_4 D04q1 + u_t$$

$$\Delta \ln(\hat{UV}_t) = 1,367\Delta \ln(DP_t) + 0,687\Delta \ln(EDT_t) - 0,0638D99q1 + 0,1064D04q1$$

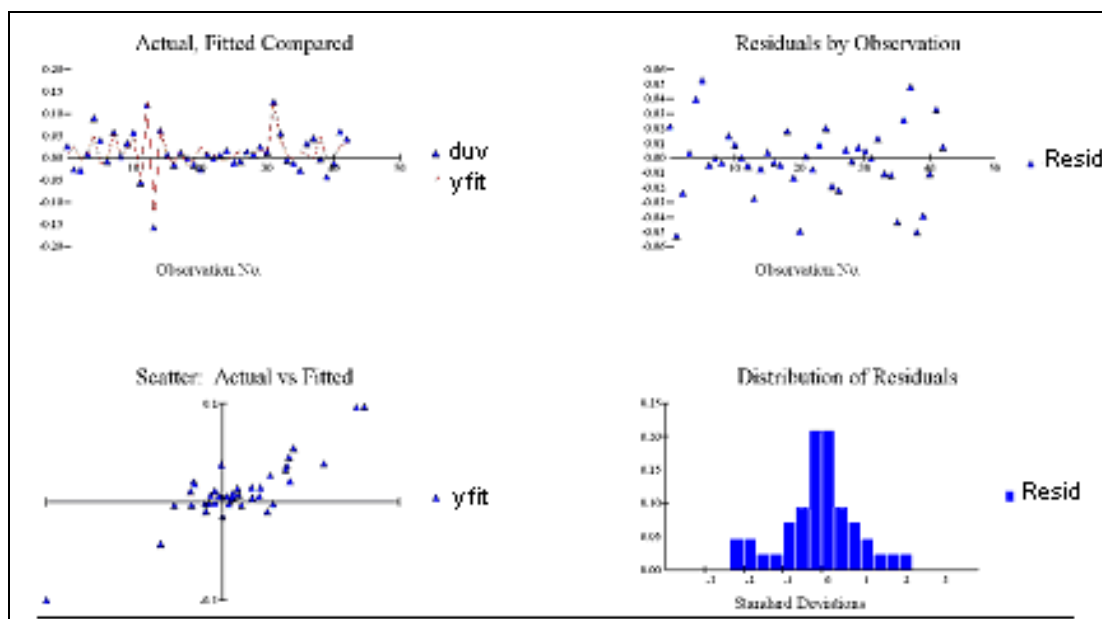
se:	(0.144)	(0.409)	(0.025)	(0.025)
t:	(9.457)	(1.681)	(-2.509)	(4.244)
p:	(0.000)	(0.101)	(0.016)	(0.001)

$$R^2 = 0.756 \quad \overline{R^2} = 0.7307$$

$$NVK = 0.02426 \quad d=1,71$$

$$n = 43 \quad s_e = 0.0249442$$

Slika 7: Osnovni grafi regresije uvoza



Vir: Program Soritec, lasten prikaz.

## Priloga 6: Stopnje rasti izvoza in uvoza

Prikazujem le primer izračuna stopnje rasti za celotni uvoz (izvoz) v obdobju 1996q1-2006q4 ter v obdobju 2000q1-2003q4.

Uporabljen formula:  $\ln Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + u_t$

Stopnja rasti :  $s = (e^{\beta_2} - 1) * 100$

```
6> regress ln(uv) t
```

REGRESS : dependent variable is LN(UV)

Using **1996Q1-2006Q4**

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	6.70943	0.196441E-01	341.550	0.000
T	0.105785E-01	0.760336E-03	13.9129	0.000

No. of Observations = 44 R2= 0.8217 (adj)= 0.8175

```
7> regress ln(iz) t
```

REGRESS : dependent variable is LN(IZ)

Using **1996Q1-2006Q4**

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	6.54150	0.163734E-01	399.519	0.000
T	0.116083E-01	0.633745E-03	18.3171	0.000

No. of Observations = 44 R2= 0.8887 (adj)= 0.8861

```
12> regress ln(uv) t
```

REGRESS : dependent variable is LN(UV)

Using **2000Q1-2003Q4**



Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	6.88813	0.272957E-01	252.352	0.000
T	0.131414E-02	0.109490E-02	1.20024	0.250
No. of Observations = 16 R2= 0.0933 (adj)= 0.0285				
13> regress ln(iz) t				
REGRESS : dependent variable is LN(IZ)				

Using 2000Q1-2003Q4				
Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	6.81393	0.258031E-01	264.074	0.000
T	0.167879E-04	0.103503E-02	0.162198E-01	0.987
No. of Observations = 16 R2= 0.0000 (adj)= -0				

Tabela 4: Povprečne četrtletne sektorske stopnje rasti izvoza in uvoza Slovenije iz evroobmočja (v %)

Uvoz iz EMU	sitc-0	sitc-1	sitc-2	sitc-3	sitc-4	sitc-5	sitc-6	sitc-7	sitc-8
1996q1-2006q4	2,36	4,05	1,54	2,71	2,17	1,10	1,76	0,60	0,20
1996q1-1999q4	1,43	5,13	2,30	1,71	7,93	1,96	3,14	2,14	0,21
2000q1-2003q4	0,91	0,71	0,73	2,61	-1,09	-0,33	0,78	-0,41	-1,24
2004q1-2006q4	3,78	2,88	2,42	0,51	2,43	1,90	1,01	-0,10	0,10
Izvoz v EMU	sitc-0	sitc-1	sitc-2	sitc-3	sitc-4	sitc-5	sitc-6	sitc-7	sitc-8
1996q1-2006q4	3,62	-0,17	1,54	6,43	-0,36	1,71	1,07	1,54	-0,11
1996q1-1999q4	3,00	8,00	3,70	-4,14	4,70	2,33	1,70	2,99	0,23
2000q1-2003q4	0,94	4,99	-1,25	9,80	-1,07	0,57	-0,03	0,41	-1,14
2004q1-2006q4	19,05	-4,41	5,24	9,99	12,21	1,85	2,00	1,92	-0,31

Vir: SURS; lasten izračun.

Tabela 5: Povprečne četrtletne stopnje rasti izvoza in uvoza Slovenije iz evroobmočja ter iz ostalih članic EU

St. rasti v %	Uvoz iz EMU	Uvoz iz EU	Izvoz v EMU	Izvoz v EU
1996q1-2006q4	1,06	1,04	1,17	2,96
1996q1-1999q4	2,04	3,55	2,00	3,26
2000q1-2003q4	0,13	-0,79	0,00	1,74
2004q1-2006q4	0,71	0,83	2,23	4,26
2000q1-2006q4	1,31	0,40	1,13	2,75

Vir: SURS; lasten izračun.

Tabela 6: Povprečne stopnje rasti izvoza in uvoza Slovenije iz posameznih držav EMU

Uvoz iz EMU	AV	BEL	FIN	FR	GR	IR	IT	LUK	NEM	NIZ	POR	ŠP
1996q1-2006q4	1,96	1,68	0,31	-0,32	3,16	0,06	1,22	4,17	0,72	2,38	3,67	1,79
1996q1-1999q4	1,08	1,53	3,62	3,28	6,47	4,89	1,92	10,51	1,56	2,07	6,77	3,98
2000q1-2003q4	0,31	-0,41	0,62	-0,38	1,67	0,47	0,41	2,71	0,15	0,33	3,43	-0,95
2004q1-2006q4	0,26	3,68	3,94	-2,64	8,32	1,22	1,05	3,26	1,07	1,73	3,15	1,32
2000q1-2006q4	3,05	2,87	-1,70	-1,40	3,63	-1,79	1,23	3,02	1,18	4,11	3,39	1,30
Izvoz v EMU	AV	BEL	FIN	FR	GR	IR	IT	LUK	NEM	NIZ	POR	ŠP
1996q1-2006q4	2,14	1,33	2,14	1,62	2,93	4,49	1,33	9,97	0,40	1,41	3,53	4,73
1996q1-1999q4	2,56	7,05	0,63	1,04	2,89	6,35	1,89	17,36	1,76	2,83	0,56	6,40
2000q1-2003q4	0,60	-1,81	-0,46	-0,79	2,96	-0,20	0,38	16,22	-0,48	0,93	1,98	4,21
2004q1-2006q4	4,15	2,91	5,83	2,64	-2,56	1,28	2,35	4,14	1,16	1,23	10,32	4,46
2000q1-2006q4	2,18	1,94	1,66	1,55	2,80	1,29	1,50	13,80	0,09	0,53	5,02	4,75

Vir: SURS; lasten izračun.

# Priloga 7: Preverjanje strukturne stabilnosti izvoza in uvoza (Chow test)

## 7.1 Strukturne spremembe izvozne funkcije

S pomočjo Chowovega testa preverjam, ali je funkcija izvoza med različnimi podobdobji doživela strukturno spremembo, t.j. ali so se parametri funkcije spremenili. Izračunam nepojasnjene vsote kvadratov (NVK) regresije v posameznih obdobjih ter z F statistiko preverim enakost regresijskih koeficientov med obdobji.

Ukazi za Chowov test:

```
8> use 1996q3 2006q4
9> regress ln(iz) ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2)

REGRESS : dependent variable is LN(IZ)

Using 1996Q3-2006Q4
```

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	-1.29156	0.713037	-1.81135	0.078
LN(UVEO)	0.815434	0.243969E-01	33.4236	0.000

LN(INVSL{-1})	0.308549	0.594282E-01	5.19196	0.000
LN(XP{-2})	0.422740	0.115833	3.64956	0.001

Equation Summary

No. of Observations = 42 R2= 0.9691 (adj)= 0.9667  
 Sum of Sq. Resid. = **0.292774E-01** Std. Error of Reg.= 0.277571E-01  
 Log(likelihood) = 93.0454 Durbin-Watson = 1.54078  
 Schwarz Criterion = 85.5701 F ( 3, 38) = 397.307  
 Akaike Criterion = 89.0454 Significance = 0.00000

```
10> use 1996q3 1999q4
11> regress ln(iz) ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2)

REGRESS : dependent variable is LN(IZ)

Using 1996Q3-1999Q4
```

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	2.18789	2.91721	0.749994	0.471
LN(UVEO)	1.23455	0.166468	7.41618	0.000
LN(INVSL{-1})	-0.256036	0.228523	-1.12039	0.289
LN(XP{-2})	0.716400E-01	0.381177	0.187945	0.855

Equation Summary

No. of Observations = 14 R2= 0.9166 (adj)= 0.8915  
 Sum of Sq. Resid. = **0.116422E-01** Std. Error of Reg.= 0.341207E-01  
 Log(likelihood) = 29.7801 Durbin-Watson = 1.60454  
 Schwarz Criterion = 24.5020 F ( 3, 10) = 36.6137  
 Akaike Criterion = 25.7801 Significance = 0.000011

```
12> use 2000q1 2003q4
13> regress ln(iz) ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2)

REGRESS : dependent variable is LN(IZ)

Using 2000Q1-2003Q4
```

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	0.352654	2.19914	0.160360	0.875
LN(UVEO)	0.572593	0.165543	3.45887	0.005
LN(INVSL{-1})	0.268839	0.956000E-01	2.81213	0.016
LN(XP{-2})	0.387013	0.259600	1.49080	0.162

Equation Summary

No. of Observations = 16 R2= 0.5084 (adj)= 0.3856  
 Sum of Sq. Resid. = **0.250664E-02** Std. Error of Reg.= 0.144529E-01  
 Log(likelihood) = 47.3882 Durbin-Watson = 2.74198  
 Schwarz Criterion = 41.8430 F ( 3, 12) = 4.13741  
 Akaike Criterion = 43.3882 Significance = 0.031430

```
14> use 2004q1 2006q4
15> regress ln(iz) ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2)

REGRESS : dependent variable is LN(IZ)

Using 2004Q1-2006Q4
```

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	-1.84003	1.20370	-1.52864	0.165
LN(UVEO)	0.495407	0.344276	1.43898	0.188
LN(INVSL{-1})	0.123135E-01	0.248021	0.496471E-01	0.962
LN(XP{-2})	1.34245	0.492789	2.72419	0.026

Equation Summary

No. of Observations = 12 R2= 0.9689 (adj)= 0.9573  
 Sum of Sq. Resid. = **0.221395E-02** Std. Error of Reg.= 0.166356E-01  
 Log(likelihood) = 34.5600 Durbin-Watson = 1.20113  
 Schwarz Criterion = 29.5902 F ( 3, 8) = 83.2091  
 Akaike Criterion = 30.5600 Significance = 0.000002

```
16> prob (f 4 30) p 5.91950242
17> print p
```

Constant P = 0.123492E

$$NVK = 0,02927$$

$$NVK_1 = 0,01164 \quad (1996q3-1999q4)$$

$$NVK_2 = 0,00251 \quad (2000q1-2003q4)$$

$$NVK_3 = 0,002214 \quad (2004q1-2006q4)$$

$$k = 4, n = 42$$

$$F = 5,92 \quad F_{c(\alpha=0,01; 4; 30)} = 4,02$$

Vrednost izračunane F statistike presega njeno kritično vrednost, kar pomeni, da lahko zavrnem ničelno domnevo o strukturalni stabilnosti parametrov. Regresijski koeficienti so med podobdobji različni. Sklep postavljam pri točni stopnji značilnosti  $p = 0,0012$ .

### 7.1.1 Iskanje strukturne spremembe izvoza s pomočjo nepravih spremenljivk

S pomočjo nepravih spremenljivk ocenim spodnji model, ki mi pokaže, v katerih parametrih je prišlo do značilne (strukturne) spremembe.

$$\ln(iz)_t = \beta_1 + \beta_2 \ln(uveo)_t + \beta_3 \ln(invsl)_{t-1} + \beta_4 \ln(xp)_{t-2} + \beta_5 D1 + \beta_6 (D1 \cdot \ln(uveo)_t) + \beta_7 (D1 \cdot \ln(invsl)_{t-1}) + \beta_8 (D1 \cdot \ln(xp)_{t-2}) + \beta_9 D2 + \beta_{10} (D2 \cdot \ln(uveo)_t) + \beta_{11} (D2 \cdot \ln(invsl)_{t-1}) + \beta_{12} (D2 \cdot \ln(xp)_{t-2}) + u_t$$

```
70> regress ln(iz) ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2) d1 d2 uveod1 invsl1d1 xp2d1 uveod2 invsl1d2 xp2d2
```

REGRESS : dependent variable is LN(IZ)

Using 1996Q3-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	2.18789	1.99673	1.09574	0.282
LN(UVEO)	1.23455	0.113941	10.8350	0.000
LN(INVSL{-1})	-0.256036	0.156416	-1.63689	0.112
LN(XP{-2})	0.716400E-01	0.260902	0.274586	0.786
D1	-1.83524	4.07612	-0.450242	0.656
D2	-4.02792	2.61582	-1.53983	0.134
UVEOD1	-0.661961	0.290756	-2.27669	<b>0.030</b>
INVSL1D1	0.524875	0.219840	2.38753	<b>0.023</b>
XP2D1	0.315373	0.494002	0.638404	0.528
UVEOD2	-0.739146	0.496570	-1.48850	0.147
INVSL1D2	0.268350	0.381710	0.703020	0.487
XP2D2	1.27081	0.739376	1.71876	0.096

Equation Summary

No. of Observations = 42    R2= 0.9827 (adj)= 0.9764  
Sum of Sq. Resid. = 0.163628E-01    Std. Error of Reg.= 0.233544E-01  
Log(likelihood) = 105.263    Durbin-Watson = 1.82833  
Schwarz Criterion = 82.8373    F ( 11, 30) = 155.214  
Akaike Criterion = 93.2633    Significance = 0.000000

```
50> regress ln(iz) ln(uveo) ln(invsl)(-1) ln(xp)(-2) d0 d2 uveod0 invsl1d0 xp2d0 uveod2 invsl1d2 xp2d2
```

REGRESS : dependent variable is LN(IZ)

Using 1996Q3-2006Q4

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
^CONST	0.352654	3.55357	0.992393E-01	0.922
LN(UVEO)	0.572593	0.267500	2.14053	0.041
LN(INVSL{-1})	0.268839	0.154479	1.74029	0.092
LN(XP{-2})	0.387013	0.419486	0.922588	0.364
D0	1.83524	4.07612	0.450242	0.656
D2	-2.19268	3.93490	-0.557240	0.581

UVEOD0	0.661961	0.290756	2.27669	<b>0.030</b>
INVSL1D0	-0.524875	0.219840	-2.38753	<b>0.023</b>
XP2D0	-0.315373	0.494002	-0.638404	0.528
UVEOD2	-0.771858E-01	0.552409	-0.139726	0.890
INVSL1D2	-0.256526	0.380920	-0.673436	0.506
XP2D2	0.955439	0.809059	1.18093	0.247

#### Equation Summary

No. of Observations = 42 R2= 0.9827 (adj)= 0.9764  
Sum of Sq. Resid. = 0.163628E-01 Std. Error of Reg.= 0.233544E-01  
Log(likelihood) = 105.263 Durbin-Watson = 1.82833  
Schwarz Criterion = 82.8373 F ( 11, 30) = 155.214  
Akaike Criterion = 93.2633 Significance = 0.000000

$$D0 \begin{cases} 1, 1996q3 - 1999q4 \\ 0, 2000q1 - 2006q4 \end{cases} \quad D1 \begin{cases} 1, 2000q1 - 2003q4 \\ 0, \text{ostalo} \end{cases} \quad D2 \begin{cases} 1, 2004q1 - 2006q4 \\ 0, 1996q3 - 2003q4 \end{cases}$$

Če: D1 = 1 D2 = 0 (Primerjava obdobja 2000q1-2003q4 z 1996q3-1999q4)

Če: D1 = 0 D2 = 1 (Primerjava obdobja 2004q1-2006q4 z 1996q3-1999q4)

Če: D0 = 0 D2 = 1 (Primerjava obdobja 2004q1-2006q4 z 2000q1-2003q4)

Strukturno spremembo je zaznati v obdobju 2000q1–2003q4, v parametrih uveo in v invsl(-1). Rezultat za obdobje 2000q1-2003q4 (D1 = 1, D2 = 0):

$$\ln(iz)_t = 2,18 + 1,23 \ln(uveo)_t - 0,256 \ln(invsl)_{t-1} + 0,072 \ln(xp)_{t-2} - 1,83 D1 - 0,662^{***} (D1 \cdot \ln(uveo)_t) + 0,525^{***} (D1 \cdot \ln(invsl)_{t-1}) + 0,315 (D1 \cdot \ln(xp)_{t-2}) + u_t$$

Pri primerjavi treh podobdobjij je značilna le razlika (pri  $\alpha = 5\%$ ) med drugim in prvim obdobjem. V drugem obdobju je izvoz manj občutljiv na spremenljivko uvoz evroobmočja (za 0,6 odstotne točke) ter bolj občutljiv (in v obratni smeri) na spremenljivko investicije kot v prvem obdobju.

## 7.2 Strukturne spremembe uvozne funkcije

Ukazi za Chowov test:

```
22> regress(origin) duv ddp dedt
REGRESS : dependent variable is DUV
Using 1996Q2-2006Q4
Variable      Coefficient   Std Err   T-stat   Signf
DDP           1.39567     0.178581  7.81531  0.000
DEDT          0.986191    0.498358  1.97888  0.055
Equation Summary
No. of Observations = 43 R2= 0.6044 (adj)= 0.5851
Sum of Sq. Resid. = 0.392995E-01 Std. Error of Reg.= 0.309600E-01
Log(likelihood) = 89.4371 Durbin-Watson = 1.78803
Schwarz Criterion = 85.6759 F ( 2, 41) = 31.3245
Akaike Criterion = 87.4371 Significance = 0.000000
23> use 1996q2 1999q4
24> regress(origin) duv ddp dedt
REGRESS : dependent variable is DUV
Using 1996Q2-1999Q4
```

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
DDP	1.43295	0.202230	7.08577	0.000
DEDT	0.930294	0.632541	1.47072	0.165

Equation Summary

No. of Observations = 15 R2= 0.8016 (adj)= 0.7711  
Sum of Sq. Resid. = **0.130528E-01** Std. Error of Reg.= 0.316869E-01  
Log(likelihood) = 31.5670 Durbin-Watson = 1.60624  
Schwarz Criterion = 28.8589 F ( 2, 13) = 26.2654  
Akaike Criterion = 29.5670 Significance = 0.000027

```
25> use 2000q1 2003q4
26> regress(origin) duv ddp dedt
REGRESS : dependent variable is DUV
Using 2000Q1-2003Q4
Variable      Coefficient   Std Err   T-stat   Signf
DDP           0.229181    0.399802  0.573237  0.576
DEDT          -0.228825   0.648753 -0.352715  0.730
```

Equation Summary

No. of Observations = 16 R2= 0.0598 (adj)=-0.0745  
 Sum of Sq. Resid. = **0.283315E-02** Std. Error of Reg.=  
 0.142256E-01  
 Log(likelihood) = 46.4086 Durbin-Watson = 1.57991  
 Schwarz Criterion = 43.6360 F ( 2, 14) = 0.445345  
 Akaike Criterion = 44.4086 Significance = 0.649370

27> use 2004q1 2006q4  
 28> regress(origin) duv ddp dedt

REGRESS : dependent variable is DUV

Using **2004Q1-2006Q4**

Variable	Coefficient	Std Err	T-stat	Signf
DDP	1.57330	0.763746	2.05998	0.066
DEDT	1.52571	1.79562	0.849685	0.415

Equation Summary

No. of Observations = 12 R2= 0.3003 (adj)= 0.1603  
 Sum of Sq. Resid. = **0.213699E-01** Std. Error of Reg.=  
 0.462276E-01  
 Log(likelihood) = 20.9568 Durbin-Watson = 1.44996  
 Schwarz Criterion = 18.4719 F ( 2, 10) = 2.14554  
 Akaike Criterion = 18.9568 Significance = 0.167755

29> prob (f 2 37) p 1.0148007742  
 30> print p  
 Constant P = 0.37234

$$F = \frac{(NVK - NVK_1 - NVK_2 - NVK_3) / k}{(NVK_1 + NVK_2 + NVK_3) / (n_1 + n_2 + n_3 - 3k)}$$

H<sub>0</sub>: parametri funkcije so konstantni med obdobji

NVK = 0,0393  
 NVK<sub>1</sub> = 0,013053 (1996q2-1999q4)  
 NVK<sub>2</sub> = 0,00283 (2000q1-2003q4)  
 NVK<sub>3</sub> = 0,02137 (2004q1-2006q4)  
 k = 2, n = 43  
 F = 1,015  
 F<sub>c(α = 0,05; 2; 37)</sub> = 3,23

Ne morem zavrniti ničelne domneve o stabilnosti parametrov uvozne funkcije. Skozi tri različna podobdobja tako ni zaznati strukturnih sprememb v funkciji uvoza Slovenije iz evroobmočja.