

UNIVERZA NA PRIMORSKEM
FAKULTETA ZA MATEMATIKO, NARAVOSLOVJE IN
INFORMACIJSKE TEHNOLOGIJE

Zaključna naloga
Ocenjevanje izvozne funkcije za Slovenijo
(Estimating export function for Slovenia)

Ime in priimek: Sara Prapotnik

Študijski program: Matematika v ekonomiji in financah

Mentor: doc. dr. Arjana Brezigar Masten

Koper, september 2015

Ključna dokumentacijska informacija

Ime in PRIIMEK: Sara PRAPOTNIK

Naslov zaključne naloge: Ocenjevanje izvozne funkcije za Slovenijo

Kraj: Koper

Leto: 2015

Število listov:40

Število slik:7

Število tabel:6

Število prilog:2

Število strani prilog:2

Število referenc:5

Mentor: doc. dr. Arjana Brezigar Masten

Ključne besede:izvozna funkcija, cenovna elastičnost, dohodkovna elastičnost

Izvleček:

Zaključna naloga zajema analizo dejavnikov, ki vplivajo na izvozno funkcijo Slovenije. Izvozna funkcija je ocenjena z ekonometrično analizo. V prvem delu zaključne naloge je pregled že obstoječih empiričnih analiz izvoznih funkcij za različne države. Napisane so pomembne lastnosti analiz, in sicer kateri model je bil uporabljen, katere spremenljivke ter kakšne rezultate so dobili. Model, ki je uporabljen za ocenjevanje v nalogi, je VECM. Spremenljivke, ki so v model vključene, so količina izvoza Slovenije, realni efektivni devizni tečaj in bruto domači proizvod 28 držav Evropske unije. V zadnjem delu naloge je predstavljen postopek in rezultati. Ocenjene kointegracijske povezave so interpretirane kot cenovna in dohodkovna elastičnost. Cenovna elastičnost je negativna in znaša -3.645, dohodkovna pa je pozitivna in znaša 3.857.

Key words documentation

Name and SURNAME: Sara PRAPOTNIK

Title of final project paper: Estimating export function for Slovenia

Place: Koper

Year: 2015

Number of pages:40

Number of figures:7

Number of tables:6

Number of appendices:2

Number of appendix pages:2

Number of references:5

Mentor: Assist. Prof. Arjana Brezigar Masten, PhD

Keywords:export function, price elasticity, income elasticity

Abstract: This thesis aims to analyse the factors that determine the export Function of the Republic of Slovenia. The latter is assessed by means of an econometric analysis. The first part presents empirical analyses of the export functions of different other countries. The most important characteristics of these analyses are also enumerated, for instance the information on the model that was used, on the variables and and also on the results. The model that was used in this thesis is called the VECM. It includes the following variables: the amount of exports, the real effective exchange rate and the GDP of the 28 member states of the European Union. In the second part of the thesis, the research methods and the results are presented. The estimated cointegration relationships are interpreted as price and income elasticity. The first is negative and measures -3.645, while the second is positive and measures 3.857.

Zahvala

Za pomoč pri izdelavi zaključne naloge se zahvaljujem mentorici dr. Arjani Brezigar Masten. Posebej se zahvaljujem tudi svoji družini in prijateljem, ki so mi stali ob strani in me podpirali cel čas mojega študija.

Kazalo vsebine

1	Uvod	1
2	Obstoječe empirične analize izvoznih funkcij	2
3	Metodologija	8
3.1	Vektorska avtoregresija	8
3.2	Izpeljava VAR modela	10
3.3	Interpretacija VAR modela	12
3.4	Dinamične lastnosti vektorske avtoregresije	12
3.5	Povzetek lastnosti VAR	13
3.6	Model kointegrirane vektorske avtoregresije - VECM	13
4	Opis podatkov	16
4.1	Izvoz	16
4.2	Devizni tečaj	16
4.3	Bruto domači proizvod evropskih držav	18
5	Rezultati	19
5.1	Integriranost, stacionarnost	19
5.2	Kointegracijski rang	21
5.3	Model kointegrirane vektorske avtoregresije	22
5.4	Avtokorelacija in nenormalnost ostankov modela	24
5.5	Ocenjene kointegracijske povezave	25
6	Zaključek	27
7	Literatura	28

Kazalo tabel

1	Tabela že obstoječih empiričnih analiz izvoznih funkcij	4
2	ADF in KPSS test	20
3	Johansenov trace test	21
4	Testi avtokorelacije ostankov	24
5	Testi za nenormalnost	24
6	Testi heteroskedastičnosti	25

Kazalo slik

1	Izvoz Slovenije, Vir: SURS.	16
2	Realni efektivni devizni tečaj, Vir: Eurostat.	17
3	BDP EU28, Vir: Eurostat.	18
4	Izvoz Slovenije po državah, Vir: Banka Slovenije.	
5	Delež izvoza v BDP, Vir: Eurostat.	

Kazalo prilog

A Izvoz Slovenije po državah

B Delež izvoza v BDP

Seznam kratic

tj. to je

npr. na primer

1 Uvod

Namen te zaključne projektne naloge je analizirati dejavnike, ki vplivajo na izvoz Slovenije in oceniti izvozno funkcijo z ekonometrično analizo. Svoje rezultate bom primerjala z rezultati že obstoječih empiričnih analiz izvoznih funkcij za različne države.

Celoten izvoz (blaga in storitev) predstavlja velik delež bruto domačega proizvoda (BDP) tako v Sloveniji kot v ostalih evropskih državah. Tabela, ki je dodana v prilogi B, prikazuje deleže izvoza v BDP za 25 držav Evropske unije. Za tri države namreč ni bilo podatkov. Glede na podatke lahko rečem, da je povprečna vrednost deleža izvoza 68 %. Če primerjam s povprečno vrednostjo celotne Evropske unije, je Slovenija nad povprečjem. Ker pa izvoz zajema velik del našega BDP-ja, je pomembno analizirati dejavnike, ki vplivajo na večanje oz. manjšanje količine izvoza.

V nalogi bom naprej opisala empirične analize izvoznih funkcij, ki so bile narejene za nekatere države. Potem bom opisala metodologijo, ki jo bom uporabila za svojo analizo. Vsi podatki, ki jih bom uporabila pri analizi, so četrtnetni in zajemajo obdobje od prvega kvartala leta 1995 do drugega kvartala leta 2014. Spremenljivke, ki bodo vključene v model, bom predstavila tako opisno kot grafično. V zadnjem poglavju bodo sledili rezultati moje analize; najprej preverjanje lastnosti časovnih serij, nato pa ocenjevanje modela. Interpretirala bom ocenjene kointegracijske povezave, to je cenovno in dohodkovno elastičnost.

2 Obstoječe empirične analize izvoznih funkcij

Pred ocenjevanjem izvozne funkcije za Slovenijo in določanja pojasnjevalnih spremenljivk ter modela sem pregledala do sedaj narejene analize, študije na to temo za različne države. V spodnji tabeli so za vsako posamezno raziskavo napisane spremenljivke, metoda in rezultati, ki so jih dobili. Zanimale so me predvsem cenovne in dohodkovne elastičnosti, ki jih bom potem primerjala s svojimi rezultati na primeru Slovenije.

Naslov	Spremenljivke	Metoda	Rezultati
Mervar. A. Estimates of the traditional Export and Import Demand Functions in the case of Croatia.	<p>Odvisna: EXPORTS – vrednost izvoznih dobrin</p> <p>Neodvisne: IMPORTS – vrednost uvoznih dobrin IREER – indeks realnega efektivnega deviznega tečaja OECD – indeks industrijske proizvodnje v OECD državah DM/DOL – nekdanja nemška marka/ameriški dolar – menjalni tečaj DUM MYY – slavnata spremenljivka (M je mesec, YY je leto)</p> <p>Podatki: Mesečni 1990-1993</p>	OLS metoda	<p>cenovna elastičnost: 0.41</p> <p>dohodkovna elastičnost: 1.73</p>
Johansson. Kerstin. Exports in the econometric model Kosmos.	<p>Odvisna: x – količina izvoza</p> <p>Neodvisne: rp – relativne cene m – tuji realni izdatki</p> <p>Podatki: Polletni za obdobje 24 let</p>	OLS metoda	<p>Izračunane elastičnosti:</p> <p>A: cenovna elastičnost = -1.3(blago) -0.7(storitve)</p> <p>B: dohodkovna elastičnost = 0.8(blago) 1.2(storitve)</p>

Kumar Sanjesh. 2009. Estimating Export Equations for developing countries.	Modeli so narejeni za države: Fiji, PNG in Bangladeš. Odvisna: X – količina realnega izvoza Neodvisne: YF – dohodek držav uvoznic ($\frac{P_D}{E \times P_F}$) – P_D in P_D sta cena izvoza in cena držav uvoznic, E pa je nominalni devizni tečaj. Podatki: letni	LSE-Hendry-jev pristop (General-to-specific: GETS)	Vse spremenljivke so logaritmirane. Ocenjena koeficienta pred spremenljivkama predstavljata: dohodkovno elastičnost (pred YF) in cenovno elastičnost (pred $\frac{P_D}{E \times P_F}$) izvoza. Rezultati pokažejo, da dohodkovna elastičnost za posamezno državo znaša: Fidži: 1.08 Papua Nova Gvineja: 0.90 Bangladeš: 1.43, cenovna elastičnost pa znaša: Fidži: -0.83 Papua Nova Gvineja: -1.29 Bangladeš: -1.01 .
Senhadji. Montenegro. 1999. Time Series Analysis of export demand equations: a cross-country analysis. IMF	Odvisna: x – realni izvoz Neodvisne: p – cena izvoza gdp_x – spremenljivka aktivnosti (realni BDP – realni izvoz držav partneric) Podatki: letni	Phillipsova popolno-spremenjena cenilka	Cenovna elastičnost na kratki rok v povprečju za vse države znaša: -0.21 , na dolgi rok pa -1.00 . Dohodkovna elastičnost na kratki rok v povprečju znaša 0.41 , na dolgi rok pa 1.48 .

Tabela 1: Tabela že obstoječih empiričnih analiz izvoznih funkcij

Prva raziskava napisana v tabeli se nanaša na ocenjevanje izvozne funkcije na primeru Hrvaške. Članek je napisal Andrea Mervar (1994). V teoretičnem delu omenja Goldsteina in Khana in njuna modela nepopolnih in popolnih substitutov. Za prvi model je značilno, da niti za izvoz niti za uvoz ne moremo jemati domačih produktov kot popolne substitute. Model popolnih substitutov po drugi strani predpostavlja popolno zamenljivost med domačimi in tujimi izdelki. V resničnem svetu je prvi model veliko bolj prepoznaven in je uporabljen tudi v večih drugih empiričnih analizah. Omenjena modela se ponavadi jemlje kot konkurenta, ampak Goldstein in Khan sta predlagala tudi tretjo možnost, obstoj obeh hkrati. Glede na teoretično ozadje, ki ga je preučil Mervar, bi morala funkcija povpraševanja po izvozu izgledati tako, da je povpraševana količina pojasnjena z višino dohodka držav uvoznic, s ceno izvoznega blaga in s ceno nepopolnih substitutov na trgu. Ostale pojasnjevalne spremenljivke, ki bi jih lahko vključili v model, so slamnate spremenljivke za sezono, spremenljivke zamikov in druge. Funkcija, ki jo je predlagal Mervar v članku, je naslednja:

$$EX = f(Y(f), p(ex), p(f))$$

V enačbi EX predstavlja količino izvoza, $Y(f)$ je dohodek države uvoznice, $p(ex)$ je cena dobrine za izvoz, $p(f)$ pa predstavlja ceno nepopolnega substituta na tujem trgu. V večini primerov se za neodvisne spremenljivke uporabljajo realne cene. Kot je napisano v tabeli, analiza vsebuje mesečne podatke v obdobju od začetka leta 1990 do konca leta 1993, torej skupno 48 mesecev. Izvozna funkcija je bila ocenjena z metodo najmanjših kvadratov. Vse spremenljivke so bile logaritmirane zaradi lažje interpretacije. Regresijski koeficienti, ki so jih dobili z omenjeno metodo, so napisani v tabeli zraven posamezne spremenljivke vključene v model. Rezultati kažejo pozitivno relacijo med realnim efektivnim deviznim tečajem in izvozom. Torej, če se indeks realnega deviznega tečaja poveča za 1 %, se izvoz poveča za 0.41 % pri vsem ostalem nespremenjenem. Razen pri konstanti in spremenljivki OECD so vsi regresijski koeficienti statistično značilni pri 5 % stopnji tveganja. R^2 znaša 0.79, torej skoraj 80 % variabilnosti odvisne spremenljivke je pojasnjeno z neodvisnimi spremenljivkami vključenimi v model. [1]

Naslednja analiza, ki sem si jo podrobneje ogledala, je ocenjevanje funkcije izvoza za državo Švedsko. Enačba predstavlja tuje povpraševanje po švedskem izvozu. Analiza zajema ocene funkcij posebej za izvoz blaga in posebej za izvoz storitev. Predpostavka, ki je uporabljena v tej analizi, je ta, da so produkti različnih držav nepopolni substituti. To pomeni, da se cena izvoznega blaga Švedske lahko razlikuje od cene konkurentov tudi na dolgi rok. Teoretično ozadje tega je napisano v Armingtonu (1969), v članku pa je spet omenjena tudi raziskava Goldsteina in Khana (1985). Alternativa Armingtonovi

predpostavki je ta, da so produkti različnih držav homogeni, torej, da so potem lahko popolni substituti. Ta dva pristopa različno vplivata na relacijo med švedskimi cenami izvoza in tujimi cenami. V prvem omenjenem primeru se cena izvoznega blaga lahko razlikuje od cene konkurenta, v drugem pa je torej na dolgi rok cena ista. Cenovna elastičnost prvega primera je potem končna, pri drugem pa neskončna. Če pa pogledamo praktično, je ocenjena cenovna elastičnost zelo visoka in razlika med tema dvema opisanimi pristopoma postane majhna. V tem članku analitik sledi predpostavki Armingtona na dolgi rok. Ocenjuje funkcije, ki vsebujejo kointegrirano relacijo tujega povpraševanja. Podatki, uporabljeni v tej raziskavi, so polletni in zajemajo obdobje 24 let. Vse cene, dohodek in povezave med njimi so napisane v relativnih cenah in realnem dohodku. Izbrana funkcija, ki pojasnjuje povezavo med izvozom in izbranimi spremenljivkami, je naslednja:

$$\ln x_t = \alpha \ln(rp)_t + \beta \ln(m)_t + \epsilon_t$$

V zgornji tabeli so opisane vse pojasnjevalne spremenljivke in odvisna spremenljivka, ki nas zanima. Elastičnosti so konstantne v vseh oblikah funkcije. α predstavlja cenovno elastičnost, β pa je dohodkovna elastičnost. Rezultati so dobljeni s pomočjo metode najmanjših kvadratov (OLS). Kot je že v tabeli napisano, znaša ocenjena cenovna elastičnost -1.3 za blago in -0.7 za storitve. Ocenjena dohodkovna elastičnost za blago je 0.8, za storitve pa znaša 1.2. Vse ocene elastičnosti so dobljene za dolgi rok. V obeh primerih, za blago in storitve, ima cenovna elastičnost negativen predznak, medtem ko ima dohodkovna elastičnost v obeh primerih pozitiven predznak. To pomeni, da če se cena produktov poveča, se posledično izvoz blaga in storitev zmanjša. Kar se tiče dohodka, če se ta poveča, se tudi izvoz potem poveča. [3]

Poleg ocenjevanja funkcij za evropske države je v tabeli primer tudi za druge države sveta. Naslednji članek torej temelji na izvozu držav Fidži, Papua Nova Gvineja in Bangladeš. Namen je bil oceniti cenovno in dohodkovno elastičnost za povpraševanje po izvozu v teh treh državah. Metoda, ki so jo uporabili, je LSE-Hendry-jev general-to-specific pristop (znan kot GETS) za ocenjevanje izvozne funkcije na dolgi rok z letnimi podatki. Glede na do tedaj narejene raziskave za izbrane države in glede na svojo analizo so izbrali naslednjo funkcijsko obliko:

$$\ln(X_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(YF_t) - \beta_2 \ln\left(\frac{P_D}{E \times P_F}\right) + \epsilon_t$$

Vsaka izbrana spremenljivka je v logaritemski obliki zaradi lažje interpretacije elastičnosti. β_1 predstavlja dohodkovno elastičnost, β_2 pa cenovno elastičnost. Za izbrane države v razvoju so ocenjene naslednje dohodkovne elastičnosti: za Fidži 1.08, za Papua Novo Gvinejo 0.90 in za Bangladeš 1.43. Ocenjene cenovne elastičnosti pa so -0.83

za Fidži, -1.29 za Papuo Novo Gvinejo in -1.01 za Bangladeš. Rezultati so predznačeni kot pričakovani, pozitivna dohodkovna elastičnost in negativna cenovna elastičnost. [4]

A. S. Senhadji in C. E. Montenegro (1999) sta naredila analizo o funkciji povpraševanja po izvozu za veliko število držav. Med seboj sta primerjala cenovne in dohodkovne elastičnosti različnih držav in kontinentov. Model, ki sta ga izbrala za analizo, ima naslednjo obliko:

$$\ln(x_t) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(x_{t-1}) + \gamma_2 \ln(p_t) + \gamma_3 \ln(gdp_{t*}) + \epsilon_t$$

x_t predstavlja izvoz, p_t realni devizni tečaj, pojasnjevalna spremenljivka gdp_{t*} pa je definirana kot razlika realnega BDP-ja in izvoza držav uvoznic. Podatki, ki so bili uporabljeni za analizo, so letni in razen nekaterih izjem zajemajo obdobje od leta 1960 do 1993. Senhadji in Montenegro sta vzela vzorec 53 držav. Elastičnosti so v večini primerov statistično značilne in imajo pričakovan predznak. Cenovna elastičnost je negativna in se giblje od -0.02 (Peru) do -4.72 (Turčija), dohodkovna pa kot pričakovano s pozitivnim predznakom, in sicer znaša najmanj 0.17 (Ekvador), največ pa 4.34 (Koreja). Rezultati kažejo, da ima Azija v povprečju višje cenovne in dohodkovne elastičnosti kot vse ostale tako razvite kot tudi države v razvoju. Če pa izvzamemo Azijo, pa imajo nižje dohodkovne elastičnosti države v razvoju v primerjavi z razvitimi državami. Kar se tiče cenovne elastičnosti pa analiza pokaže, da imajo države v razvoju le te na splošno nižje kot razvite države. [5]

3 Metodologija

3.1 Vektorska avtoregresija

Ekonomisti se pogosto trudijo oblikovati dobre empirične modele glede na teoretično podlago iz ekonomije in potem uporabljajo različne statistične metode za oceno parametrov teh modelov. Katarina Juselius je v knjigi *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications* (2005) predstavila nekaj uporabnih ekonomskih modelov. Za potrebe svoje zaključne projektne naloge bom uporabila model vektorske avtoregresije (VAR). Za opis le-te bom sledila razlagi v Juseliusini knjigi in povzela najpomembnejše lastnosti.

Recimo, da imamo vektor, ki ima število spremenljivk p . Potem moramo v tem primeru obravnavati tako kovariance med temi spremenljivkami v času t , kot tudi kovariance med časi t in $t - h$. Kovariance uporabljamo zato, ker vsebujejo informacije o statičnih in dinamičnih povezavah med spremenljivkami, ki bi jih mi radi dobili s pomočjo ekonometrije. Vektor slučajnih spremenljivk, pričakovano vrednost in kovarianco označimo tako:

$$\mathbf{x}_t = \begin{bmatrix} x_{1,t} \\ x_{2,t} \\ \vdots \\ x_{p,t} \end{bmatrix}, t = 1, \dots, T$$

$$E[\mathbf{x}_t] = \begin{bmatrix} \mu_{1,t} \\ \mu_{2,t} \\ \vdots \\ \mu_{p,t} \end{bmatrix} = \boldsymbol{\mu}_t$$

$$\text{Cov}[x_t, x_{t-h}] = \begin{bmatrix} \sigma_{11.h} & \sigma_{12.h} & \cdots & \sigma_{1p.h} \\ \sigma_{21.h} & \sigma_{22.h} & \cdots & \sigma_{2p.h} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{p1.h} & \sigma_{p2.h} & \cdots & \sigma_{pp.h} \end{bmatrix} = \Sigma_{t,h} \quad t = 1, \dots, T, h = 0, 1, 2, \dots$$

Predpostavimo, da imajo vse spremenljivke x_t enako porazdelitev in da je ta porazdelitev približno normalna. Celotne podatke, ki jih imam, lahko zapišemo kot vektor \mathbf{Z} :

$$\mathbf{Z} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_T \end{bmatrix}$$

$$E[\mathbf{Z}] = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_T \end{bmatrix} = \bar{\mu}$$

\mathbf{Z} je v tem primeru $Tp \times 1$ vektor. Kovarianca je glede na zgornje predpostavke definirana tako:

$$E[(\mathbf{Z} - \bar{\mu})(\mathbf{Z} - \bar{\mu})'] = \Sigma_{Tp \times Tp}^-, \text{ kjer}$$

$$\Sigma_{t,h} = Cov(x_t, x_{t-h}) = E(x_t - \mu_t)(x_{t-h} - \mu_{t-h})'$$

Zapis zgoraj je splošen opis multivariatnega normalnega vektorja za proces časovnih vrst. Zaradi tega, ker imamo za ocenjevanje več parametrov kot razpoložljivih observacij, praktično gledano ni koristi od tega in moramo dodati nekaj predpostavk. Predpostavke so naslednje:

- $\Sigma_{t,h} = \Sigma_h$, for all $t \in T$, $h = \dots, -1, 0, 1, \dots$
- $\mu_t = \mu$ for all $t \in T$

Ti dve predpostavki določata šibke stacionarne procese za neskončen T . Če jima je zadoščeno, bo imel VAR model konstantne parametre.

Definicija 3.1. Naj bo x_t stohastični proces (urejena serija slučajnih spremenljivk) za $t = \dots, -1, 1, 2, \dots$. Če velja,

$$E[x_t] = -\infty < \mu < \infty \text{ za vse } t, E[x_T - \mu]^2 = \sigma^2 < \infty \text{ za vse } t,$$

$$E[(x_t - \mu)(x_{t+h} - \mu)] = \sigma_{.h} < \infty \text{ za vse } t \text{ in } h = 1, 2, \dots,$$

potem lahko rečemo, da je x_t šibko stacionarna. Stroga stacionarnost pa zahteva, da je porazdelitev $(x_{t_1}, \dots, x_{t_k})$ enaka kot porazdelitev $(x_{t_1+h}, \dots, x_{t_k+h})$ za $h = \dots, -1, 1, 2, \dots$

3.2 Izpeljava VAR modela

Na začetku izpeljave VAR modela je treba pogledati funkcijo $P(X; \theta)$ in kako jo lahko zapišemo kot produkt T pogojnih porazdelitev $P(x_t | x_{t-1}, \dots, x_1; X_0, \theta)$. Pokazati je treba še, da pogojni proces $(x_t | x_{t-1}, \dots, x_1; X_0)$ ustreza modelu vektorske avtoregresije.

Empirična analiza se začne z dano matriko podatkov $X = [x_1, \dots, x_T]'$, kjer je x_t vektor spremenljivk velikosti $(p \times 1)$. Če upoštevamo predpostavko, da je X stohastični proces, potem lahko verjetnost X s podano začetno vrednostjo X_0 in parametrom θ zapišemo kot stohastični proces:

$$P(X | X_0; \theta) = P(x_1, x_2, \dots, x_T | X_0; \theta)$$

Za dano funkcijo verjetnosti maksimalne ocene dobimo z maksimiziranjem (likelihood) funkcije. Omejili se bomo na normalne porazdelitve spremenljivk. Za izpeljavo verjetnosti $X | X_0$ je torej priročno uporabiti proces $Z' = x'_1, x'_2, x'_3, \dots, x'_T \sim N_{Tp}(\mu, \Sigma)$, ki jo je Katarina Juselius definirala namesto matrike X velikosti $T \times p$. Ker je μ velikosti $Tp \times 1$ in Σ velikosti $Tp \times Tp$, imamo več parametrov kot obzervacij, zato moramo upoštevati predpostavke. Kljub tem omejitvam za povprečno vrednost in kovariance nimamo informacij o ekonomskem obnašanju. Oblika funkcije napisane spodaj, ki je na koncu najbolj uporabna, je sestavljena iz pogojnih in stranskih procesov:

$$\prod_{t=1}^T P(x_t | X_{t-1}^0; \theta), \text{ kjer } x_t | X_{t-1}^0 = [x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_1, X_0].$$

VAR model je v bistvu opis pogojnega procesa

$$x_t | X_{t-1}^0 \sim N_p(\mu_t, \omega).$$

Če še upoštevamo nekaj dodatnih pravil, ki so razložene v knjigi, lahko vidimo, kako sta spremenljivki μ_t in ω povezani s μ in Σ . Najprej razdelimo podatke v dva dela, vektor x_t in X_{t-1}^0 . Za lažji zapis modela podatke označimo drugače:

$$\begin{aligned} y_{1,t} &= x_t \\ m_1 &= E[x_t] \\ y_{2,t} &= \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ x_{t-2} \\ \vdots \\ x_1 \end{bmatrix} \\ m_2 &= \begin{bmatrix} E[x_{t-1}] \\ E[x_{t-2}] \\ \vdots \\ E[x_1] \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\bar{\Sigma} = \begin{bmatrix} \Sigma_{11} & \Sigma_{12} \\ \Sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix}$$

Zdaj pa lahko izpeljemo parametre pogojnega modela,

$$\begin{aligned} (x_t | X_{t-1}^0) &\sim N(\mu_t, \Sigma_{11.2}) \\ &\text{kjer} \\ \mu_t &= m_1 + \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} (X_{t-1}^0 - m_2) \\ &\text{in} \\ \Sigma_{11.2} &= \Sigma_{11} - \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} \Sigma_{21}. \end{aligned}$$

Razlika med opazovano vrednostjo procesa in njegovo pogojno povprečno vrednostjo je označena z ε_t :

$$x_t - \mu_t = \varepsilon_t$$

Če upoštevamo zgornjo relacijo, dobimo:

$$x_t = m_1 + \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1} (X_{t-1}^0 - m_2).$$

Označimo še $[\Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_{T-1}] = \Sigma_{12} \Sigma_{22}^{-1}$ in dodamo predpostavko, da je $\Pi_{k+1}, \Pi_{k+2}, \dots, \Pi_{T-1} = 0$. Z vsemi predpostavkami in notacijami lahko sedaj definiramo vektorski avtoregresijski model k-tega reda:

$$x_t = \mu_0 + \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T,$$

kjer je $\varepsilon_t \sim NI_p(0, \Omega)$ in spremenljivke x_0, \dots, x_{-k+1} so fiksne.

Če je predpostavka, da je $X = [x_1, x_2, \dots, x_T]$ multivariantno normalno porazdeljena $(\bar{\mu}, \Sigma)$, potem iz tega sledi, da ima vektorski avtoregresijski model naslednje lastnosti:

- linearnost parametrov
- konstantni parametri
- normalna porazdelitev napak ε_t

Konstantnost parametrov v modelu je odvisna od konstantnosti kovarianc matrik Σ_{12} in Σ_{22} . Če se katera od njiju spremeni, se v večini primerov spremenita tudi presečišče z ordinatno osjo μ_0 in naklonski koeficienti Π_1, \dots, Π_k . [2]

3.3 Interpretacija VAR modela

Pri prejšnjem podpoglavju je pokazano, da je VAR model v bistvu preoblikovanje kovarianc podatkov. Vprašanje je samo, če lahko rezultate interpretiramo tako, da je upoštevano ekonomsko racionalno obnašanje. Prej smo že definirali pogojno povprečno vrednost VAR modela

$$\mu_t = E_{t-1}(x_t | x_{t-1}, \dots, x_{t-k}) = \mu_0 + \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k}$$

z namenom, da bi opisali plane ekonomskih agentov ob času $t - 1$ z dano informacijo $X_{t-1}^0 = [x_{t-1}, \dots, x_{t-k}]$. Glede na predpostavke VAR modela, lahko razliko med povprečno vrednostjo in dejansko realizacijo opišemo s procesom belega šuma

$$x_t - \mu_t = \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim NI_p(0, \Omega).$$

Zgornja predpostavka o porazdelitvi napak je konsistentna glede na racionalne ekonomske agente. To pomeni, da ti ne delajo sistemskih napak, ko delajo plane za čas t glede na poznane informacije ob času $t - 1$. Torej, če imamo VAR model z avtokoreliranimi in heteroskedastičnimi napakami, to opisuje agente, ki niso zadosti učinkovito izrabili dane informacije. Zato je zelo pomembno preveriti, če držijo vse predpostavke modela. Različne študije so pa sicer pokazale, da je veljavno statistično sklepanje občutljivo na take predpostavke. Zgodi se lahko nekonstantnost parametrov, avtokorelacija in asimetričnost ostankov, itd. Pomembno je, da odkrijemo, zakaj model ne zadošča predpostavkam in ga potem spremenimo do take mere, da je statistično veljaven. Primeri, kako lahko model izboljšamo so:

- uporaba slamnatih spremenljivk za zaznavanje značilnih političnih ali drugih dogodkov, ki vplivajo na vzorec,
- preverjanje meritev izbranih spremenljivk,
- sprememba obdobja vzorca, da se izognemo kaki temeljni spremembi ali razdelitvi vzorca v bolj homogena obdobja,
- šibke eksogene spremenljivke spremenimo v pogojne.

[2]

3.4 Dinamične lastnosti vektorske avtoregresije

Dinamične lastnosti vektorske avtoregresije lahko dobimo tako, da izračunamo ničle VAR procesa. Najprej oblikujemo VAR kot polinom z operatorjem odloga L , kjer $L^i x_t = x_{t-i}$:

$$(I - \Pi_1 L - \dots - \Pi_k L^k)x_t = \Phi D_t + \varepsilon_t$$

$$\Pi(L)x_t = \Phi D_t + \varepsilon_t$$

Model je tukaj razširjen z D_t , vektorjem z determinističnimi komponentami kot so konstanta, slamnate spremenljivke za sezono in druge posredovalne slamnate spremenljivke. Avtoregresijska oblika je uporabna za izražanje hipotez ekonomskega obnašanja in obravnavanja lastnosti procesa. Ko je proces stacionaren, lahko lastnosti dobimo s spremembo VAR modela tako, da je x_t , $t = 1, \dots, T$ izražena s funkcijo sedanjih in preteklih šokov ε_t , $j = 0, 1, \dots$, začetne vrednosti X_0 in determinističnih komponent D_t :

$$x_t = \Pi^{-1}(L)(\Phi D_t + \varepsilon_t) + \overline{X^0}, t = 1, \dots, T$$

$$= |\Pi(L)|^{-1} \Pi^a(L)(\Phi D_t + \varepsilon_t) + \overline{X^0}, t = 1, \dots, T$$

$$= (I + C_1 L + C_2 L^2 + \dots)(\Phi D_t + \varepsilon_t) + \overline{X^0}, t = 1, \dots, T$$

$\overline{X^0}$ predstavlja učinek začetnih vrednosti procesa in njegove dinamike, $\Pi^a(L)$ je adjungirana matrika $\Pi(L)$. Ko je VAR proces stacionaren, lahko zapišemo rekurzivno formulo $C_j = f(\Pi_1, \dots, \Pi_k)$. Ko je VAR proces nestacionaren, potem je $\Pi(L)$ neobrnljiva in matrika C_j mora biti izpeljana tako, da ji zmanjšamo rang. [2]

3.5 Povzetek lastnosti VAR

Namen poglavja o vektorski regresiji je bil opisati model, ki je primeren za našo obravnavo podatkov in interpretacijo rezultatov. Predpostavljali smo, da so ekonomski agenti racionalni, to pomeni, da se učijo iz preteklih izkušenj in da se njihovi načrti sistematično ne razlikujejo od dejanske realizacije. Predpostavka o normalni porazdelitvi ostankov temelji na tem, da agenti delajo načrte glede na pogojna pričakovanja z uporabo danih informacij x_{t-1}, D_t . Uspeh empirične analize je v glavnem odvisen od izbire zadostnih in relevantnih informacij v primernem obdobju ter na koncu še spretnosti raziskovalca. [2]

3.6 Model kointegrirane vektorske avtoregresije - VECM

Nestacionarnost VAR modela, torej prisotnost korenov enote vodi v zmanjšanje ranga matrike $\Pi = \alpha\beta'$. Osnovni definiciji o redu integracije in kointegracije sta:

Definicija 3.2. x_t je integriran reda d , če ga lahko zapišemo kot $(1 - L)^d x_t = C(L)\varepsilon_t$, kjer $C(1) \neq 0$ in $\varepsilon_t \sim IN(0, \sigma^2)$.

Definicija 3.3. $I(d)$ proces x_t je kointegriran $CI(d, b)$ z kointegracijski vektorjem $\beta \neq 0$, če je $\beta'x_t$ enak $I(d, b)$, za $b = 1, \dots, d$, $d = 1, \dots$

Kointegracija pomeni, da so določene linearne kombinacije spremenljivk v vektorskem procesu integrirane nižjega reda kot sam proces. Če nestacionarnost ene spremenljivke ustreza nestacionarnosti druge spremenljivke, potem lahko sklepamo, da obstaja med njima linearna kombinacija, ki postane stacionarna. To pomeni, da če imata dve spremenljivki skupne stohastične in deterministične trende, da se bosta skupaj tudi gibali na dolgi rok. Torej kointegracijske relacije, $\beta'x_t$, se ponavadi interpretirajo kot dolgoročne povezave med spremenljivkami.

Znotraj VAR modela, lahko kointegracijsko hipotezo formuliramo kot zmanjšanje omejitve ranga v matriki Π . Kointegrirani VAR model lahko potem zapišemo tako:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \alpha \beta' x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t$$

kjer je $\beta'x_{t-1}$ vektor stacionarnih kointegracijskih povezav dolžine $r \times 1$. Pod hipotezo, da je $x_t \sim I(1)$, so vse stohastične komponente stacionarne in model je konsistenten. Izbira α in β opisuje ekonomsko strukturo in zagotavlja empirični vpogled na primerčnost obravnavanega modela. Posamezno vrstico v matriki Π lahko obravnavamo kot linearno kombinacijo kointegracijskih povezav.

Stacionarni VAR model lahko spremenimo v obliko gibanja povprečij. Zaradi enostavnosti zapisa vzamemo enostaven VAR(2) model: $\Pi(L)x_t = (I - \Pi_1 L - \Pi_2 L^2)x_t = \mu + \varepsilon_t$. Predvidevamo, da karakteristični polinom $|\Pi(z)| = |I - \Pi_1 z - \Pi_2 z^2|$ vsebuje korene enote. V tem primeru je potem determinanta $|\Pi(1)| = 0$ in $\Pi(z)$ ni obrnljiva. Zato moramo iz polinoma odlogov v VAR modelu dobiti komponento korena enote. S preoblikovanjem enačbe modela, dobimo naslednjo povezavo:

$$(1 - L)x_t = \Pi^{-1}(L)(1 - L)(\varepsilon_t + \mu) = C(L)(\varepsilon_t + \mu) = (C_0 + C_1 L + C_2 L^2 + \dots)(\varepsilon_t + \mu)$$

$C(L)$ lahko preoblikujemo v $C(L) = C(1) + C^*(L)(1 - L)$. Če združimo to z zgornjo enačbo, dobimo: $(1 - L)x_t = (C + C^*(L)(1 - L))(\varepsilon_t + \mu)$, kjer $C = C(1)$. To enačbo lahko potem zapišemo kot: $x_s = x_{s-1} + C\varepsilon_s + C\mu + Y_s - Y_{s-1}$, kjer $Y_s = C^*(L)\varepsilon_s$ označuje stacionarni del procesa. Če še seštejemo po vseh $s = 1, \dots, t$, dobimo naslednje:

$$x_t = C \sum_{s=1}^t \varepsilon_s + C\mu t + C^*(L)\varepsilon_t + \tilde{X}_0$$

kjer \tilde{X}_0 vsebuje tako začetno vrednost procesa x_t kot tudi začetno vrednost kratkoročne dinamike $C^*(L)\varepsilon_0$. Iz zgornje enačbe je vidno, da lahko x_t opišemo s stohastičnimi trendi $C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$, stacionarnimi stohastičnimi komponentami $C^*(L)\varepsilon_t$ in začetnimi

vrednostmi.

V nadaljevanju je prikazano kako dobiti C matriko, ko sta α in β znana. Za lažjo demonstracijo vzamemo VAR(1) model: $\Delta x_t = \alpha\beta'x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t$, t, \dots, T z začetno vrednostjo x_0 . Za dana α in β lahko napišemo ortogonalne komplemente α_\perp in β_\perp polnega ranga z dimenzijo $p \times (p - r)$. Velja $\beta\beta_\perp = 0$, $\text{rang}(\beta, \beta_\perp) = (\alpha, \alpha_\perp) = p$. Pri nadaljni izpeljavi nam bodo pomagale naslednje povezave:

$$\beta_\perp(\alpha'_\perp\beta_\perp)^{-1}\alpha'_\perp + \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\beta' = I$$

Če pomnožimo zgornjo enačbo z x_t dobimo:

$$x_t = \beta_\perp(\alpha'_\perp\beta_\perp)^{-1}\alpha'_\perp x_t + \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\beta' x_t = \omega_1\alpha'_\perp x_t + \omega_2\beta' x_t.$$

Torej x_t lahko izrazimo z linearno kombinacijo $\alpha'_\perp x_t$ in kointegracijsko relacijo $\beta' x_t$. Naslednji korak je zapisati jih kot funkcijo začetnih vrednosti in napak $(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1})$. Najprej začetni VAR(1) model pomnožimo z β' in izrazimo $\beta' x_t$:

$$\beta' x_t = (I + \beta'\alpha)\beta' x_{t-1} + \beta'\mu + \beta'\varepsilon_t$$

$(I + \beta'\alpha)^l \rightarrow \infty$ ko $l \rightarrow \infty$. $\beta' x_t$ lahko zapišemo kot funkcijo napak in konstante μ :

$$\beta' x_t = \sum_{i=0}^{\infty} (I + \beta'\alpha)^i \beta' (\varepsilon_{t-i} + \mu).$$

Na podoben način dobimo tudi naslednjo enačbo za $\alpha'_\perp x_t$:

$$\alpha'_\perp x_t = \alpha'_\perp x_0 + \sum_{i=1}^t \alpha'_\perp (\varepsilon_i) + \mu$$

Glede na povezave, ki smo jih izpeljali do zdaj, lahko zapišemo x_t kot:

$$x_t = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + \tau_1 t + \tau_0 + Y_t$$

kjer $C = \beta_\perp(\alpha'_\perp\beta_\perp)^{-1}\alpha'_\perp$, $\tau_1 = C\mu$ določa naklon linearnega trenda v x_t , $\tau_0 = Cx_0$ je odvisen od začetnih vrednosti, Y_t pa je stacionarni proces.

Matriko C lahko še z nekaj izpeljavami zapišemo na naslednji način:

$$C = \beta_\perp(\alpha'_\perp\Gamma\beta_\perp)^{-1}\alpha'_\perp,$$

kjer $\Gamma = -(I - \Gamma_1 - \dots - \Gamma_{k-1})$. Če zapis še poenostavimo v $C = \tilde{\beta}_\perp$ vidimo, da je dekompozicija matrike C podobna matriki Π . α'_\perp označuje skupne stohastične trende in $\tilde{\beta}_\perp$ njihove obremenitve. Rezultati, ki smo jih dobili vodijo v naslednjo definicijo:

Definicija 3.4. Skupno gibajoči se trendi so spremenljivke $\alpha'_\perp \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$.

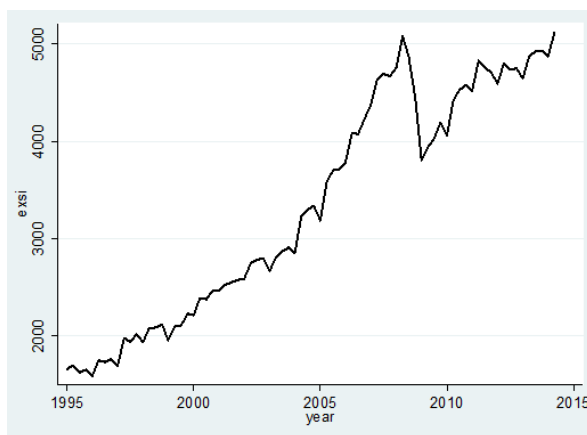
Model $\Delta x_t = \alpha\beta'x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t$, $t = 1, \dots, T$ ponazarja kako se proces giblje proti stacionarnemu stanju, skupni trendi pa predstavljajo kako se spremenljivke gibljejo v nestacionarnem načinu. Torej ti dve ponazoritvi predstavljata enako stvar z različnih strani. [2]

4 Opis podatkov

V tem poglavju bom opisala spremenljivke, ki jih bom vključila v model. Podatki za analizo so četrtletni za vse tri spremenljivke in zajemajo obdobje od začetka leta 1995 in do vključno drugega kvartala leta 2014.

4.1 Izvoz

Prva spremenljivka, ki jo bom vključila v model, je izvoz blaga in storitev Slovenije v stalnih cenah. Spodaj je prikazan graf, ki prikazuje gibanje izvoza med letoma 1995 in 2014. Vidimo lahko, da je izvoz od začetka obdobja naraščal brez daljših intervalov padanja. Velik padec je viden okoli leta 2008 zaradi finančne krize v svetu. Po letu 2010 pa je izvoz spet začel naraščati.

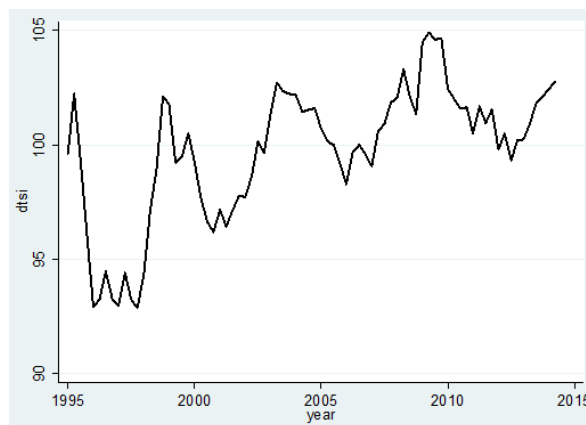


Slika 1: Izvoz Slovenije, Vir: SURS.

4.2 Devizni tečaj

Druga spremenljivka je realni efektivni devizni tečaj (REER). Ta tečaj se uporablja za določitev vrednosti valute posamezne države v razmerju do drugih glavnih valut (ameriški dolar, japonski jen itd.). Izračunani indeks je prilagojen za učinke inflacije.

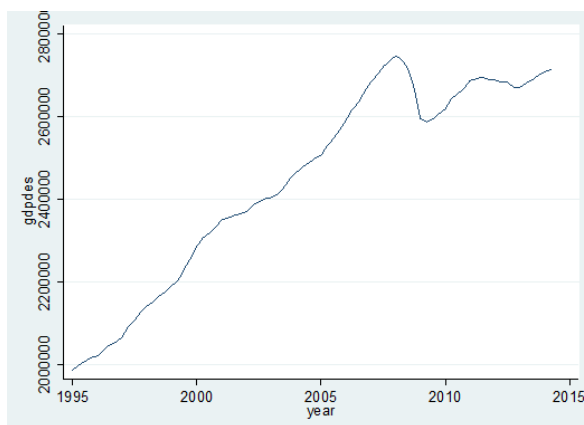
Podatki, ki sem jih uporabila za analizo, imajo bazno leto 2005. Iz grafa je vidno, da se indeks v času zelo spreminja. Na začetku obdobja je bil indeks zelo nizek v primerjavi z indeksom leta 2014. To pomeni, da so naše dobrine v tem času postale dražje relativno gledano na naše konkurente. Velik vpliv na to ima vstop v Evropsko unijo (2004) in uvedba evra v Sloveniji (2007).



Slika 2: Realni efektivni devizni tečaj, Vir: Eurostat.

4.3 Bruto domači proizvod evropskih držav

Za tretjo spremenljivko sem izbrala bruto domači proizvod EU28, torej 28 evropskih držav. Izbrala sem jih zaradi tega, ker Slovenija v te države izvozi največ blaga in storitev (več kot 70 %). Deleže izvoza Slovenije v posamezne države prikazuje tortni grafikon v prilogi A. Spodnji graf pa prikazuje gibanje BDP 28 evropskih držav, v katere Slovenija izvozi največ. BDP v obravnavanem obdobju narašča, zelo viden je samo padec zaradi finančne krize okrog leta 2008.



Slika 3: BDP EU28, Vir: Eurostat.

5 Rezultati

Spremenljivke, ki jih bom vključila v analizo, so torej izvoz Slovenije, realni efektivni devizni tečaj in pa bruto domači proizvod 28 evropskih držav, v katere Slovenija izvozi največ (več kot 70 %). Podatki so zaradi lažje interpretacije logaritmirani. Za potrebe analize sem dodala nove spremenljivke (d_exSI , d_dtSI , d_gdpEU), in sicer v obliki prvih diferenc osnovnih spremenljivk (ln_exSI , ln_dtSI , ln_gdpEU).

5.1 Integriranost, stacionarnost

Glede na informacijske kriterije sem se odločila za 2 odloga in nato preverila porazdelitev ostankov in prisotnost potencialne avtokorelacije. Najprej sem s Portmanteau in Ljung in Box testom preverila, ali je prisotna avtokorelacija ostankov.

H_0 : ni avtokorelacije ostankov

H_1 : je prisotna avtokorelacija ostankov

Za vse spremenljivke, tako logaritmirane kot tudi za difference, sem ugotovila, da je p-vrednost večja od kritične vrednosti pri 1 % stopnji tveganja. Tako lahko na podlagi vzorčnih podatkov sklepam, da ni nikjer prisotna avtokorelacija ostankov.

Z Jarque-Bera testom pa sem preverila še normalnost porazdelitve ostankov.

H_0 : normalna porazdelitev

H_1 : ni normalne porazdelitve

Glede na dobljene p-vrednosti lahko na podlagi vzorčnih podatkov sklepam, da spremenljivki izvoza in BDP-ja nimata normalno porazdeljenih ostankov, medtem ko jih spremenljivki deviznega tečaja imata.

Naslednja stvar je preverjanje reda integriranosti posameznih spremenljivk oz. preverjanje prisotnosti korena enote v časovnih serijah. Uporabila sem dva testa, in sicer Augmented Dickey-Fuller (ADF) test ter KPSS test. Če dasta oba testa enake rezultate, lahko z gotovostjo trdimo, da so v časovni seriji prisotni koreni enote oz. da le-teh ni.

ADF test H_0 : proces je integriran (ima korene enote) H_1 : proces ni integriran (ni korenov enote)**KPSS test**

Pri KPSS testu imamo dve možnosti: testiranje brez prisotnosti linearnega trenda v časovni seriji (level stationarity) in testiranje v primeru prisotnosti linearnega trenda (trend stationarity).

 H_0 : časovna serija je stacionarna H_1 : časovna serija ni stacionarna

test		ln_exSI	d_exSI	ln_dtSI	d_dtSI	ln_gdpEU	d_gdpEU
ADF testna statistika		-1.7598	-4.8653	-2.0370	-5.9170	-1.3053	-4.8905
kritična vrednost(5 %)		-3.41	-3.41	-2.86	-2.86	-3.41	-3.41
št. odlogov		2	1	2	1	2	1
KPSS I(q)=4 test		0.2620	0.1093	0.0952	0.0543	0.3585	0.1996
I(q)=12 kritična vrednost(5 %)		0.1435	0.1499	0.1081	0.0950	0.1804	0.3059
		0.146	0.463	0.146	0.463	0.146	0.463
I(q)= število odlogov pri KPSS testu; Pri preverjanju prisotnosti korena enote v časovni seriji ln_exSI in ln_gdpEU so upoštevani konstanta, linearni trend in sezonske slamnate spremenljivke; pri analiziranju ln_dtSI pa konstanta in sezonske slamnate spremenljivke.							

Tabela 2: ADF in KPSS test

ADF test mi pove, da na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrtni H_0 za spremenljivke ln_exSI , ln_dtSI in ln_gdpEU . To pomeni, da ne morem reči, da so ti procesi integrirani, torej so v omenjenih časovnih serijah pri dveh odlogih prisotni koreni enote. Za prve diference d_exSI , d_dtSI in d_gdpEU pa mi ADF test pove, da na podlagi vzorčnih podatkov lahko zavrtnem H_0 ter sprejemem sklep, da so te časovne serije pri enem odlogu stacionarne oz. da v njih niso prisotni koreni enote.

KPSS test v primeru prisotnosti linearnega trenda v časovni seriji, sem uporabila na logaritmiranih spremenljivkah. Rezultati pokažejo, da na podlagi vzorčnih podatkov lahko zavrtnem H_0 pri spremenljivkah ln_exSI (s 4 odlogi) in ln_gdpEU (s 4 in 12 odlogi). To pomeni, da so v časovnih serijah prisotni koreni enote. Pri spremenljivki ln_dtSI pa dobimo statistično neznačilen rezultat, torej v tej časovni seriji niso prisotni koreni enote. Prav tako to velja tudi za vse diference obravnavanih spremenljivk.

Rezultati obeh testov so enaki, razen pri spremenljivki ln_dtSI dobimo drugačne rezultate pri stopnji tveganja 5 %. Če vzamem 90 % interval zaupanja, lahko na podlagi vzorčnih podatkov rečem, da tudi časovna serija ln_dtSI vsebuje korene enote. Glede na rezultate obeh testov torej lahko z gotovostjo trdim, da so logaritmirane časovne serije integrirane prvega reda oz. da so v njih prisotni koreni enote.

5.2 Kointegracijski rang

V tem podpoglavju bom določila kointegracijski rang med spremenljivkami z Johansenovim trace testom. Vključila bom konstanto in linearni trend.

H_0 : ni kointegracije (VAR (p) proces ni stabilen)

H_1 : je kointegracija (VAR (p) proces je stabilen)

Johansen trace test					
$ln_exSI, ln_gdpEU, ln_dtSI$					
r0	LR	pval	90 %	95 %	99 %
0	48.84	0.0101	39.73	42.77	48.87
1	16.18	0.4860	23.32	25.73	30.67
2	6.09	0.4599	10.68	12.45	16.22

Tabela 3: Johansenov trace test

Kot je vidno v tabeli, lahko s 5 % stopnjo tveganja pri $r=0$ zavrtnem H_0 , da ni kointegracije. Pri $r=1$ pa je vrednost testa $LR=16.18$ manjša od kritičnih vrednosti, zato H_0 ne morem zavrtni. Pri $r=2$ je situacija enaka, zato tudi tukaj H_0 ne zavrtnem. Na

podlagi vzorčnih podatkov torej lahko sklepam, da je v modelu prisotna kointegracija in da je proces stabilen.

5.3 Model kointegrirane vektorske avtoregresije

Za nadaljevanje analize sem namesto VAR modela izbrala VECM. To pa zato, ker sem ugotovila, da med spremenljivkami obstaja ena kointegracijska povezava in jo na taki način lahko analiziram.

Pri ocenjevanju VECM sem upoštevala konstanto, trend in da je število odlogov enako 1. Poleg tega sem v model vključila še sezonske slamnate spremenljivke.

Ocenjen osnovni VECM:

$$\begin{bmatrix} d(\ln_exSI)(t) \\ d(\ln_gdpEU)(t) \\ d(\ln_dtSI)(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.075 \\ 0.004 \\ -0.078 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1.000 & -3.857 & 3.645 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(\ln_exSI)(t-1) \\ d(\ln_gdpEU)(t-1) \\ d(\ln_dtSI)(t-1) \end{bmatrix} + \\ \begin{bmatrix} -0.051 & 1.431 & -0.088 \\ 0.045 & 0.109 & 0.047 \\ 0.001 & -0.199 & 0.308 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(\ln_exSI)(t-1) \\ d(\ln_gdpEU)(t-1) \\ d(\ln_dtSI)(t-1) \end{bmatrix} + \\ \begin{bmatrix} -2.375 & -0.089 & 0.123 & -0.045 & 0.000 \\ 0.127 & -0.077 & 0.003 & -0.037 & 0.000 \\ -2.486 & -0.005 & -0.003 & 0.003 & 0.000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} CONST \\ S1(t) \\ S2(t) \\ S3(t) \\ TREND(t) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u1(t) \\ u2(t) \\ u3(t) \end{bmatrix}$$

t-statistika:

$$\begin{bmatrix} d(\ln_exSI)(t) \\ d(\ln_gdpEU)(t) \\ d(\ln_dtSI)(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1.773 \\ 0.376 \\ -4.973 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dots & -9.068 & 5.806 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(\ln_exSI)(t-1) \\ d(\ln_gdpEU)(t-1) \\ d(\ln_dtSI)(t-1) \end{bmatrix} + \\ \begin{bmatrix} -0.304 & 1.960 & -0.328 \\ 1.127 & 0.629 & 0.745 \\ 0.024 & -0.733 & 3.087 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d(\ln_exSI)(t-1) \\ d(\ln_gdpEU)(t-1) \\ d(\ln_dtSI)(t-1) \end{bmatrix} + \\ \begin{bmatrix} -1.764 & -3.734 & 4.137 & -2.724 & 0.920 \\ 0.397 & -13.661 & 0.378 & -9.569 & -2.063 \\ -4.975 & -0.597 & -0.253 & 0.489 & 3.663 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} CONST \\ S1(t) \\ S2(t) \\ S3(t) \\ TREND(t) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u1(t) \\ u2(t) \\ u3(t) \end{bmatrix}$$

Spremenljivka BDP evropskih držav s povečanjem vpliva na izvoz Slovenije pozitivno, medtem ko zvišanje realnega efektivnega deviznega tečaja vpliva na izvoz negativno.

Realni efektivni devizni tečaj nam pove, kako se giblje domača valuta v primerjavi z valutami določenih drugih držav ob upoštevanju cen v domači in tujih valutah. Povečanje deviznega tečaja Slovenije pomeni, da so dobrine postale dražje v primerjavi z drugimi državami. Posledično se izvoz zmanjša.

5.4 Avtokorelacija in nenormalnost ostankov modela

V tem podpoglavju bom preverila še dve lastnosti ostankov modela avtokorelacijo in normalnost porazdelitve. Avtokorelacijo bom preverila z dvema testoma, in sicer Portmanteau-ovim in LM testom.

H_0 : ni avtokorelacije ostankov

H_1 : je prisotna avtokorelacija ostankov

test	testna statistika	p-vrednost
Portmanteau test	132.7931	0.4642
prilagojen Portmanteau test	150.2325	0.1325
LM test	53.1011	0.1903

Tabela 4: Testi avtokorelacije ostankov

Vsi trije testi pokažejo, da na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrniti H_0 in tako sprejemam sklep, da v modelu ni prisotna avtokorelacija ostankov. Nenormalnost porazdelitve ostankov modela pa bom preverila s 3 testi: Doornik & Hansen, Lütkepohl in Jarque-Bera test.

H_0 : normalna porazdelitev ostankov

H_1 : nenormalna porazdelitev ostankov

test	p-vrednost
Doornik & Hansen	0.0895
Lütkepohl	0.0029
Jarque-Bera test	u1 : 0.0004 u2: 0.0000 u3: 0.0747

Tabela 5: Testi za nenormalnost

Zgornji testi mi dajo različne rezultate. Pri prvem (Doornik & Hansen) je p-vrednost večja od kritične vrednosti pri 5 % stopnji tveganja, zato na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrniti H_0 , torej dobimo normalno porazdelitev ostankov. Nasproten rezultat mi da drugi test Lütkepohl, saj je p-vrednost manjša od kritične vrednosti in zato lahko H_0 v tem primeru zavrnem. To pa pomeni, da je porazdelitev ostankov nenor-

malna. Jarque-Bera test pa pokaže, da na podlagi vzorčnih podatkov lahko zavrnem H_0 za spremenljivki u1 in u2 ter sprejemem sklep, da se ostanki teh dveh časovnih serij normalno porazdeljujejo. Za spremenljivko u3 pa test pokaže, da na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrniti H_0 , torej se ostanki tukaj ne porazdeljujejo normalno. Z ARCH-LM testom bom preverila še prezrto pogojno heteroskedastičnost.

H_0 : ni ARCH učinkov v ostankih modela (ni pogojne heteroskedastičnosti)

H_1 : so ARCH učinki v ostankih modela (je pogojna heteroskedastičnost)

test	p-vrednost
ARCH-LM test	u1 : 0.7286 u2 : 0.7753 u3 : 0.9955
Multivariate ARCH-LM test	0.6545

Tabela 6: Testi heteroskedastičnosti

Prvi test pokaže, da na podlagi vzorčnih podatkov ne morem zavrniti H_0 , torej lahko sprejemem sklep, da med ostanki posamične časovne serije ni ARCH učinkov oz. ni prisotna pogojna heteroskedastičnost. Tudi multivariatni ARCH-LM test pokaže, da ne morem zavrniti H_0 in zato lahko rečem, da tudi med ostanki VECM ni prisotnih ARCH učinkov oz. ni prisotne pogojne heteroskedastičnosti.

5.5 Ocenjene kointegracijske povezave

Iz VECM, ki sem ga zapisala v podpoglavju 5.3, dobim naslednjo ocenjeno kointegracijsko povezavo, ki predstavlja dolgoročno povezavo med spremenljivkami:

$$\begin{aligned} \ln_{exSI} &= 3.857\ln_{gdpEU} - 3.645\ln_{dtSI} \\ t - stat &: [-9.068] [5.806] \\ p - val &: [0.000][0.000] \end{aligned}$$

Koeficiente pred spremenljivkama, realni efektivni devizni tečaj in BDP evropskih držav lahko interpretiram kot cenovno in dohodkovno elastičnost. Oba koeficienta sta statistično značilna pri 5 %, saj je izračunana p-vrednost manjša od 0.05. Prvi koeficient (3.857) predstavlja dohodkovno elastičnost in pove, da če se poveča BDP evropskih držav za 1 %, se poveča količina izvoza Slovenije za 3.857 %. Drugi koeficient (-3.645) pa predstavlja cenovno elastičnost in pove, da če se devizni tečaj zviša za

1 %, se količina izvoza Slovenije zmanjša za 3.645 %.

Če primerjam dobljene rezultate z rezultati iz že obstoječih empiričnih analiz za različne države iz 2. poglavja, se predznaki ocenjenih elastičnosti ujemajo. Cenovne elastičnosti imajo negativen predznak, medtem ko so dohodkovne elastičnosti pozitivne, razen v primeru Mervarjeve analize za Hrvaško, kjer je tudi ocenjena cenovna elastičnost pozitivna.

6 Zaključek

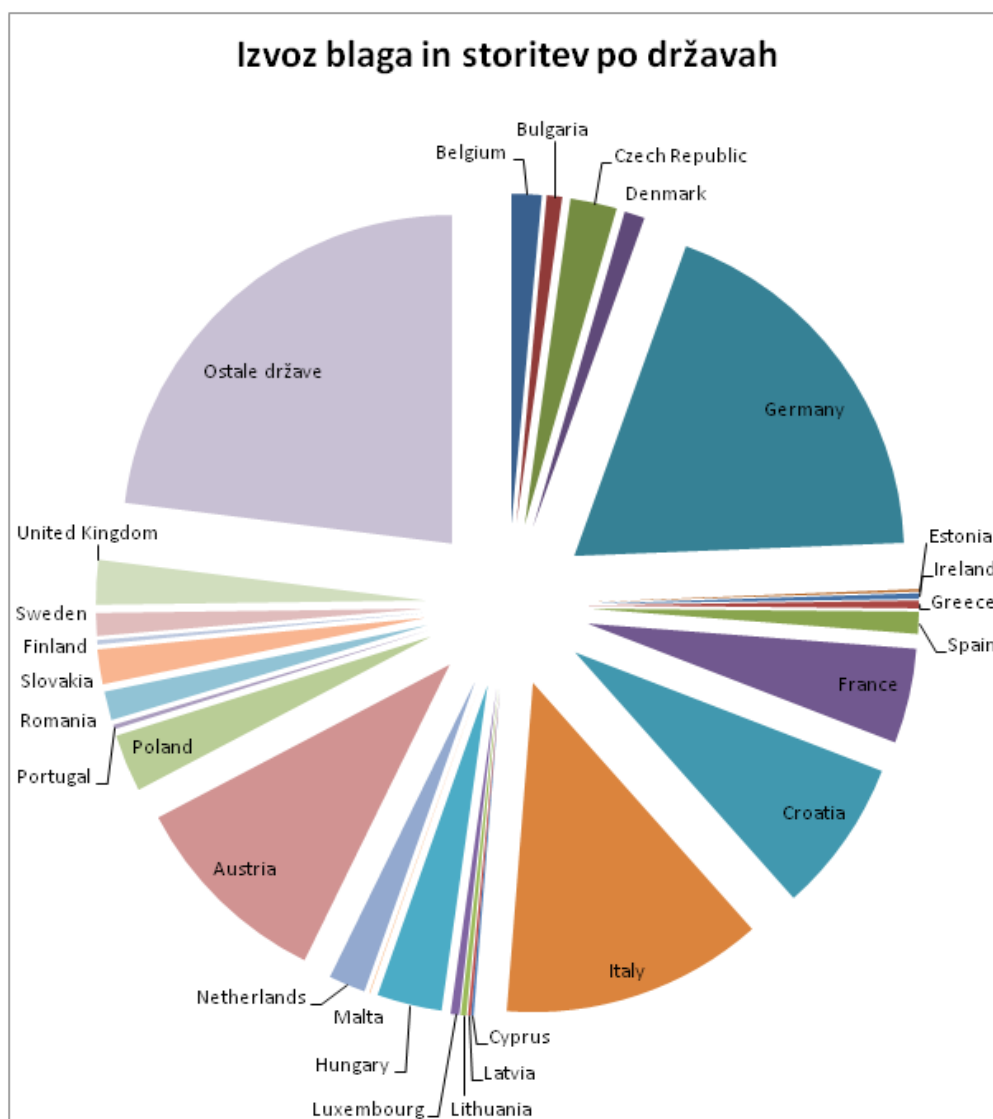
V zaključni nalogi sem pokazala, kako izbrani spremenljivki, realni efektivni devizni tečaj in BDP 28 evropskih držav, vplivata na izvoz Slovenije. Koeficienta pred spremenljivkama sta se izkazala za statistično značilna pri stopnji tveganja 5 %. Poleg klasičnih spremenljivk sem v model zaradi boljše pojasnitve dodala tudi sezonske slavnate spremenljivke. Rezultate sem dobila predznačene kot pričakovano, pozitivna dohodkovna in negativna cenovna elastičnost. S povišanjem realnega efektivnega deviznega tečaja se cene dobrin povečajo in s tem se posledično zmanjša količina izvoza. Kar se tiče BDP-ja evropskih držav, če se ta poveča, se tudi izvoz Slovenije v te države poveča.

7 Literatura

- [1] A. MERVAR, Estimates of the traditional export and import demand functions in the case of Croatia. (1994) . (*Citirano na strani 5.*)
- [2] K. JUSELIOUS, The cointegrated VAR model: methodology and applications. (2005) . (*Citirano na straneh 9, 11, 12, 13 in 15.*)
- [3] K. JOHANSSON, Exports in the econometric model Kosmos. (1998) . (*Citirano na strani 6.*)
- [4] S. KUMAR, Estimating export equations for developing countries. (2009) . (*Citirano na strani 7.*)
- [5] A.S. SENHADJI in C.E. MONTENEGRO, Time series analysis of export demand equations: a cross-country analysis. *IMF Staff paper* (1999) . (*Citirano na strani 7.*)

Priloge

A Izvoz Slovenije po državah



Slika 4: Izvoz Slovenije po državah, Vir: Banka Slovenije.

B Delež izvoza v BDP

country	min	mean	max	sd
Avstrija	45	56	63	5
Belgija	77	85	96	5
Bolgarija	44	62	81	10
Hrvaška	37	42	44	2
Ciper	46	52	59	3
Češka	58	84	113	15
Danska	44	54	62	5
Estonija	74	89	113	12
Finska	42	47	56	3
Francija	28	30	32	1
Nemčija	32	46	57	8
Grčija	19	23	26	2
Madžarska	70	112	159	30
Irska
Italija	25	29	33	2
Latvija	40	48	61	7
Litva	43	64	91	14
Luxemburg	145	174	196	16
Malta	83	93	112	7
Nizozemska	68	81	98	9
Poljska	25	36	44	5
Portugalska
Romunija
Slovaška	67	91	120	14
Slovenija	52	68	86	10
Španija	27	31	38	3
Švedska	45	51	57	4
Velika Britanija	27	30	34	2
Total	19	63	196	34

Slika 5: Delež izvoza v BDP, Vir: Eurostat.