

Zbirka Delovni zvezki UMAR
Delovni zvezek 2/2020, letnik XXIX



Analiza odzivnosti slovenskega blagovnega izvoza

Jože Markič

Objava in povzemanje prispevkov sta dovoljena delno ali v celoti z navedbo vira. Avtorstvo je treba pripisati avtorju prispevka in ne Uradu RS za makroekonomske analize in razvoj. Mnenja, ugotovitve in sklepi so namreč v celoti avtorjevi in ne odražajo nujno uradnih stališč Urada RS za makroekonomske analize in razvoj.

http://www.umar.gov.si/avtorski_prispevki/

Kratka vsebina:

Delovni zvezek analizira odzivnost slovenskega blagovnega izvoza na tuje povpraševanje in realni efektivni tečaj. Slovensko gospodarstvo je tradicionalno zelo odprto, saj je delež izvoza v primerjavi z BDP v obdobju 2010–2018 v povprečju znašal 75,7 % BDP. Zaradi te odprtosti gospodarstva zunanji pogoji v veliki meri determinirajo uspešnost našega gospodarstva. Avtor uvodoma predstavi izvozne tokove in stroškovno konkurenčnost Slovenije. Osrednji del delovnega zvezka je analiza odzivnosti izvoza blaga z vektorsko avtoregresijo in mehanizmom popravljanja napak. Analiza zajema obdobje od prvega četrtertletja 2001 do drugega četrtertletja 2019 (2001q1–2019q2). Izhodišče analize je leto 2001, ko je Slovenija dosegala zunanje ravnovesje, izraženo s tekočim računom plačilne bilance in z neto mednarodno investicijsko pozicijo do tujine. Obdobje opazovanja zajema tudi liberalizacijo kapitalskih tokov, leta visoke gospodarske rasti Slovenije (2004–2008), krizno obdobje ter okrevanje slovenskega gospodarstva.

Ključne besede: izvozna odprtost, zunanje ravnovesje, neto finančna pozicija do tujine, izvozna funkcija, stacionarnost, kointegracija, stabilnost kointegracijskega prostora, vektorska avtoregresija z mehanizmom popravljanja napak, funkcija impulznih odzivov, dekompozicija variance, mere primernosti modela.

Delovni zvezki Urada RS za makroekonomske analize in razvoj

Izdajatelj:

Urad RS za makroekonomske analize in razvoj

Gregorčičeva 27

1000 Ljubljana

Tel: (+386) 1 478 1012

Telefaks: (+386) 1 478 1070

E-naslov: gp.umar@gov.si

Odgovorna urednica: Urška Brodar (urska.brodar@gov.si)

Delovni zvezek: Analiza odzivnosti slovenskega blagovnega izvoza

Avtor: dr. Jože Markič (joze.markic@gov.si)

Delovni zvezek ni lektoriran.

Delovni zvezek je recenziran.

Ljubljana, oktober 2020

Kataložni zapis o publikaciji (CIP) pripravili v Narodni in univerzitetni knjižnici v Ljubljani

[COBISS.SI-ID=31674627](#)

ISBN 978-961-6839-45-7 (epub) ISBN 978-961-6839-46-4 (pdf)

Kazalo vsebine

1	Uvod	1
2	Izvozna funkcija in njene lastnosti	2
3	Izvozna funkcija Slovenije	4
	3.1 Splošna slika izvoznih tokov in konkurenčnosti ter nabor spremenljivk.....	4
	3.2 Vektorska avtoregresija z mehanizmom popravljanja napak.....	8
	3.3 Funkcija impulznih odzivov.....	16
	3.4 Dekompozicija variance.....	17
	3.5 Ocena dolgoročnih elastičnosti na osnovi različnih modelov in izbrane mere primernosti izvozne funkcije	18
4	Zaključek.....	20
5	Seznam literature in virov	21
	Priloga: Testi spremenljivk in modela VECM.....	23

Kazalo slik in tabel

Slika 1: Izvozna odprtost, v % BDP.....	4
Slika 2: Tekoči račun plačilne bilance, v mio EUR (levo) in neto finančna pozicija in izvoz, v % BDP (desno)	5
Slika 3: Dekompozicija salda tekočega računa na ciklično in strukturno komponento, v % BDP	5
Slika 4: Kazalniki podjetij, v mio EUR in v % (levo) ter bruto poslovni presežek in izvoz, v mio EUR (desno)	6
Slika 5: Tuje povpraševanje (leva os), realni izvoz blaga Slovenije (leva os) in realni efektivni tečaj (desna os), v obdobju 2001q1–2019q2, indeks 2008=100 (levo) ter dekompozicija realnega tečaja, indeks 2008=100 (desno)	7
Slika 6: Realna rast izvoza in tujega povpraševanja, v %	8
Slika 7: Kointegracijski rezidual izvozne funkcije, naravni logaritem indeksov (2010=100).....	14
Slika 8: Dolgoročna medletna realna rast izvoza blaga Slovenije in tujega povpraševanja, v %	16
Slika 9: Odkloni izvoza od dolgoročnega ravnotežja (naravni logaritem indeksov) in neto finančna pozicija Slovenije (v mio EUR).....	16
Slika 10: Funkcija impulznih odzivov.....	17
Slika 11: Dekompozicija variance.....	18
Slika 12: Dejanske in ocenjene vrednosti obsega izvoza z modelom VECM, desezonirano, v mio EUR.....	31
Slika 13: Dejanske in ocenjene vrednosti obsega izvoza z modelom ECM, desezonirano, v mio EUR.....	31
Tabela 1: Johansenov trace test.....	10
Tabela 2: Kointegracijski vektor.....	11
Tabela 3: Stabilnost kointegracijskega prostora.....	12
Tabela 4: Kratkoročne elastičnosti in mehanizem popravljanja napak	13
Tabela 5: Dolgoročne elastičnosti izvoza in koeficienti prilagajanja	18
Tabela 6: Izbrane mere primernosti ocenjene izvozne funkcije	19
Tabela 7: Test enotnega korena izvoznih tokov	23
Tabela 8: Test enotnega korena tujega povpraševanja	24
Tabela 9: Test enotnega korena realnega efektivnega tečaja	25
Tabela 10: Izpis celotnega modela VECM.....	26
Tabela 11: Test stacionarnosti kointegracijskega reziduala	27

Tabela 12: Grangerjev test vzročnosti.....	28
Tabela 13: LM test avtokorelacije ostankov.....	28
Tabela 14: Test normalnosti porazdelitve ostankov.....	29
Tabela 15: Test heteroskedastičnosti ostankov	29
Tabela 16: Test stabilnosti VAR modela kot celote.....	29
Tabela 17: Test obstoja 1 kointegracijskega vektorja (FMOLS).....	30
Tabela 18: Test obstoja 1 kointegracijskega vektorja (DOLS).....	30

Povzetek

Slovensko gospodarstvo je tradicionalno zelo odprto, saj je delež izvoza v primerjavi z BDP v obdobju 2010–2018 v povprečju znašal 75,7 % BDP. Zaradi te odprtosti gospodarstva zunanji pogoji v veliki meri determinirajo uspešnost našega gospodarstva. Izvoz je eden izmed glavnih dejavnikov gospodarske rasti, zlasti v malih odprtih gospodarstvih, zato je ocenjevanje in napovedovanje izvoznih tokov pomembno pri analizi plačilne bilance in oblikovanju trgovinske politike.

V tej fazi raziskave smo oblikovali preprost model, ki smo ga preverili pri oceni in napovedi izvoza. Zato smo analizirali klasično izvozno funkcijo, ki povezuje obseg izvoza z obsegom tujega povpraševanja in relativnimi cenami. Izhodišče analize je leto 2001, ko je Slovenija dosegala zunanje ravnovesje, izraženo s tekočim računom plačilne bilance in z neto mednarodno investicijsko pozicijo do tujine. Pri tem smo uporabili kvartalni model vektorske avtoregresije s korekcijo napak (VECM), in sicer za obdobje 2001q1–2019q2. Ugotavljamo, da med realnim izvozom, tujim povpraševanjem in realnim tečajem obstaja dolgoročno ravnotežje, in sicer 1 kointegracijski vektor. Slednjega potrди tako Johansenova metoda kot tudi testiranje vektorja z modelom FMOLS in DOLS. Testi modeli VECM potrjujejo, da je model stabilen in primeren.

Dohodkovna dolgoročna elastičnost blagovnega izvoza na spremembo tujega povpraševanja je precej visoka (1,7). Realni izvoz se v povprečju več kot proporcionalno odzove na spremembe zunanjega povpraševanja, kar ni presenetljivo, saj Slovenija spada med mala odprta gospodarstva. Visoka dolgoročna dohodkovna elastičnost se odraža tudi v rasti tržnih deležev, ki jih Slovenija na mednarodnih trgih nenehno povečuje že več let. Relativno nizka kratkoročna elastičnost izvoza na realni tečaj (0,8) pomeni, da ima izvoz predvsem omejitve na strani uvoznega povpraševanja tujine (*angl. demand-constrained in the export markets*).

Skladno s funkcijo impulznih odzivov ugotavljamo, da je odziv slovenskega blagovnega izvoza na šok tujega povpraševanja pričakovano pozitiven, in sicer z odlogom dveh četrletij. Šok ima trajen vpliv na realni izvoz. Ob 1-odstotnem porastu zunanjega šoka se slovenski blagovni izvoz odzove za 1,6 %, pri čemer je 90 % spremembe izvoza realizirano v prvih treh četrletjih, dolgoročno ravnotežje pa izvoz doseže po desetih četrletjih. Realni izvoz pa se na šok realnega efektivnega tečaja, merjenega s stroški dela na enoto, odzove s časovnim odlogom enega leta.

Dolgoročno je zato potrebno dvigniti konkurenčnost izvoza industrijskih izdelkov in povečati proizvodnjo srednje in visoko tehnološko zahtevnih proizvodov, po katerih je večje tuje povpraševanje. Pomembno je tudi razvijati necenovne dejavnike, med katere spadajo: kvaliteta izvoznih proizvodov, okusi potrošnikov, institucionalni dejavniki in vpetost slovenskih izvoznikov v globalne proizvodne verige.

Summary

Slovenia is a very open economy, with exports accounting for 75.7% of GDP on average in the period 2010-2018. Because of the high degree of openness, its economic performance is largely determined by external conditions. As exports are one of the main drivers of economic growth, particularly in small and open economies such as Slovenia, assessing and forecasting export flows plays an important role in analysing the balance of payments and formulating of trade policy.

We used a simple classical export model to assess and forecast exports. The model links the volume of exports to the volume of foreign demand and relative prices. The period of analysis covers the years 2001-2019. The starting point is 2001, when Slovenia achieved a balanced current account and net international investment position. The analysis is made by a vector error correction model (VECM) using quarterly data for the period 2001q1-2019q2. The results indicate a long-term relationship between real exports, foreign demand and real exchange rate, namely one co-integrating vector. The latter is confirmed by both the Johansen method and the testing of the vector with the FMOLS and DOLS models. VECM model tests confirm that the model is stable and suitable.

The long-term elasticity of exports to changes in foreign demand is quite high (1.7%). Real exports on average respond more than proportionally to changes in external demand, which is not surprising, since Slovenia is a very open economy. The high long-term export elasticity is also reflected in the growth of market shares, which Slovenia has been steadily increasing in international markets for several years. The relatively low short-term elasticity of exports to the real exchange rate (0.8) indicates that exports are constrained primarily by external import demand.

The estimates of the impulse response function suggest that the response of Slovenian exports to a foreign demand shock is positive, with a lag of two quarters. The shock has a lasting effect on real exports. In the event of a 1% increase in the external shock, Slovenian goods exports react by 1.6%, with 90% of export change realised in the first three quarters and the long-term balance achieved after 10 quarters. On the other hand, real exports respond to a real effective exchange rate shock measured by unit labour costs with a one-year delay.

In the long term, it is therefore necessary to increase the competitiveness of exports of industrial products and the production of medium- and high-technology products for which there is a higher external demand. It is also important to foster the improvement of non-price factors, including the quality of export products, consumer tastes, institutional factors and the integration of Slovenian exporters in global production chains.

1 Uvod

Izvoz je eden izmed glavnih dejavnikov gospodarske rasti, zlasti v malih odprtih gospodarstvih. Ocenjevanje in napovedovanje izvoznih tokov je zato pomembno pri analizi plačilne bilance in oblikovanju trgovinske politike. Slovensko gospodarstvo je tradicionalno zelo odprto, saj je delež izvoza v primerjavi z BDP v obdobju 2010–2018 v povprečju znašal 75,7 % BDP. Zaradi te odprtosti gospodarstva zunanji pogoji v veliki meri determinirajo uspešnost našega gospodarstva.

Namen prispevka je ugotoviti, v kolikšni meri tuje povpraševanje in realni efektivni tečaj vplivata na gibanje obsega slovenskega izvoza. V tej fazi raziskave je cilj narediti preprost model in ga preveriti pri oceni in napovedi izvoza. Pri tem bomo uporabili metodo kointegracije na osnovi modela vektorske avtoregresije in analizirali klasično izvozno funkcijo, ki povezuje obseg izvoza z obsegom tujega povpraševanja in relativnimi cenami. Večja je dohodkovna elastičnost izvoza, bolj je namreč izvoz občutljiv na spremembe v mednarodnem okolju. Ob večji cenovni elastičnosti pa realna depreciacija povečuje konkurenčnost izvoza. Tradicionalna izvozna funkcija Slovenije je analizirana v obdobju od prvega četrletja 2001 do vključno drugega četrletja 2019, in sicer na osnovi desezoniranih podatkov. Izhodišče analize je leto 2001, ko je Slovenija dosegala zunanje ravnovesje, izraženo s saldonom tekočega računa plačilne bilance. Kumulativni tokovi tekočih transakcij se nato v letu 2002 prelijejo v uravnoteženo stanje neto finančne pozicije do tujine. Obdobje opazovanja zajema tudi liberalizacijo kapitalskih tokov, leta visoke gospodarske rasti Slovenije (2004–2008), krizno obdobje ter okrevanje slovenskega gospodarstva.

V poglavju, ki sledi uvodu, bomo najprej predstavili klasično izvozno funkcijo in njene lastnosti. Sledi poglavje, v katerem bo oblikovan model izvoza, kjer bo prikazana splošna slika izvoznih tokov in konkurenčnosti, spremenljivke, metodologija ter vektorska avtoregresija s popravljanjem napak (VECM). Poglavje obsega analizo kointegracijskega rezidua, funkcijo impulznih odzivov in dekompozicijo variance. Poleg modela VECM prikazujemo tudi model ECM, pri čemer primerjamo dolgoročne elastičnosti obeh modelov in primernost pri napovedovanju izvoznih tokov. Prispevek zaključimo s sklepom in ugotovitvami.

2 Izvozna funkcija in njene lastnosti

Analizirali bomo tradicionalno izvozno funkcijo. Tradicionalen pristop poleg relativnih cen obravnava tudi realni efektivni tečaj, temelječ na stroških dela na enoto, kar odraža raven konkurenčnosti izvoznikov. Povpraševanje po izvozu posameznih držav je odvisno od gospodarske aktivnosti v tujini in relativnih cen izvoza.

Izvozna funkcija je zapisana v obliki dvojnih logaritmov:

$$E_t = \beta_0 + \beta_1 * WM + \beta_2 * REER + \varepsilon_t, \quad (1)$$

pri čemer so:

- E – realni izvoz,
- WM – uvozno povpraševanje tujine – obseg svetovnega uvoza blaga (uvoz gospodarsko razvitih in razvijajočih se držav skupaj),
- $REER$ – realni efektivni tečaj; deflator stroški dela na enoto,
- e – vsi ostali dejavniki.

Ker je funkcija izražena v naravnih logaritmih, koeficient b_1 pomeni dohodkovno elastičnost izvoza, koeficient b_2 pa stroškovno elastičnost izvoza. Glede na ekonomsko teorijo pričakujemo pozitiven predznak koeficienta b_1 in negativen predznak koeficienta b_2 . Krepitev tujega povpraševanja poveča obseg izvoznih tokov, po drugi strani pa poslabšanje stroškovne konkurenčnosti izvoznikov (realna apreciacija) znižuje realno vrednost izvoza.

Tradicionalno izvozno funkcijo so empirično začeli analizirati v prejšnjem stoletju Orcutt (1950), Houthakker in Magee (1969). Pomemben prispevek na tem področju imata Goldstein in Khan (1985), ki sta preučevala tako odzivnost izvoznega povpraševanja, kot tudi izvozne ponudbe na cenovna nihanja v osmih industrijsko razvitih državah (Belgija, Francija, Nemčija, Italija, Japonska, Nizozemska, Velika Britanija in ZDA). Avtorja sta ugotovila, da je v šestih državah cenovna elastičnost večja kot 1. V nadaljevanju pa je prikazan kratek pregled nekatere sodobne literature. Soares in Roua (2013) v tradicionalnem modelu izvoza Portugalske dodajata še domače povpraševanje. Tako ugotavljata, da se v primeru znižanja domačega trošenja, kratkoročno poveča izvozna učinkovitost. Quere, Gourinchas, Martin in Plantin (2014) analizirajo izvoz francoskih podjetij v obdobju 1995–2010. Izvoz regresirajo na BDP neevrskega območja in realni efektivni tečaj. Rezultati kažejo, da 10-odstotna realna deprecija evra v povprečju poveča izvoz francoskih podjetij za 6 %. Algieri (2014) z modelom vektorske korekcije napak (VECM) analizira odzivnost izvoza blaga in storitev v perifernih državah (Grčija, Irska, Italija, Portugalska in Španija), tako da v tradicionalno funkcijo vključi še necenovni dejavnik. Ugotavlja, da dohodkovne elastičnosti variirajo od vrednosti 1 do 2,6, največji pa imata Irska in Grčija. Tuje povpraševanje ter cenovna in necenovna konkurenca so dolgoročno vsi relevantni dejavniki spremembe obsega izvoza. Kratkoročno pa na gibanje izvoza takoj vpliva le tuje povpraševanje, medtem ko spremembe realnega tečaja in necenovne konkurence delujejo z odlogom. Berthou in Dhyne (2018) analizirata odziv izvoza blaga na tuje povpraševanje in realni

efektivni tečaj, in sicer za panel 11 evropskih držav v obdobju 2001–2011. V svoji študiji ugotavljata, da je (nominalni) izvoz najbolj občutljiv na gibanje tujega povpraševanja. Podjetja, ki so bolj produktivna, šibko reagirajo na spremembo realnega tečaja. Po drugi strani pa so manj produktivna podjetja precej občutljiva na spremembe relativnih cen. Byrne in Lynehan (2018) ugotavljata, da je vpliv zunanjega povpraševanja na gibanje obsega izvoza Irske mnogo večji od cenovnih dejavnikov. Heimberger (2018) z vektorsko avtoregresijo analizira četrtni izvozni model Avstrije v obdobju 2007–2016. Ugotovi, da obstaja kointegracija med realnim izvozom, tujim povpraševanjem, investicijami in realnim efektivnim tečajem. Od leta 2007 pa je stroškovna konkurenčnost relativno skromen dejavnik izvozne učinkovitosti. Nizka rast izvoza in padec tržnih deležev pa sta večinoma posledica krčenja gospodarske aktivnosti avstrijskih glavnih trgovinskih partneric, vključno z Vzhodno Evropo.

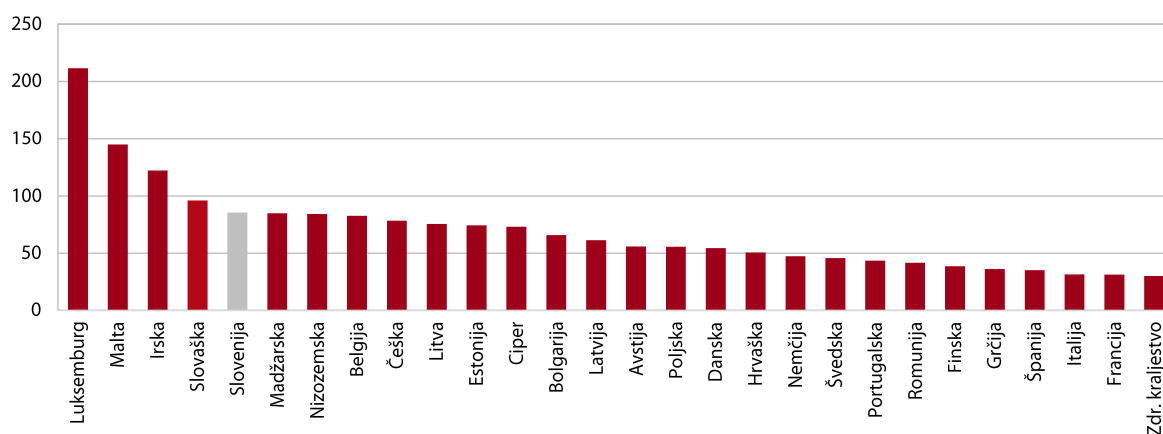
3 Izvozna funkcija Slovenije

3.1 Splošna slika izvoznih tokov in konkurenčnosti ter nabor spremenljivk

Tradicionalna izvozna funkcija Slovenije je analizirana v obdobju 2001q1–2019q2 na osnovi desezoniranih podatkov. Izhodišče analize je leto 2001, ko je Slovenija dosegala zunanje ravnovesje, izraženo s saldonom tekočega računa plačilne bilance. Kumulativni tokovi tekočih transakcij se nato v letu 2002 prelijejo v uravnoteženo stanje neto finančne pozicije do tujine. Obdobje opazovanja zajema tudi liberalizacijo kapitalskih tokov, leta visoke gospodarske rasti Slovenije (2004–2008), krizno obdobje ter okrevanje gospodarstva.

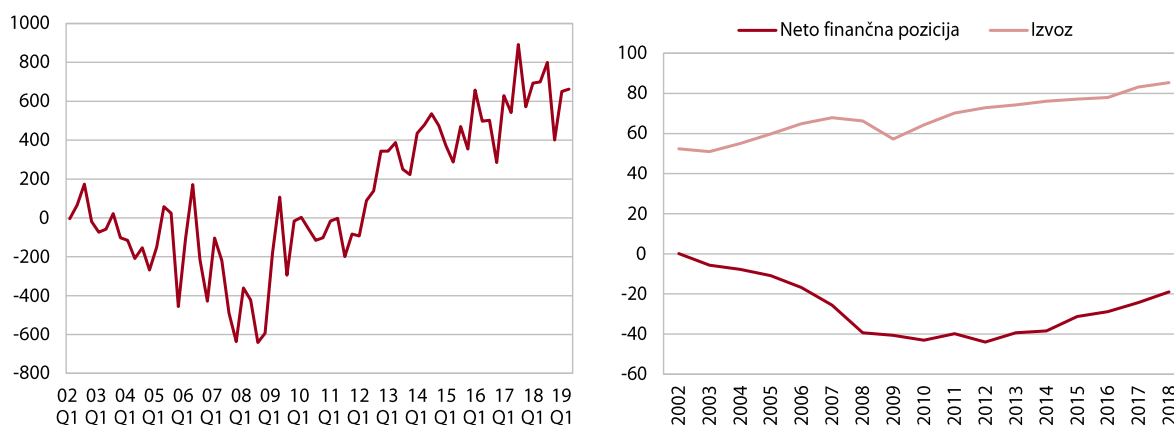
Vpetost Slovenije v mednarodne trgovinske tokove se nadalje povečuje. Stopnja zunanjetrgovinske povezanosti Slovenije se je v obdobju 2008–2018 povečala bolj kot v povprečju EU. Potem, ko je v prvih dveh letih krize (2008–2009) padec svetovne trgovinske menjave Slovenijo prizadel bolj kot povprečje EU, se je delež mednarodne menjave glede na BDP v obdobju 2010–2018 povečal bolj kot v EU. Glede na *izvozno odprtost* se je Slovenija v letu 2018 med članicami EU uvrstila na peto mesto. Višje relativne deleže izvoza blaga in storitev od Slovenije so izkazovale države Luksemburg, Malta, Irska in Slovaška. Stopnja trgovinske integracije Slovenije je leta 2018 dosegla 162,5 % BDP, pri čemer je delež izvoza predstavljal 85,4 % BDP in se je v primerjavi s predkriznim letom povečal za 16,9 o. t. Na to je vplivala hitrejša rast izvoznih trgov in izboljšanje izvozne konkurenčnosti slovenskih izvoznikov, temelječe na rasti izvoza vseh panog po tehnološki zahtevnosti. Povprečna realna rast slovenskega izvoza je bila v obdobju 2010–2018 6,3-odstotna, kar je Slovenijo uvrstilo na deseto mesto med državami EU. Tri četrtine vrednosti izvoza blaga je predstavljal izvoz v države članice EU.

Slika 1: Izvozna odprtost, v % BDP



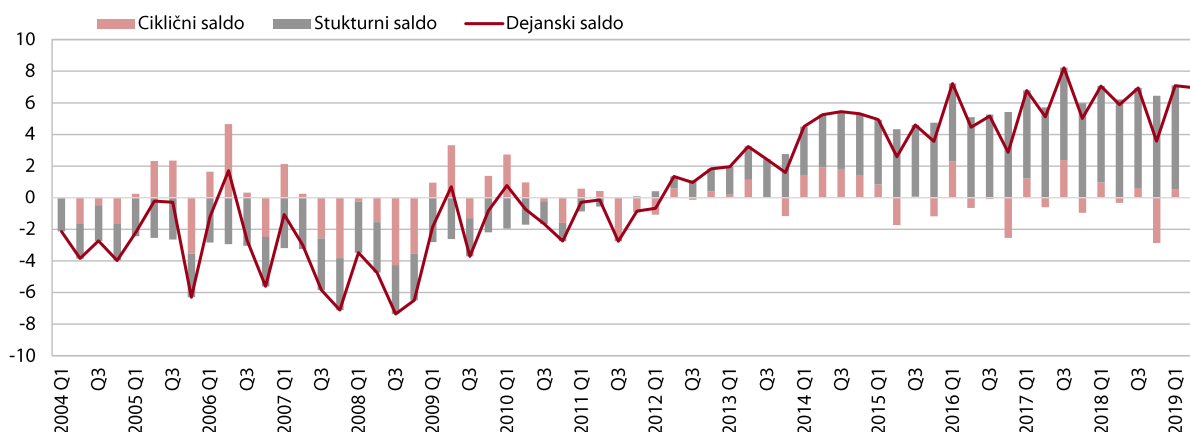
Vir: Eurostat, lastni preračuni.

Izvozni tokovi pomembno vplivajo tudi na stanje mednarodnih naložb. Neto finančna pozicija Slovenije do tujine je po liberalizaciji kapitalskega in finančnega računa plačilne bilance in vstopu Slovenije v EU prešla v primanjkljaj. Celotna neto zadolženost Slovenije se je začela zniževati po letu 2013, ko so podjetja zaradi krepitve tujega povpraševanja in tudi izboljšanja stroškovne konkurenčnosti precej povečala tržni delež na svetovnem trgu (Markič, 2019).

Slika 2: Tekoči račun plačilne bilance, v mio EUR (levo) in neto finančna pozicija in izvoz, v %BDP (desno)

Vir: SURS, BS, lastni preračuni.

V obdobju 2002–2004 se je konkurenčnost slovenskega gospodarstva, merjena s stroški dela na enoto BDP, z upočasnjeno dinamiko nadaljevala, a je (nominalna) okrepitev evra povzročila rast realnega efektivnega tečaja. V obdobju 2005–2007 se je stroškovna konkurenčnost slovenskega gospodarstva poslabšala v primerjavi z državami EU in evrskega območja. Ob približno podobnem rahlem padcu stroškov dela na enoto proizvoda kot v naših najpomembnejših trgovinskih partnericah, je k temu večinoma prispevala apreciacija evra do košarice valut. Na gibanje izvoznih tokov so večinoma vplivali ciklični dejavniki, saj je bilo ciklično nihanje BDP Slovenije namreč bolj izrazito kot nihanje BDP evrskega območja.

Slika 3: Dekompozicija salda tekočega računa na ciklično in strukturno komponento, v % BDP

Vir: SURS, BS, lastni izračuni.

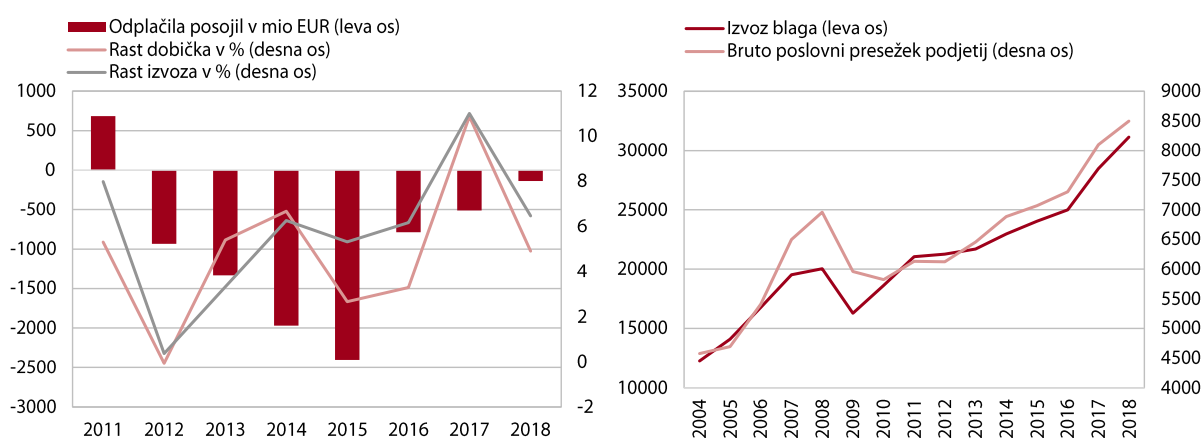
V začetku krize, v obdobju 2008–2010, je bila Slovenija v skupini držav z največjim poslabšanjem stroškovne konkurenčnosti. Pri tem so se v omenjenem obdobju stroški dela povečevali, in sicer v letu 2008 in 2010 zaradi rasti plač, v letu 2009 pa zaradi upada produktivnosti. Slovenija je kljub temu *povečala tržni delež na trgu držav EU*. Na to so v največji meri vplivali kemični proizvodi, stroji in transportne naprave. Pospešena rast tržnega deleža kemičnih proizvodov je bila predvsem posledica izrazitejše rasti izvoza medicinskih in farmacevtskih proizvodov, ki, za razliko od večine drugih podsektorjev, v času mednarodne gospodarske krize niso bili soočeni s krčenjem povpraševanja v EU. Na višjo rast tržnega deleža strojev in transportnih naprav pa je vplival zlasti izvoz cestnih vozil

zaradi dodatnih spodbud prodaje avtomobilov v nekaterih državah EU, kar se je kazalo tudi v rasti tržnega deleža na francoskem in nemškem trgu. Opazneje se je povečal tudi tržni delež električnih strojev in naprav (Poročilo o razvoju, 2009).

Obdobje od leta 2012 zaznamuje presežek v tekoči bilanci, ki odraža ugodna izvozna gibanja in zmerno rast domače potrošnje. Slovenija nenehno povečuje tržne deleže na mednarodnih trgih. Po letu 2011 nenehno povečuje izvoz, katerega rast pripisujemo predvsem ugodnim razmeram v mednarodnem okolju in izboljšanju konkurenčnega položaja slovenskih izvoznikov. Slednje se odraža tudi v visoki korelaciji med izvozom in poslovnim presežkom.¹ Ugodna količinska in cenovna gibanja so podjetjem omogočila povečati bruto poslovni presežek (dobiček)² in s tem kreirati lastna finančna sredstva. Podjetja so namreč v preteklih letih s finančnimi presežki večinoma odplačevala pred krizo najeta bančna posojila,³ bančno kreditiranje pa je znova oživel v letu 2017. Šibka investicijska aktivnost podjetij, pogojena z razdolževanjem, se odraža v presežku tekočih in kapitalskih transakcij, ki ga nefinančne družbe dosegajo od leta 2012 (Markič, 2019).

Slovenija zapira stroškovno vrzel v primerjavi s svetovnim trgom z občutno depreciacijo evra v letu 2015. Stroški dela na enoto proizvoda menjalnega sektorja Slovenije so od leta 2015 približno na ravni povprečja EU, tako da je gibanje stroškovne konkurenčnosti večinoma posledica sprememb nominalnega efektivnega tečaja.

Slika 4: Kazalniki podjetij, v mio EUR in v % (levo) ter bruto poslovni presežek in izvoz, v mio EUR (desno)



Vir: SURS, BS, lastni preračuni.

¹ Če se delež poslovnega presežka v dodani vrednosti ne zmanjšuje, potem se mora rast odraziti tudi v poslovnem presežku, in sicer predvsem na tujih trgih. Večja (pozitivna) korelacija je posledica večje konkurenčnosti na tujih trgih.

² V letih primanjkljaja 2004–2008 se je produktivnost dela povečevala, kar je vplivalo tudi na višjo rast uvoza, preko večjega uvoza proizvodov za vmesno porabo in proizvodov za investicije. Bruto poslovni presežek se je povečal, vendar se je ob večji produktivnosti povečal tudi uvoz, kar je s poslabšanjem pogojev menjave ohranjalo primanjkljaj v menjavi s tujino.

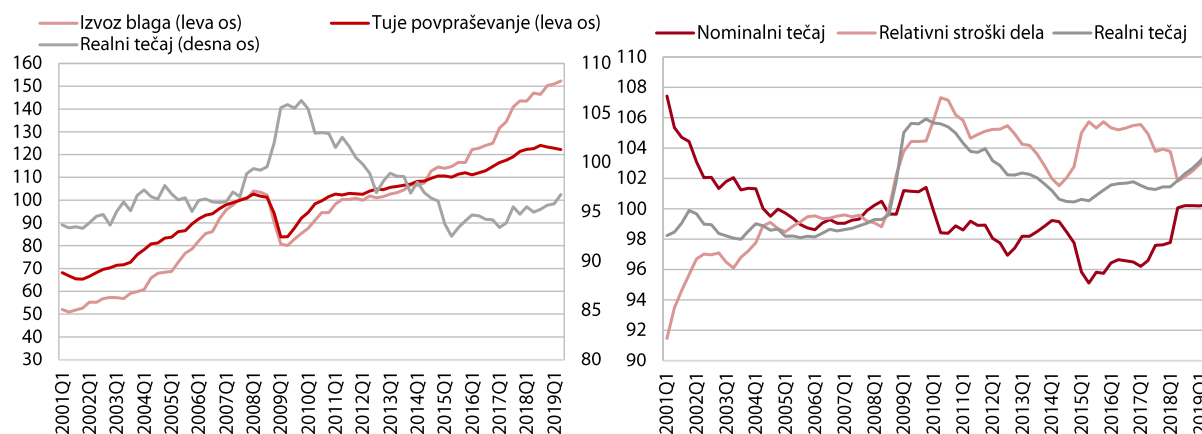
³ Pred krizo so slovenska podjetja svojo rast financirala večinoma s posojili bank, ki so se dodatno zadolževale zlasti pri tujih bankah. Po letu 2008 so banke tuja posojila začele vračati.

Slovenija poseduje relativno obilje dela in ima skromno surovinsko osnovo in naravne vire. Pri proizvodnji primarnih proizvodov ne izkazujemo primerjalnih prednosti, razen pri barvnih kovinah, zmanjšuje pa se tudi delež izvoza primarnih proizvodov v celotnem slovenskem izvozu. Slovensko gospodarstvo s skromno surovinsko in energetsko osnovo se mora zato specializirati v proizvodnji tistih izdelkov, ki vsebujejo čim več proizvedenih (znanja, dela in kapitala) in čim manj naravnih inputov (naravnih virov in storitev okolja).

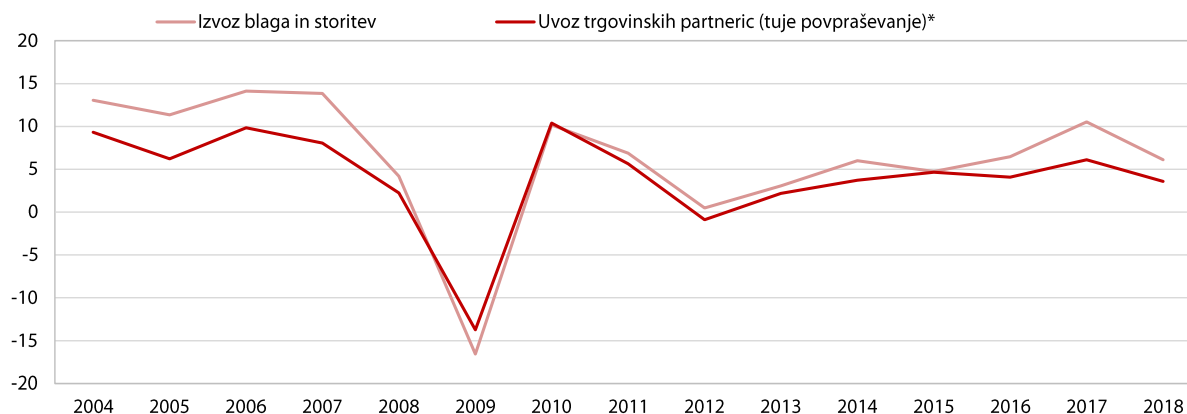
Dolgoročno je zato potrebno dvigniti konkurenčnost izvoza industrijskih izdelkov in povečati proizvodnjo srednje in visoko tehnološko zahtevnih proizvodov, po katerih je večje tuje povpraševanje. Pomembno je tudi razvijati necenovne dejavnike, med katere spadajo: kvaliteta izvoznih proizvodov, okusi potrošnikov, institucionalni dejavniki in vpetost slovenskih izvoznikov v globalne proizvodne verige (Markič, 2019).

Realni izvoz blaga, tuje povpraševanje in realni efektivni tečaj so nestacionarne časovne vrste na osnovni ravni, stacionarne pa postanejo z enkratnim diferenciranjem. Z diferenciranjem sicer odpravimo nestacionarnost časovnih vrst, vendar pa izgubimo informacijo o dolgoročnih povezavah med spremenljivkami. Zato v tem kontekstu analiziramo ali med omenjenimi časovnimi vrstami obstaja kointegracija. Da bi ugotovili učinek globalne finančne in dolžniške krize, obe z močnim padcem BDP, smo vključili še slamnato spremenljivko. Slednja ima vrednost 1 v obdobju 2008q4–2009q1 ter v obdobju 2012q4–2013q1.

Slika 5: Tuje povpraševanje (leva os), realni izvoz blaga Slovenije (leva os) in realni efektivni tečaj (desna os), v obdobju 2001q1–2019q2, indeks 2008=100 (levo) ter dekompozicija realnega tečaja, indeks 2008=100 (desno)



Vir: SURS, WTO, lastni preračuni.

Slika 6: Realna rast izvoza in tujega povpraševanja, v %

Vir: SURS, OECD, EK, Focus Economics, napoved UMAR.

Opomba:*Realni uvoz trgovinskih partneric tehtan s slovenskim deležem izvoza v te države.

3.2 Vektorska avtoregresija z mehanizmom popravljanja napak

Model vektorske korekcije napak (VECM) je VAR model, prilagojen za analizo časovnih serij, ki so nestacionarne, vendar pa postanejo stacionarne s pretvorbo na diferenco enakega reda. Pomemben je koncept kointegracije, ki pomeni, da obstaja dolgoročna povezanost med I(1) spremenljivkami, oziroma spremenljivkami, ki so integrirane reda ena. Kointegracija pomeni dolgoročno povezavo med skupnimi stohastičnimi trendi. Stacionarne napake regresije v enačbi dolgoročnega ravnotežja pa kažejo na kointegriranost obravnavanih spremenljivk.

Pri analizi smo torej namesto VAR modela izbrali model VECM. To pa zato, ker smo ugotovili, da med spremenljivkami obstaja kointegracijska povezava in jo na tak način lahko analiziramo. Prisotnost kointegracije namreč pomeni, da imamo med spremenljivkami kratkoročne in dolgoročne odnose. Če bi nestacionarnost odpravili le z diferenciranjem, in ne bi upoštevali kointegracijskega odnosa, bi dobili nekonsistentne ocene parametrov (Favero, 2001).

Predpostavimo, da sta seriji y in x integrirani istega reda. Če obstaja med njima linearna kombinacija $y_t - \delta x_t$; ($\delta \neq 0$), potem sta seriji kointegrirani s kointegracijskim vektorjem $(1-\delta)$. Med serijama torej obstaja dolgoročna povezava, medtem ko kratkoročno odstopata od ravnovesja. Dolgoročno se seriji (spremenljivki) povečujeta z isto stopnjo rasti, razlika med obema stopnjama pa se giblje okrog fiksne povprečne vrednosti. Prilagoditev dolgoročnemu ravnotežju prikazuje kointegracijski vektor. Število kointegracijskih vektorjev pa je odvisno od števila spremenljivk in dolžine upoštevanih odlogov. Model vektorske avtoregresije s korekcijo napak zapišemo v sledeči splošni obliki:

$$\Delta y_t = c + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + f D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

pri čemer posamezne oznake pomenijo:

- Δy_t – vektorendogenih spremenljivka prvih diferencah,
- Π – kointegracijski vektor z rangom r , ($r < k$),
- Γ_k – matrike koeficientov kratkoročnih elastičnosti, dimenzij $k \times k$,
- c – vektor konstante,
- D_t – vektor impulznih slamnatih spremenljivk,
- ε_t – vektor rezidualov.

Matrika Π ima reducirani rang ($r < k$), kar pomeni, da obstaja $k \times r$ matrik koeficientov prilagajanja in matrik kointegracijskih vektorjev. V primeru k endogenih spremenljivk, od katerih ima vsaka enotni koren, lahko obstaja od 0 do $k-1$ linearno neodvisnih kointegracijskih relacij. Če pa kointegracijska relacija ne obstaja, potem za analizo uporabljamo VAR na I. diferenci. V primeru k kointegracijskih relacij pa so že osnovne časovne serije stacionarne. Johansenova procedura je v primeru krajšega obdobja opazovanja izpostavljena problemu nepravilne specifikacije determinističnih komponent. Z vektorskim modelom analiziramo tako dolgoročno povezanost med spremenljivkami (kointegracijski vektor) kot tudi kratkoročne elastičnosti.

Ocena kointegracije temelji na Johansenovi proceduri (Johansen, 1991), v kateri je predstavljena metoda ocenjevanja kointegracijskega vektorja, njenega ranga in modelskih parametrov. Analiza kointegracije je praviloma sestavljena iz dveh korakov. V prvem koraku se ugotavlja integracijski red analiziranih časovnih serij. Identifikacija integracijskega reda logaritmskih vrednosti osnovnih podatkov bo opravljena s pomočjo Augmented Dickey-Fullerjevega testa (ADF). V drugem koraku pa po izboru časovnih serij s primerljivim (enakim) kointegracijskim redom poiščemo linearno kombinacijo med njimi, ki je stacionarna (kointegracija). Časovni odlogi so najprej izbrani po načelu parsimonije (varčnosti), kar pomeni minimiziranje vrednosti Schwarzovega in Akaikevega informacijskega kriterija.

Uporaba Johansenove metode je primerna, ko obstaja več kointegracijskih vektorjev. V primeru, da obstaja en kointegracijski vektor, pa je bolje uporabiti Engle-Grangerjev dvo-stopenjski pristop. Pristop modela popravljanja napak z eno enačbo razlikuje med odvisnimi in neodvisnimi spremenljivkami. Vendar so Monte-Carlo študije pokazale, da so kointegracijske regresije odlične za velike vzorce, precej pristranske pa za majhne vzorce. Zato je bolj priporočljivo, da namesto ločenega ocenjevanja dolgoročne enačbe, celoten ECM model ocenimo hkrati (Kennedy, 2003, str. 328).

Kointegracijo med izvozom Slovenije, tujim povpraševanjem in realnim tečajem, ocenjeno z Johansenovo proceduro, na koncu preverimo še s pristopom DOLS in FMOLS (*angl. single cointegrating vector*). *Johansenova metoda* vključuje predpostavko obstoja več kointegracijskih vektorjev. Število kointegracijskih relacij je občutljivo od števila odlogov. V analizi izvoza blaga imamo vzorec s 74 opazovanji za vsako spremenljivko. Akaike informacijski kriterij sicer pokaže

model z dvema odlogoma, v katerem pa je prisotna heteroskedastičnost. Heteroskedastičnost odpravimo tako, da izberemo model s tremi odlogi-VAR (3) oz. model korekcije napak z dvema odlogoma-VECM (2). Kointegracijski rang med spremenljivkami določimo z Johansenovim testom sledi (*angl. trace test*), ki potrdi obstoj *enega kointegracijskega vektorja*. V dolgoročni in kratkoročni del je vključena konstanta.

Tabela 1: Johansenov trace test

Date: 01/20/20 Time: 11:58
 Sample: 2001Q1 2019Q2
 Included observations: 74
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: LOG(XG) LOG(WM) LOG(REULC)
 Exogenous series: D1
 Warning: Critical values assume no exogenous series
 Lags interval (in first differences): 1 to 2

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.237851	31.03338	29.79707	0.0359
At most 1	0.124857	10.93396	15.49471	0.2156
At most 2	0.014286	1.064767	3.841466	0.3021

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Corrected Trace	CV trace (0,05)-O92
None *	0.238	31.03	29.78	29.38
At most 1	0.125	10.93	10.49	15.34
At most 2	0.014	1.06	1.02	3.84

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz, lastni izračuni. Opombe: Test sledi (trace test) pokaže, da med spremenljivkami obstaja ena kointegracijska povezava. Ker imamo, glede na Johansenovo proceduro, relativno malo število opazovanj in eksogeno slamnato spremenljivko, smo izačunali tudi popravek testa sledi (*angl. Corrected trace*). Slednje smo nato primerjali s kritično vrednostjo za VECM s konstanto, upoštevaje izračunane vrednosti Osterwald-Lenum. Iz tabele 1 je razvidno, da lahko s 5-odstotno stopnjo tveganja pri $r=0$, zavrnemo ničelno domnevo, da ni kointegracije. Pri $r=1$ je vrednost testa LR=10,49 in je manjša od kritične vrednosti Osterwald-Lenum, zato v tem primeru ničelne domneve ne zavrnemo.

Tabela 2: Kointegracijski vektor

Vector Error Correction Estimates

Date: 01/20/20 Time: 12:18

Sample: 2001Q1 2019Q2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1
LOG(XG(-1))	1.000000
LOG(WM(-1))	-1.736841 (0.05023) [-34.5754]
LOG(REULC(-1))	0.841027 (0.28722) [2.92820]
C	-4.298778

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz. Opomba: Tabela 2 prikazuje normiran kointegracijski vektor, pri čemer se izbere en koeficient, ki je enak 1. V okroglem oklepaju je prikazana standardna napaka, v oglatem oklepaju je prikazana t-statistika ocenjenih koeficientov.

Med spremenljivkami torej obstaja 1 kointegracijski vektor, katerega stabilnost ugotavljamo na osnovi Hansen-Johansen testa (Hansen-Johansen 1993, str. 8):

$$t^* \sum_{i=1}^r \ln \left[\frac{1 - \lambda_i^*(t)}{1 - \lambda_i(t)} \right]. \quad (3)$$

Upošteva se X^2 distribucijo s $(p-r)r$ stopinjami prostosti, kjer je p velikost kointegracijskega prostora, r pa je število kointegracijskih vektorjev. V enačbi (3) je λ_i^* največja lastna vrednost posameznega opazovanega podobdobja; λ_i pa je največja lastna vrednost v celotnem obdobju. Preverili bomo ali so v funkciji izvoza, ki vključuje tuje povpraševanje in realni efektivni tečaj, dolgoročne elastičnosti stabilne. Uporabili bomo Johansenovo proceduro v celotnem obdobju 2001q1–2019q2 in postopek nadaljevali rekurzivno do podobdobja 2001q1–2017q1.

Tabela 3: Stabilnost kointegracijskega prostora

Period of estimation		Long-run elasticities		Johansen stability test		
		Foreign demand	Real exchange rate	Vector	Eigen value	HJ stat.
2001q1	2017q1	1.66	-0.71	1	0.2814	-4.3511
2001q1	2017q2	1.67	-0.76	1	0.2772	-3.9274
2001q1	2017q3	1.70	-0.76	1	0.2615	-2.3337
2001q1	2017q4	1.71	-0.81	1	0.2603	-2.2133
2001q1	2018q1	1.70	-0.76	1	0.2663	-2.8138
2001q1	2018q2	1.71	-0.87	1	0.2546	-1.6423
2001q1	2018q3	1.70	-0.80	1	0.2603	-2.2112
2001q1	2018q4	1.73	-0.89	1	0.2490	-1.0909
2001q1	2019q1	1.74	-0.84	1	0.2440	-0.6016
2001q1	2019q2	1.74	-0.84	1	0.2379	-

Vir: lastni izračuni.

Opomba: kritična vrednost $X^2(2)=5,99$, pri 5-odstotni stopnji značilnosti. Iz tabele 3 je razvidno, da v vseh podobdobjih in celotnem opazovanem obdobju obstaja 1 kointegracijski vektor. V vseh podobdobjih so si dolgoročne dohodkovne in cenovne elastičnosti zelo podobne. Tudi HJ-statistika je v vseh podobdobjih manjša od kritične (5-odstotna stopnja značilnosti), zato sklepamo, da so ocenjene dolgoročne elastičnosti stabilne.

Dolgoročno naj bi bile tekoče in odložene spremenljivke izvoza, tujega povpraševanja in realnega tečaja enake, torej so njihove diference enake nič. Iz kointegracijskega vektorja, zapisanega v tabeli 2, zato dobimo naslednjo dolgoročno povezavo med spremenljivkami:

$$\log XG = 4,30 + 1,74 \log WM - 0,84 \log REULC$$

Kointegracija med spremenljivkami pomeni dolgoročno razmerje med realnim izvozom, tujim povpraševanjem in realnim tečajem. Dohodkovna dolgoročna elastičnost blagovnega izvoza na spremembo tujega povpraševanja je precej visoka. V primeru, da se tuje povpraševanje poveča za 1 %, se realni izvoz poveča za 1,7 %. Elastičnost, večja od 1, je ugodna v času mednarodne konjunktura, prizadene pa nas v obdobju recesije. Visoka dohodkovna elastičnost izvoza se odraža v nenehni rasti izvoznih tržnih deležev Slovenije na svetovnem trgu. *Visoko dohodkovno elastičnost slovenskega blagovnega izvoza* pojasnimo z večjo uvozno komponento v izvozu, ki je značilna za male odprte ekonomije. Uvozna komponenta izvoza Slovenije je po razpoložljivih podatkih za leto 2016 (31,6 %) v gornji tretjini držav EU. Visoka dohodkovna elastičnost je povezana tudi z deležem trajnih dobrin, kar nakazuje strukturni učinek, saj se naša podjetja bolj osredotočajo na proizvodnjo in izvoz trajnih dobrin. Trajne dobrine, ki imajo bistveno večjo dohodkovno elastičnost, predstavljajo približno 70 % slovenskega blagovnega izvoza.

Relativno visoka dohodkovna elastičnost slovenskega izvoza je povezana tudi z relativno visokim deležem tuje dodane vrednosti v izvozu. Vertikalna specializacija (torej večji delež tuje dodane vrednosti v izvozu) naj bi namreč povzročila večjo dohodkovno elastičnost izvoza in uvoza. Komponenta tuje dodane vrednosti v izvozu je npr. na krizo odreagirala bolj kot komponenta domače dodane vrednosti (T. Golob Šušteršič, 2018, str. 31).

Dolgoročni učinek tujega povpraševanja na slovenski blagovni izvoz je približno 2-krat večji od učinka realnega efektivnega tečaja. V primeru realne apreciacije evra oziroma poslabšanja stroškovne konkurenčnosti za 1 %, se obseg izvoza zniža za 0,8 %. Relativno nizka dolgoročna elastičnost izvoza na realni tečaj pomeni, da ima izvoz predvsem omejitve na strani uvoznega povpraševanja tujine (*angl. demand-constrained in the export markets*).

Tabela 4: Kratkoročne elastičnosti in mehanizem popravljanja napak

Error Correction:	D(LOG(XG))	D(LOG(WM))	D(LOG(REULC))
CointEq1	-0.144578 (0.06902) [-2.09461]	0.072079 (0.04777) [1.50893]	0.037950 (0.02955) [1.28437]
D(LOG(XG(-1)))	-0.047413 (0.14759) [-0.32124]	0.080029 (0.10214) [0.78351]	0.027570 (0.06318) [0.43637]
D(LOG(XG(-2)))	-0.209832 (0.14186) [-1.47918]	-0.138152 (0.09817) [-1.40723]	0.103170 (0.06073) [1.69896]
D(LOG(WM(-1)))	0.481517 (0.19823) [2.42906]	0.436550 (0.13719) [3.18215]	-0.054338 (0.08486) [-0.64034]
D(LOG(WM(-2)))	0.060071 (0.19717) [0.30466]	-0.024713 (0.13645) [-0.18111]	-0.088711 (0.08440) [-1.05102]
D(LOG(REULC(-1)))	0.043031 (0.28928) [0.14875]	-0.133071 (0.20020) [-0.66470]	-0.040889 (0.12383) [-0.33019]
D(LOG(REULC(-2)))	0.215413 (0.29635) [0.72690]	-0.122845 (0.20509) [-0.59899]	0.003497 (0.12686) [0.02757]
C	0.017939 (0.00379) [4.72945]	0.007700 (0.00263) [2.93343]	-0.001361 (0.00162) [-0.83794]
D1	-0.066219 (0.01389) [-4.76590]	-0.042562 (0.00962) [-4.42633]	0.021646 (0.00595) [3.63937]

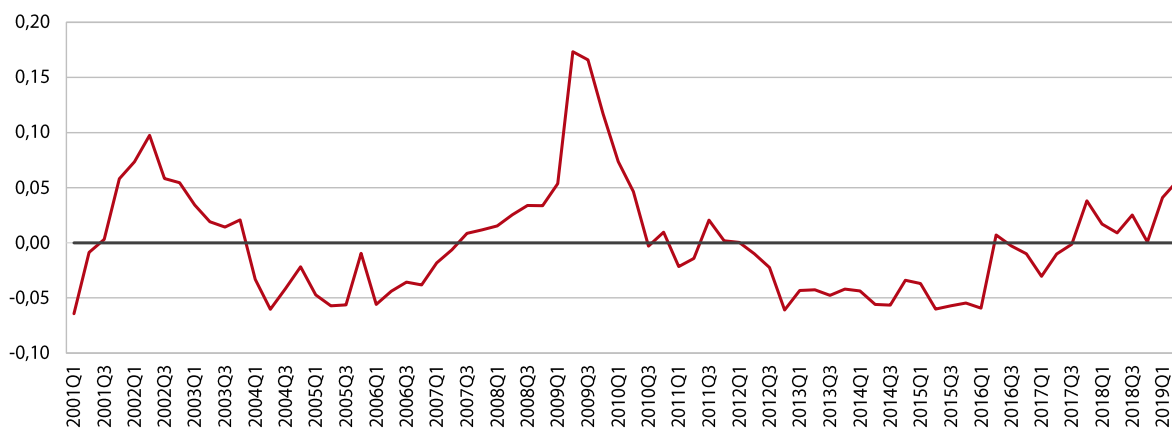
Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz. Opomba: Tabela 3 prikazuje kratkoročne elastičnosti spremenljivk (diference logaritmov) in mehanizem popravljanja napak (CointEq1). V okroglem oklepaju je prikazana standardna napaka, v oglatem oklepaju je prikazana t-statistika ocenjenih koeficientov.

Vrednost koeficienta prilagajanja je negativna (-0,14) in statistično značilna (5-odstotna raven) ter kaže relativno počasen proces proti dolgoročnemu ravnotežju. Kadar je realni izvoz nad dolgoročnim ravnotežjem s tujim povpraševanjem in realnim efektivnim tečajem, se prilagaja navzdol. V tekočem četrtletju se odpravi 14 % neravnotežja iz prejšnjega obdobja. Kratkoročni odklon realnega izvoza

od dolgoročnega ravnotežja pa se zapre v dveh letih in enem četrletju.⁴ Koeficienti prilagajanja kažejo, da se neravnovesje odpravlja le pri realnih izvoznih tokovih (funkcija izvoza), saj sta pripadajoča koeficienta prilagajanja realnega tečaja in tujega povpraševanja statistično neznačilna. Realni efektivni tečaj in tuje povpraševanje sta šibko eksogeni spremenljivki.

Kratkoročna dohodkovna elastičnost izvoza znaša 0,5, kar pomeni, da so na kratek rok proizvodne kapacitete dane. Kapacitete se povečajo v primeru okrepitve povpraševanja na mednarodnem trgu. Da se izvoz *kratkoročno ne odziva na spremembo realnega efektivnega tečaja*, je posledica majhnosti domačega trga. Večina izvoznikov namreč, kljub slabšim stroškovnim pogojem, poizkuša ohraniti tržne deleže. Vrednost slamnate spremenljivke (D1) je statistično značilno negativna, kar pomeni, da sta svetovna finančna kriza in dolžniška kriza evrskega območja povzročili krčenje slovenskega realnega izvoza.

Slika 7: Kointegracijski rezidual izvozne funkcije, naravni logaritem indeksov (2010=100)



Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni izračuni. Opomba: Kointegracijski rezidual izvozne funkcije prikazujemo kot razliko med naravnim logaritmom realnega izvoza blaga in naravnim logaritmom izvoza, ki je ocenjen z dolgoročno kointegracijsko enačbo.

Slika 7 prikazuje odklone od dolgoročnega ravnotežja med realnim izvozom, tujim povpraševanjem in realnim tečajem (rezidual kointegracijskega vektorja). Dolgoročno naj bi bile tekoče in odložene spremenljivke enake vrednosti nič. Črta, ki gre skozi vrednost nič, torej predstavlja stabilno in dolgoročno ravnotežje med spremenljivkami.

Prvi večji odklon od dolgoročnega ravnotežja je bil opazen v letih 2002 in 2003 ter odraža delovanje denarne politike. V letu 2002 so bila zaključena pogajanja o vstopu RS v EU, v celoti je bil sprejet tudi pravni red EU za prosti pretok kapitala. V pogojih sproščenih kapitalskih tokov je BS soodvisno uravnavala obrestne mere in devizni tečaj. Dogovor z domačimi poslovnimi bankami o sodelovanju na trgu tujega denarja je BS omogočil signaliziranje in določanje razpona tečajev. BS je namreč vplivala na višino deviznega tečaja z nakupi in prodajo deviz na deviznem trgu. Presežno likvidnost, ki je izhajala iz monetizacije tujih kapitalskih pritokov, je sterilizirala s tolarskimi blagajniškimi zapisi. V okviru priprav za vstop Slovenije v ERM II je BS od konca prvega četrletja 2003 postopno zniževala obrestne mere in upočasnjevala deprecijacijo tolarja.

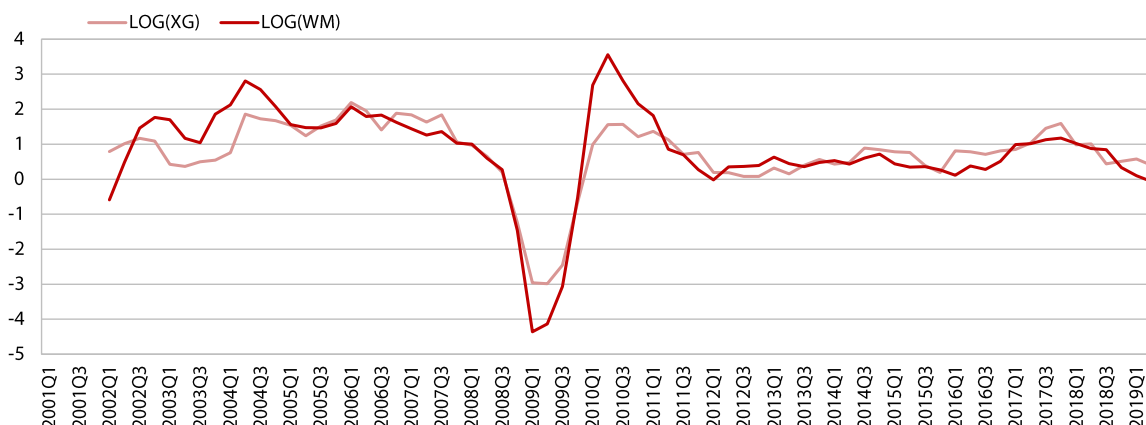
⁴ Hitrost prilagajanja (*angl. speed of adjustment*) je običajno izračunana kot čas, v katerem se odpravi polovica neravnotežja: $\ln 2 / \text{koeficient prilagoditve}$. V našem primeru konkretno pomeni $0,69 / 0,15 = 5$ četrletij.

Drugi večji odklon, ki je nastal v letu 2009, je bil posledica odzivnosti slovenskega izvoza na kolaps svetovnih trgovinskih tokov. Analiza globalnih tokov kaže, da se je svetovni output v obdobju 2008q4–2009q1 na medčetrletni ravni v povprečju skrčil za tri do štiri odstotke, padec obsega svetovne trgovine pa je bil osemkrat večji. To pomeni, da so na krčenje trgovinskih tokov, poleg padca svetovnega BDP, vplivali še drugi dejavniki: i) veliko znižanje zalog podjetij, ii) protekcionistične politike, iii) večji upad blagovnih tokov, ki predstavljajo 80 % svetovne trgovine, in imajo večji delež v svetovnem BDP. Poglobljanje finančne krize je leta 2008 močno omejilo tudi dostop do virov financiranja, ki so začeli postopoma usihati. Slednje je najbolj prizadelo sektorje, ki so proizvajali stroje in opremo ter trajno potrošno blago na globalni ravni (OECD 2009, str. 12).

Mednarodna gospodarska kriza, ki jo je zaznamoval velik in hiter upad trgovinskih tokov, je močno znižala tudi obseg slovenskega izvoza. Realna raven izvoza blaga je bila po 17-odstotnem znižanju v letu 2009 približno na ravni iz leta 2006. Na velik padec izvoza je vplivala visoka vpetost Slovenije v mednarodne trgovinske tokove, deloma pa tudi struktura slovenskega izvoza, ki temelji pretežno na izvozu nizko in srednje tehnološko intenzivnih proizvodov. Med relativno manj prizadetimi izvoznimi dejavnostmi sta bili proizvodnja vozil⁵ in farmacevtskih izdelkov, ki sta od drugega četrletja leta 2009 na najpomembnejših slovenskih izvoznih trgih že tudi povečevali tržne deleže (Poročilo o razvoju, 2010, str. 64).

Primerjalno je bil padec realnega slovenskega izvoza manjši od padca obsega svetovne trgovine. Z omenjeno dinamiko slovenskega izvoza in mednarodnih trgovinskih tokov pojasnujemo tudi večji pozitivni kointegracijski rezidual izvozne funkcije ali odmik izvoza od dolgoročne ravnotežne ravni s tujim povpraševanjem in realnim efektivnim tečajem.

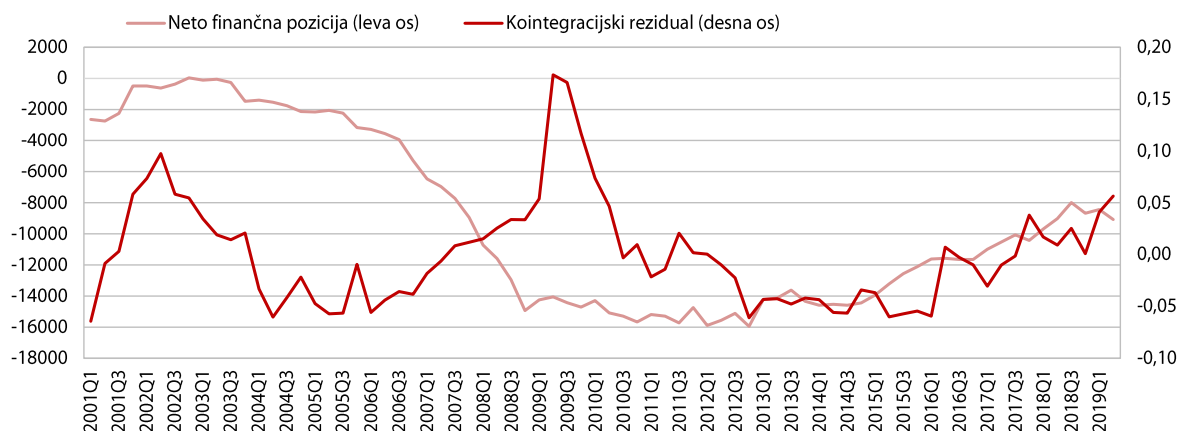
⁵Avtomobilski sektor je bil v nekaterih državah med relativno bolj prizadetimi, slovenski proizvajalec vozil pa je v času krize celo uspel povečati proizvodnjo, kar lahko pripišemo spodbudam za nakupe novih vozil v Franciji in Nemčiji, ki sta med glavnimi izvoznimi trgi slovenskega proizvajalca, pa tudi relativno večji privlačnosti nakupa manjših avtomobilov v času znižane kupne moči potrošnikov. Nominalna vrednost izvoza pa je, kljub realnemu povečanju proizvodnje, upadla, saj je moral proizvajalec cene vozil zniževati.

Slika 8: Dolgoročna medletna realna rast izvoza blaga Slovenije in tujega povpraševanja, v %

Vir: lastni izračuni.

Opomba: Log(XG) je naravni logaritem izvoza blaga, LOG(WM) je naravni logaritem tujega povpraševanja.

Po letu 2015 dolgoročni del enačbe počasi popravlja napake in usmerja proces proti ravnotežju. Poleg ugodnih razmer v mednarodnem okolju in robustni rasti tujega povpraševanja, k temu deloma prispeva tudi izboljšanje stroškovne konkurenčnosti slovenskih izvoznikov. Izboljšujeta pa se tudi fiskalna pozicija države in neto finančna pozicija Slovenije do tujine (glej sliko 9).

Slika 9: Odkloni izvoza od dolgoročnega ravnotežja (naravni logaritem indeksov) in neto finančna pozicija Slovenije (v mio EUR)

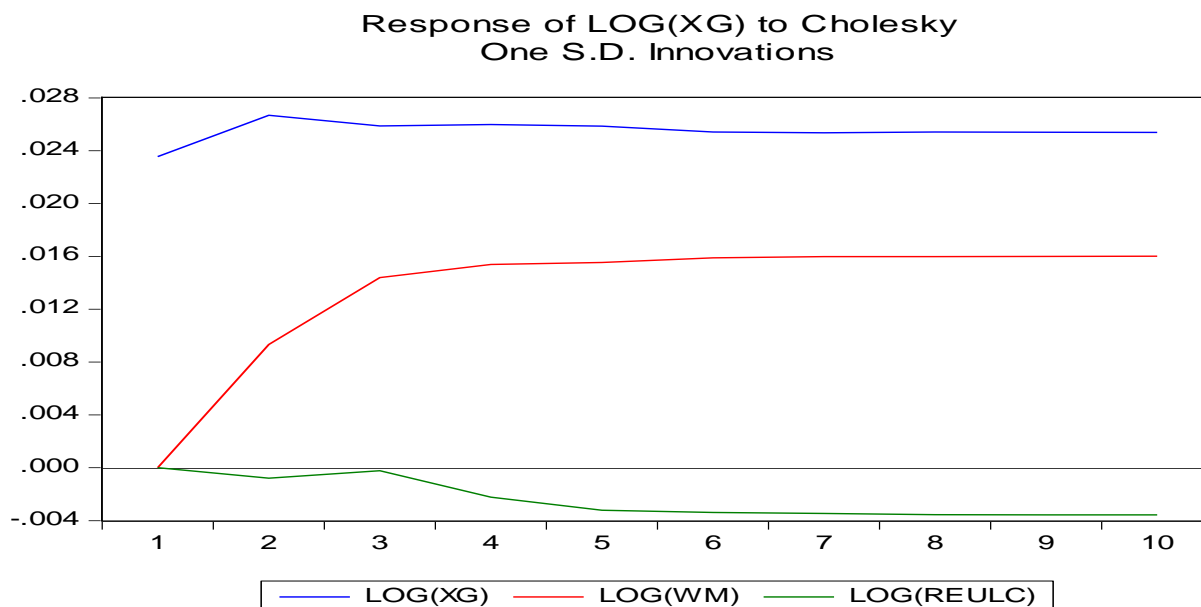
Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni izračuni. Opomba: Kointegracijski rezidual izvozne funkcije prikazujemo kot razliko med naravnim logaritmom realnega izvoza blaga in naravnim logaritmom izvoza, ki je ocenjen z dolgoročno kointegracijsko enačbo.

3.3 Funkcija impulznih odzivov

Po ustrezni specifikaciji modela VECM lahko uporabimo funkcijo impulznih odzivov. Funkcija impulznih odzivov prikazuje kako se posamezna spremenljivka v modelu odziva na različne šoke. Funkcija impulznih odzivov v stacionarnem VAR počasi izzveni. Vsaka spremenljivka v stacionarnem VAR ima namreč konstantno povprečje in varianco, oboje neodvisno od časa. Šoki, ki nastanejo v stacionarni časovni vrsti so le začasni, tako da se spremenljivka lahko vrne k svoji povprečni vrednosti. Nasprotno pa velja za spremenljivke I(1), vsebovane v kointegracijskem VAR, ki se ne

vrnejo k povprečni vrednosti. Enotni moduli v kvadratni matriki namreč pomenijo, da učinki nekaterih šokov ne izzvenijo.

Slika 10: Funkcija impulznih odzivov



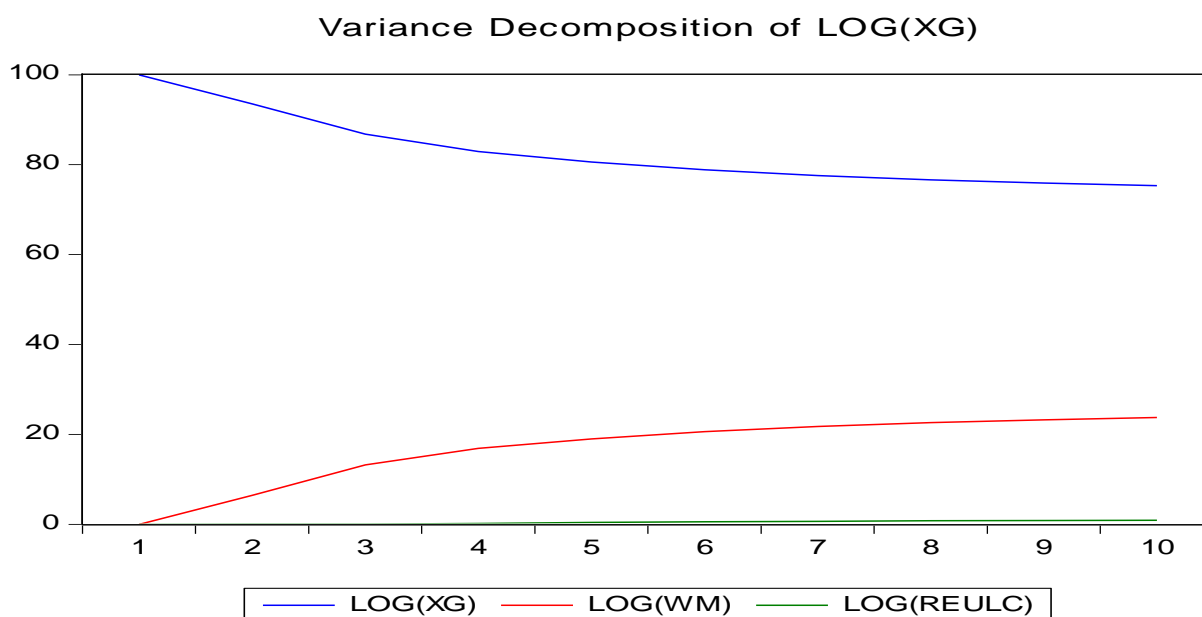
Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Funkcija impulznih odzivov kaže, da na dinamiko slovenskega izvoza najbolj vplivajo lastni šoki, ki dosežejo vrh v drugem četrletju. Odziv slovenskega blagovnega izvoza na šok tujega povpraševanja je pričakovano pozitiven, z odlogom dveh četrletij. Šok ne izzveni in ima trajen vpliv na realni izvoz. Ob 1-odstotnem porastu zunanega šoka se slovenski blagovni izvoz odzove za 1,6 %, pri čemer je 90 % spremembe izvoza realizirano v prvih treh četrletjih. Dolgoročno stabilno raven izvoz doseže po desetih četrletjih, kar je skladno z rezultati kointegracijske analize. Nepričakovana realna apreciacija evra pomeni poslabšanje konkurenčnosti slovenskih izvoznikov. Šok s strani realnega tečaja nima kratkoročnega vpliva na obseg izvoza. Realni izvoz se na šok realnega efektivnega tečaja, merjenega s stroški dela na enoto, odzove s časovnim odlogom enega leta.

3.4 Dekompozicija variance

Dekompozicija variance kaže, da so nihanja obsega izvoza sicer večinoma spodbujena zaradi lastnih šokov. Slednji v obdobju dveh let pojasnijo približno tri četrtnine variacije realnega izvoza. Na gibanje izvoza pomembno vplivajo tudi šoki s strani tujega povpraševanja, ki v dveh letih (8 četrletjih) pojasnijo približno petino variacije realnega izvoza blaga. Šok v realnem efektivnem tečaju pa ima majhen vpliv na gibanje realnih izvoznih tokov.

Slika 11: Dekompozicija variance



Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

3.5 Ocena dolgoročnih elastičnosti na osnovi različnih modelov in izbrane mere primernosti izvozne funkcije

Poleg ocene dolgoročnih elastičnosti z modelom VECM prikazujemo tudi elastičnosti, dobljene na osnovi modela ECM. Rezultati so razvidni iz tabele 5.

Tabela 5: Dolgoročne elastičnosti izvoza in koeficienti prilagajanja

Vrsta modela	Tuje povpraševanje	Realni efektivni tečaj	Koeficient prilagajanja
VECM	1,74	-0,84	-0,14
ECM-Engle Granger	1,66	-0,30	-0,17
ECM-neposredno	1,68	-0,95	-0,16

Vir: lastni izračuni.

Koeficienti dolgoročnih elastičnosti imajo pričakovane predznake, pri čemer vsi modeli potrjujejo večjo dohodkovno elastičnost izvoza od cenovne elastičnosti. Pri vseh modelih dobimo zelo podobne dohodkovne elastičnosti, medtem ko je cenovna elastičnost nižja le v modelu ECM-Engle Granger. Precej podobne so tudi vrednosti koeficientov prilagajanja, kar pomeni, da potrebuje izvoz približno dve leti za povrnitev v dolgoročno ravnotežje.

Za posamezne modele želimo ugotoviti v kolikšni meri so ustrezni za napovedovanje izvoznih tokov. Pri tem smo odstopanja ocenjenih od dejanskih vrednosti izvoza preverjali na osnovi kriterija povprečne absolutne napake, korena povprečne kvadratne napake in Theilovega koeficienta neenakosti.

Povprečna odstotna absolutna napaka:
$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{|e_t|}{Y_t} * 100 \quad (4)$$

$$\text{Koren povprečne kvadratne napake: } KPKON = 100 \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{y_t^e - y_t^a}{y_t^a} \right)^2} \quad (5)$$

Theilov koeficient neenakosti:

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^2)} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\bar{Y}^2)}} \quad (6)$$

Tabela 6: Izbrane mere primernosti ocenjene izvozne funkcije

Vrsta modela	Povpr. odst. abs. napaka	KPKN	Theilov koef. neenakosti
VECM	1,7852	105,7327	0,0105
ECM - Engle Granger	1,5100	88,5042	0,0088
ECM - neposredno	1,5161	85,7597	0,0085

Vir: lastni izračuni.

Rezultati kažejo, da smo z različnimi modeli dobili relativno dobro napoved realnega izvoza. Iz tabele 6 je razvidno, da je odstotek povprečne absolutne napake napovedanih vrednosti izvoza precej pod mejo normalne vrednosti (5 %). Tudi ostali kriteriji so ustrezni, saj je Theilov koeficient neenakosti zelo blizu vrednosti nič. Primerjalno gledano pa nekoliko boljše napoved dobimo z modelom popravljanja napak - ECM modelom (glej prilogo, slika 12 in 13).

4 Zaključek

Slovensko gospodarstvo je tradicionalno zelo odprto, saj je delež izvoza v primerjavi z BDP v obdobju 2010–2018 v povprečju znašal 75,7 % BDP. Zaradi te odprtosti gospodarstva zunanji pogoji v veliki meri determinirajo uspešnost našega gospodarstva. Med osnovne zunanje pogoje, ki spadajo v okvir tujega gospodarskega okolja, uvrščamo naslednje dejavnike: gibanje tujega povpraševanja na izvoznih trgih, spremembe cen nafte in ostalih surovin ter proizvajalčevih domicilnih cen, ki generirajo spremembe rasti uvoznih cen, dinamiko tujih obrestnih mer in intenzivnost kapitalskih tokov.

Ekonometrična analiza slovenskega blagovnega izvoza z vektorskim modelom popravljanja napak (VECM) pokaže, da med realnim blagovnim izvozom, tujim popraševanjem in realnim efektivnim tečajem obstaja dolgoročno ravnotežje - 1 kointegracijski vektor. Slednjega potrди tako Johansenova procedura kot tudi testiranje vektorja z modelom FMOLS in DOLS. Testni modeli VECM potrjujejo, da je model primeren in stabilen.

Dohodkovna dolgoročna elastičnost blagovnega izvoza na spremembo tujega povpraševanja je precej visoka (1,7). Realni izvoz se v povprečju več kot proporcionalno odzove na spremembe zunanjega povpraševanja, kar ni presenetljivo, saj Slovenija spada med male odprte ekonomije. Visoka dolgoročna dohodkovna elastičnost se odraža tudi v rasti tržnih deležev, ki jih Slovenija na mednarodnih trgih nenehno povečuje. Relativno nizka kratkoročna elastičnost izvoza na realni tečaj (0,8) pomeni, da ima izvoz predvsem omejitve na strani uvoznega povpraševanja tujine (*angl. demand-constrained in the export markets*).

Odziv slovenskega blagovnega izvoza na šok tujega povpraševanja je pričakovano pozitiven, z odlogom dveh četrletij. Šok ima trajen vpliv na realni izvoz. Ob 1-odstotnem porastu zunanjega šoka se slovenski blagovni izvoz odzove za 1,6 %, pri čemer je 90 % spremembe izvoza realizirano v prvih treh četrletjih, dolgoročno ravnotežje pa izvoz doseže po desetih četrletjih. Realni izvoz se na šok realnega efektivnega tečaja, merjenega s stroški dela na enoto, odzove s časovnim odlogom enega leta. Podobno gibanje odraža tudi dekompozicija variance, ki kaže relativno pomembnost posameznih šokov pri pojasnjevanju variance obsega izvoza. Rezultati funkcije impulznih odzivov in dekompozicije variance so skladni z ugotovitvami, ki jih dobimo s kointegracijo.

Dolgoročno je zato potrebno dvigniti konkurenčnost izvoza industrijskih izdelkov in povečati proizvodnjo srednje in visoko tehnološko zahtevnih proizvodov, po katerih je večje tuje povpraševanje. Pomembno je tudi razvijati necenovne dejavnike, med katere spadajo: kvaliteta izvoznih proizvodov, okusi potrošnikov, institucionalni dejavniki in vpetost slovenskih izvoznikov v globalne proizvodne verige.

5 Seznam literature in virov

1. Algieri B. (2014). Drivers of Export Demand: A Focus on the GIIPS Countries. Department of Economics, Statistics, and Finance, University of Calabria, Rende, Cosenza, Italy.
2. Ankargren S., in Lyhagen J. (2018). Estimating a VECM for a Small Open Economy. Department of Statistics Uppsala University. Working Paper No. 2.
3. Arize A. (2001). Traditional export demand relation and parameter instability. *Journal of Economic Studies* 28 (6), 378-396.
4. Benassy A., Gourinchas P.O., Martin P., in Plantin G. (2014). The Euro in the Currency War. CEPR Policy Insight No. 70.
5. Berthou A., in Dhyne E. (2018). Exchange Rate Movements, Firm-level Exports and Heterogeneity. Working Paper No. 660.
6. Byrne S., in Linehan S. (2018). The Response of Irish Export to World Demand. Central Bank of Ireland, Quarterly Bulletin No. 3.
7. Catao L., in Falcetti E. (2002). Determinants of Argentina's External Trade. *Journal of Applied Economics*, 5 (1), 19-57.
8. Cheung C., in Guichard S. (2009). Understanding the World Trade Collaps. OECD Economic Department Working Papers No. 729.
9. Cusbert T., in Rohling T. (2013). Currency Demand during the Global Financial Crisis: Evidence from Australia. Reserch Discussion Paper. Reserve Bank of Australia.
10. Danninger S., in Joutz F. (2008). What Explains Germany's Rebounding Market Share? *CESifo Economic Studies*, 54 (4), 681-714.
11. Demirhan E., in Demirhan B. (2015). The Dynamic Effect of Exchange-Rate Volatility on Turkish Exports: Parsimonious Error-Correction Model Approach. *Panoeconomicus* 62 (4), 429-451.
12. Favero, C. A. (2001). *Applied Macroeconometrics*. Oxford: Oxford University Press.
13. Fernandez M.J. (2014). Spain's Internal Devaluations and Export Growth. *Spanish Economic and Financial Outlook*, 3 (5), 45-52.
14. Golob Šušteršič T. (2018). Vpetos Slovenije v globalno gospodarstvo: trgovina z dodano vrednostjo in globalne povezave. Delovni zvezek št. 1/2018, letnik XXVII. Ljubljana: Urad RS za makroekonomske analize in razvoj.
15. Heimberger P. (2018). What Explains Austria Export Performance? Evidence Based on Export Model over 2007-2016. WIIW Working Paper No. 149.
16. Jamal H. (2008). Traditional Export Demand Relation: A Cointegration and Parameter Constancy Analysis. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 5 (2), 1-60.
17. Jiang H., in Liu C. (2011). Forecasting construction demand: A vector error correction model with dummy variables. *Construction Management and Economics*, 29, 969-979.
18. Johansson K. (1998). Exports in The Econometric Model Kosmos. National Institute of Economic Research, Stockholm, Sweden. Working Paper No. 62.
19. Kennedy P. (2003). *A guide to econometrics*. 5th edition, Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 623 str.
20. Komuves Z., in Ramires M. (2013). Economic Infrastructure, Private Capital Formation, and FDI inflows to Hungary: A Unit Root and Cointegration Analysis with Structural Breaks. Economics Department Working paper No. 123.
21. Mauro F., in Mandel B. (2011). Recovery and Beyond, Lessons for Trade Adjustments and Competitiveness. European Central Bank, str. 179.
22. Monfort B. (2008). Chile: Trade Performance, Trade Liberalizations, and Competitiveness. IMF Working Paper No. 128.
23. Soares P., in Rua A. (2013). Is There a Role For Domestic Demand Pressure on Export Performance? ECB Working Paper No. 1594.

24. Straus H. (2002). Multivariate Cointegration Analyses of Aggrete Exports: Empirical Evidence for the United States, Canada, and Germany. Kiel Working Paper, No. 1101.
25. Tressel T., in Wang S. (2014). Rebalancing in the Euro Area and Cyclicalitity of Current Account Adjustments. IMF Working Paper No. 130.
26. Zorzi M., in Schnatz B. (2007). Explaining and Forecasting Euro Area Exports. ECB Working Paper No. 833.
27. Banka Slovenije (2019) podatkovni portal. Ljubljana. Pridobljeno na <https://www.bsi.si/statistika/podatkovne-serije/podatkovne-serije>
28. Eurostat Portal Page (2019). Luxembourg: Eurostat. Pridobljeno na <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
29. Poročilo o razvoju 2010. (2010). Ljubljana: Urad RS za makroekonomske analize in razvoj.
30. Poročilo o razvoju 2019. (2019). Ljubljana: Urad RS za makroekonomske analize in razvoj.
31. SURS. (2019). SI-STAT podatkovni portal. Ljubljana: Statistični urad RS. Pridobljeno na: <https://pxweb.stat.si/pxweb/Database/Ekonomsko/Ekonomsko.asp>
32. WTO (2019). Portal Page (2019). Pridobljeno na https://www.wto.org/english/res_e/statis_e/merch_trade_stat_e.htm

Priloga: Testi spremenljivk in modela VECM

Tabela 7: Test enotnega korena izvoznih tokov

Null Hypothesis: D(LOG(XG)) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.613261	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.521579	
5% level	-2.901217	
10% level	-2.587981	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(XG),2)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 12:11

Sample: 2001Q1 2019Q2

Included observations: 74

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(XG(-1)))	-0.602213	0.107284	-5.613261	0.0000
C	0.008764	0.003628	2.415553	0.0183
R-squared	0.304406	Mean dependent var		-0.000497
Adjusted R-squared	0.294745	S.D. dependent var		0.033100
S.E. of regression	0.027798	Akaike info criterion		-4.301086
Sum squared resid	0.055635	Schwarz criterion		-4.238813
Log likelihood	161.1402	Hannan-Quinn criter.		-4.276244
F-statistic	31.50870	Durbin-Watson stat		1.972076
Prob(F-statistic)	0.000000			

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 8: Test enotnega korena tujega povpraševanja

Null Hypothesis: D(LOG(WM)) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.856382	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.521579	
5% level	-2.901217	
10% level	-2.587981	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LOG(WM),2)

Method: Least Squares

Date: 01/27/20 Time: 12:12

Sample: 2001Q1 2019Q2

Included observations: 74

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(WM(-1)))	-0.493395	0.101597	-4.856382	0.0000
C	0.003607	0.002398	1.503900	0.1370
R-squared	0.246739	Mean dependent var		-0.000368
Adjusted R-squared	0.236277	S.D. dependent var		0.022191
S.E. of regression	0.019393	Akaike info criterion		-5.021131
Sum squared resid	0.027079	Schwarz criterion		-4.958859
Log likelihood	187.7818	Hannan-Quinn criter.		-4.996289
F-statistic	23.58445	Durbin-Watson stat		1.723710
Prob(F-statistic)	0.000007			

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 9: Test enotnega korena realnega efektivnega tečaja

Null Hypothesis: D(LOG(REULC)) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.940615	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.521579	
5% level	-2.901217	
10% level	-2.587981	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LOG(REULC),2)
 Method: Least Squares
 Date: 01/27/20 Time: 12:14
 Sample: 2001Q1 2019Q2
 Included observations: 74

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(REULC(-1)))	-0.945257	0.119041	-7.940615	0.0000
C	0.000596	0.001272	0.468379	0.6409
R-squared	0.466877	Mean dependent var		0.000143
Adjusted R-squared	0.459473	S.D. dependent var		0.014863
S.E. of regression	0.010927	Akaike info criterion		-6.168432
Sum squared resid	0.008597	Schwarz criterion		-6.106160
Log likelihood	230.2320	Hannan-Quinn criter.		-6.143591
F-statistic	63.05337	Durbin-Watson stat		1.973187
Prob(F-statistic)	0.000000			

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 10: Izpis celotnega modela VECM

Vector Error Correction Estimates

Date: 01/27/20 Time: 09:35

Sample: 2001Q1 2019Q2

Included observations: 74

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1		
LOG(XG(-1))	1.000000		
LOG(WM(-1))	-1.736841 (0.05023) [-34.5754]		
LOG(REULC(-1))	0.841027 (0.28722) [2.92820]		
C	-4.298778		
Error Correction:	D(LOG(XG))	D(LOG(WM))	D(LOG(REULC))
CointEq1	-0.144578 (0.06902) [-2.09461]	0.072079 (0.04777) [1.50893]	0.037950 (0.02955) [1.28437]
D(LOG(XG(-1)))	-0.047413 (0.14759) [-0.32124]	0.080029 (0.10214) [0.78351]	0.027570 (0.06318) [0.43637]
D(LOG(XG(-2)))	-0.209832 (0.14186) [-1.47918]	-0.138152 (0.09817) [-1.40723]	0.103170 (0.06073) [1.69896]
D(LOG(WM(-1)))	0.481517 (0.19823) [2.42906]	0.436550 (0.13719) [3.18215]	-0.054338 (0.08486) [-0.64034]
D(LOG(WM(-2)))	0.060071 (0.19717) [0.30466]	-0.024713 (0.13645) [-0.18111]	-0.088711 (0.08440) [-1.05102]
D(LOG(REULC(-1)))	0.043031 (0.28928) [0.14875]	-0.133071 (0.20020) [-0.66470]	-0.040889 (0.12383) [-0.33019]
D(LOG(REULC(-2)))	0.215413 (0.29635) [0.72690]	-0.122845 (0.20509) [-0.59899]	0.003497 (0.12686) [0.02757]
C	0.017939 (0.00379) [4.72945]	0.007700 (0.00263) [2.93343]	-0.001361 (0.00162) [-0.83794]
D1	-0.066219 (0.01389) [-4.76590]	-0.042562 (0.00962) [-4.42633]	0.021646 (0.00595) [3.63937]

R-squared	0.455738	0.525914	0.233627
Adj. R-squared	0.388752	0.467565	0.139304
Sum sq. resids	0.036061	0.017271	0.006608
S.E. equation	0.023554	0.016301	0.010083
F-statistic	6.803475	9.013227	2.476889
Log likelihood	177.1826	204.4215	239.9687
Akaike AIC	-4.545477	-5.281662	-6.242397
Schwarz SC	-4.265253	-5.001438	-5.962173
Mean dependent	0.014881	0.007688	0.000622
S.D. dependent	0.030127	0.022339	0.010868
<hr/>			
Determinant resid covariance (dof adj.)	8.74E-12		
Determinant resid covariance	5.93E-12		
Log likelihood	641.5063		
Akaike information criterion	-16.52720		
Schwarz criterion	-15.59312		

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 11: Test stacionarnosti kointegracijskega reziduala

Null Hypothesis: COINTEQ04 is stationary
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 6 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.105899
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.739000
5% level	0.463000
10% level	0.347000

*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	0.002512
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	0.011102

KPSS Test Equation
 Dependent Variable: COINTEQ04
 Method: Least Squares
 Date: 01/29/20 Time: 11:26
 Sample: 2001Q1 2019Q2
 Included observations: 74

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.68E-16	0.005866	-2.86E-14	1.0000
R-squared	0.000000	Mean dependent var		-1.61E-16
Adjusted R-squared	0.000000	S.D. dependent var		0.050465
S.E. of regression	0.050465	Akaike info criterion		-3.121652
Sum squared resid	0.185910	Schwarz criterion		-3.090516
Log likelihood	116.5011	Hannan-Quinn criter.		-3.109232
Durbin-Watson stat	0.315496			

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 12: Grangerjev test vzročnosti

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 01/28/20 Time: 12:36

Sample: 2001Q1 2019Q2

Included observations: 74

Dependent variable: D(LOG(XG))

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LOG(WM))	6.173041	2	0.0457
D(LOG(REULC))	0.532987	2	0.7661
All	6.793371	4	0.1472

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 13: LM test avtokorelacije ostankov

VEC Residual Serial Correlation LM Tests

Null Hypothesis: no serial correlation at lag order h

Date: 01/28/20 Time: 12:39

Sample: 2001Q1 2019Q2

Included observations: 74

Lags	LM-Stat	Prob
1	8.099601	0.5241
2	9.239752	0.4154
3	9.413869	0.4000
4	10.01395	0.3494
5	10.35671	0.3224
6	11.76356	0.2270
7	6.085398	0.7313
8	8.228995	0.5112
9	10.25727	0.3301
10	5.190259	0.8174
11	5.153043	0.8208
12	6.093058	0.7306

Probs from chi-square with 9 df.

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 14: Test normalnosti porazdelitve ostankov

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	0.779364	2	0.6773
2	0.195204	2	0.9070
3	0.102254	2	0.9502
Joint	1.076821	6	0.9825

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 15: Test heteroskedastičnosti ostankov

VEC Residual Heteroskedasticity Tests: Includes Cross Terms
 Date: 01/28/20 Time: 12:41
 Sample: 2001Q1 2019Q2
 Included observations: 74

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
266.1747	234	0.0729

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 16: Test stabilnosti VAR modela kot celote

Roots of Characteristic Polynomial
 Endogenous variables: LOG(XG) LOG(WM)
 LOG(REULC)
 Exogenous variables: D1
 Lag specification: 1 2
 Date: 01/28/20 Time: 12:43

Root	Modulus
1.000000	1.000000
1.000000	1.000000
0.662591	0.662591
0.539445	0.539445
-0.108207 - 0.481016i	0.493037
-0.108207 + 0.481016i	0.493037
-0.389745	0.389745
0.257260 - 0.272824i	0.374988
0.257260 + 0.272824i	0.374988

VEC specification imposes 2 unit root(s).

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 17: Test obstoja 1 kointegracijskega vektorja (FMOLS)

Dependent Variable: LOG(XG)

Method: Fully Modified Least Squares (FMOLS)

Date: 01/20/20 Time: 14:27

Sample: 2001Q1 2019Q2

Included observations: 74

Cointegrating equation deterministics: C

Long-run covariance estimate (Prewhitening with lags = 1, Tukey-Parzen kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WM)	1.739299	0.052966	32.83779	0.0000
LOG(REULC)	-0.493244	0.279260	-1.766257	0.0817
C	2.710931	1.271662	2.131802	0.0365
R-squared	0.975316	Mean dependent var		8.439514
Adjusted R-squared	0.974620	S.D. dependent var		0.304816
S.E. of regression	0.048560	Sum squared resid		0.167426
Durbin-Watson stat	0.307030	Long-run variance		0.006759

Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Tabela 18: Test obstoja 1 kointegracijskega vektorja (DOLS)

Dependent Variable: LOG(XG)

Method: Dynamic Least Squares (DOLS)

Date: 01/20/20 Time: 14:32

Sample: 2001Q1 2019Q2

Included observations: 74

Cointegrating equation deterministics: C

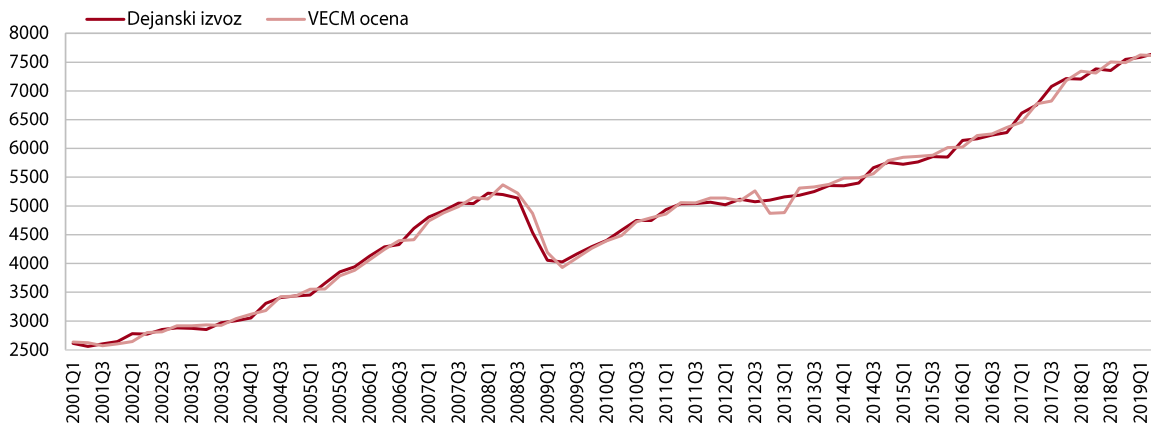
Fixed leads and lags specification (lead=0, lag=2)

Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(WM)	1.691100	0.039379	42.94414	0.0000
LOG(REULC)	-0.499009	0.207050	-2.410084	0.0188
C	2.966557	0.933668	3.177316	0.0023
R-squared	0.988350	Mean dependent var		8.439514
Adjusted R-squared	0.986916	S.D. dependent var		0.304816
S.E. of regression	0.034866	Sum squared resid		0.079017
Durbin-Watson stat	0.528301	Long-run variance		0.003442

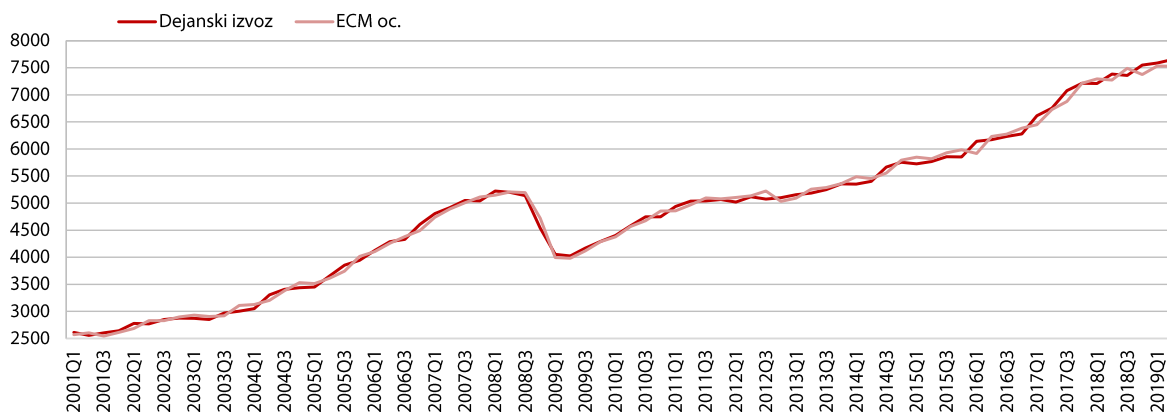
Vir: Izpis s programskim paketom Eviews, lastni prikaz.

Slika 12: Dejanske in ocenjene vrednosti obsega izvoza z modelom VECM, desezonirano, v mio EUR



Vir: lastni izračuni.

Slika 13: Dejanske in ocenjene vrednosti obsega izvoza z modelom ECM, desezonirano, v mio EUR



Vir: lastni izračuni.