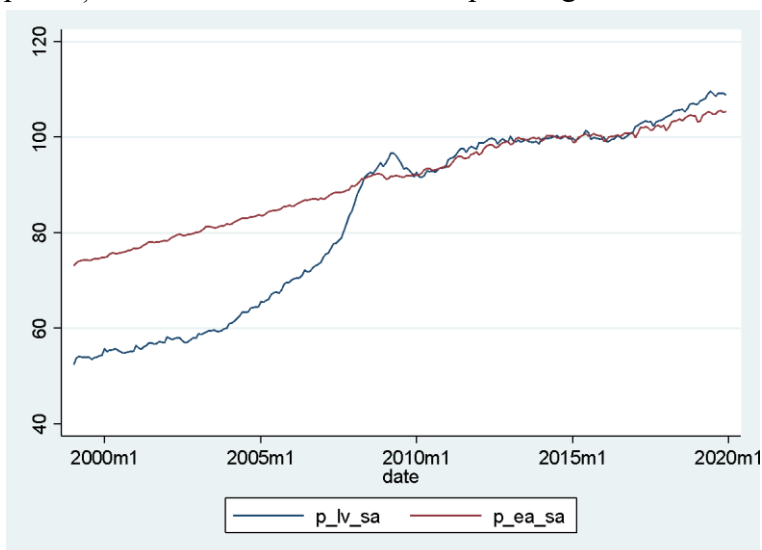


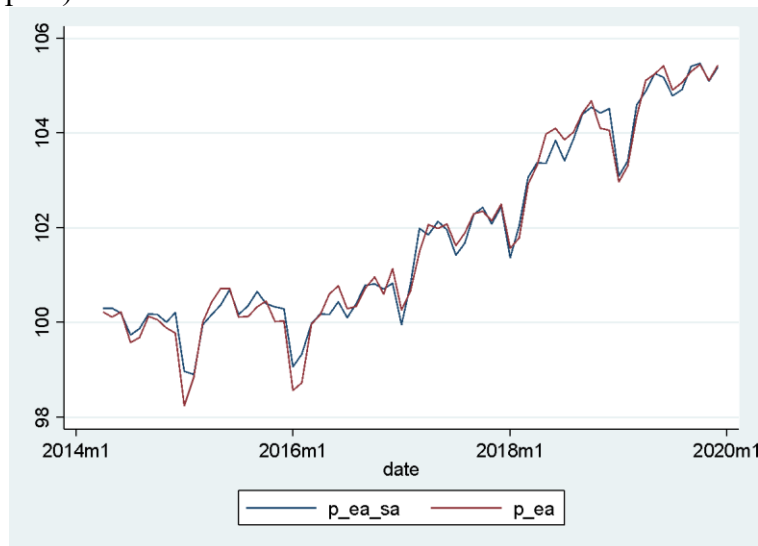
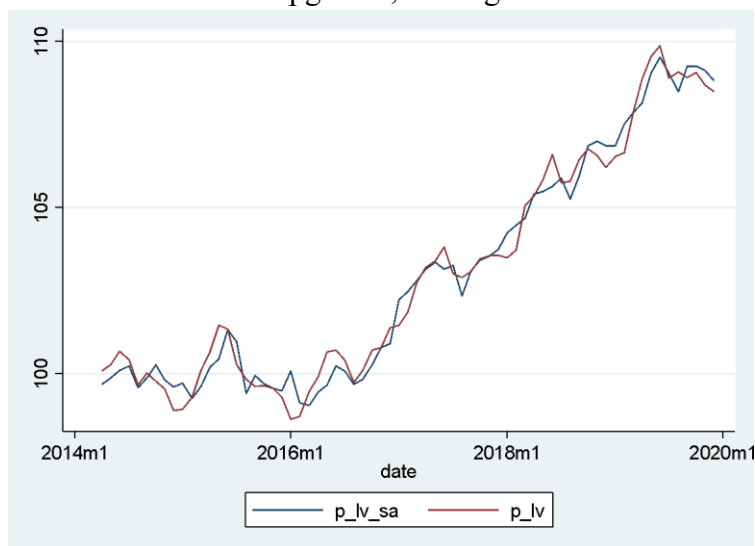
Uzdevumu risināšanai es izmantoju programmu Stata, fails ar kodu arī satur komentārus. Dati tika iegūti no eurostat datubāzes, tiešās saites ir norādītas excel failā. **Ļoti iesaku iziet cauri arī kodam un log failam (pieejami txt un stata formātos), jo šeit atrodas pārsvarā tikai galvenie rezultāti un manu domu gaita.**

- a) Tā kā eksporta un importa dati bija jau sezonāli izlīdzināti, es izlīdzinu tikai harmonizētos patēriņa indeksus p_{lv} un p_{ea} . Šai procedūrai es izmantoju tsmooth shwinters funkciju, bet to varēja izdarīt gan ar TRAMO/SEATS, gan census X12 vai X13, gan ar slidējošo vidējo tehnikām.

Zemāk var redzēt patēriņa indeksu funkciju salīdzinājumu – pēc trenda izskatās, ka Latvijas patēriņa cenu indekss ātri konverģēja perioda sākumā, kāmēr nepalika gandrīz vienāds ar eirozonas patēriņa indeksu. Pirms 2010. gada Latvijas indekss pārsniedza eirozonas rādītāju, bet pēc tam nokrita atpakaļ pie eirozonas līmeņa (tās, visticamāk, bija krīzes sekas) Pēdējo gadu laikā Latvijas patēriņa indekss atkal sāka nedaudz pārsniegt eirozonas rādītāju.

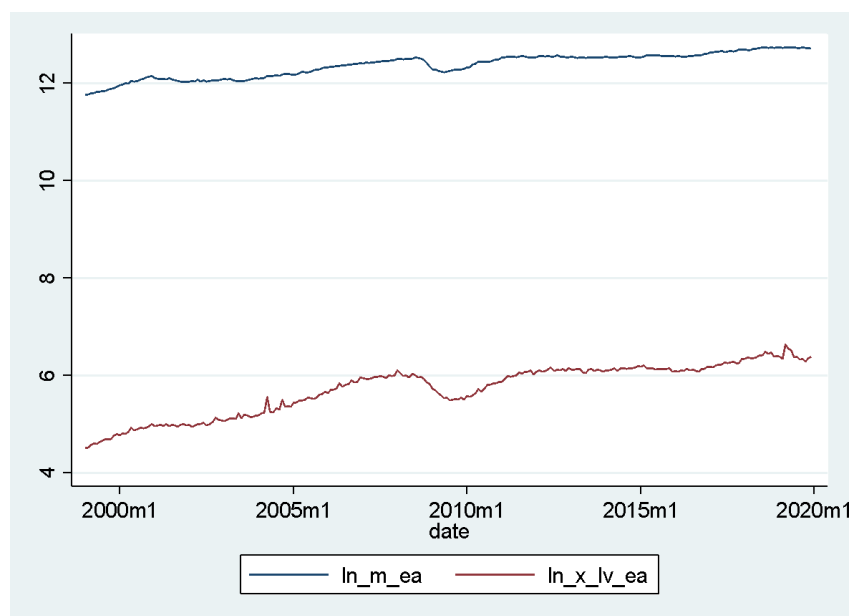


Var arī paskatīties arī uz to, kā indeksi tika sezonāli izlīdzināti (periods speciāli tika paņemts apgriezts, lai uz grafika varētu redzēt starpību)



Lai varētu labāk salīdzināt eirozonas importa datus un Latvijas eksporta datus uz eirozonu, es logaritmēju šos datus, lai tos varētu reprezentatīvi parādīt uz grafika. Var redzēt, ka trendi ir līdzīgi. Runājot par pašu dinamiku, var redzēt, ka Latvijas eksports aug straujāk pirmskrīzes laikos, kā arī straujāk krit krīzes laikos. Nākamajos gados trends ir aptuveni vienāds.

Gribu atzīmēt, ka datu logaritmēšana padara analīzi vieglāku, kad mainīgie ir lieli absolūtie skaitļi (tieši šis gadījums), jo regresijas ir vieglāk interpretēt procentos, izlecošo vienību efekts nedaudz samazinās



- b) Es veicu datu logaritmēšanu un mēģināju veikt datu stacionaritātes pārbaudes, no sākuma izvēloties lagu skaitu. Lai to izdarītu, es izmantoju AIC kritērijus, tāpēc arī nodrošinājos, ka periods visiem modeļiem ir vienāds (savādāk AIC salīdzinājums nav objektīvs). Lai noskaidrotu, līdz kuram lagam veikt pārbaudi, es izmantoju formulu $0.75 \cdot T^{(1/3)}$, kur T ir novērojumu skaits. Datu stacionaritāti es veicu ar Dickey-Fuller testa palīdzību. Stata komandas piemērs:

```
quietly regress d.ln_p_ea_sa l.ln_p_ea_sa dl.ln_p_ea_sa dl2.ln_p_ea_sa if date>473  
estat ic
```

Pēc tam es salīdzinu IC tabulas visām modeļiem un izvēlos to, kur AIC kritērijs bija mazāks. Gadījumā, ja AIC kritēriji bija aptuveni vienādi, es pievēršu uzmanību arī BIC kritērijiem. Kad modelis bija izvēlēts, es izmantoju DF testu:

```
dfuller ln_p_ea_sa, lags(4) regress
```

Rezultāta tabulas piemērs:

. dfuller ln_p_ea_sa, lags(4) regress					
Augmented Dickey-Fuller test for unit root			Number of obs	=	247
	Test Statistic	————— 1% Critical Value	Interpolated Dickey-Fuller 5% Critical Value	————— 10% Critical Value	
Z(t)	-2.682	-3.461	-2.880	-2.570	
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0772					
D.ln_p_ea_sa	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln_p_ea_sa					
L1.	-.0057869	.0021576	-2.68	0.008	-.010037 - .0015369
LD.	.0087147	.0612132	0.14	0.887	-.1118666 .1292959
L2D.	-.2766055	.061183	-4.52	0.000	-.3971272 -.1560838
L3D.	-.070416	.0611141	-1.15	0.250	-.190802 .0499701
L4D.	-.300646	.0611736	-4.91	0.000	-.4211492 -.1801428
_cons	.0284235	.0097638	2.91	0.004	.0091901 .0476569

Šeit dati ir stacionāri ar 10% līmeni – tas var būt gan pietiekams, gan nepietiekams, viss ir atkarīgs no tā, kuru p-vērtības nozīmīguma līmeni pētnieks grib izmantot. Pieņemsim, ka šajā gadījumā 10% ir pa maz.

Veicot tālākus testus, kurus var atrast failos ar kodu un rezultātiem, es izvēlējos un sekojošos modeļus:

Tabula ar visiem rezultātiem I(0):

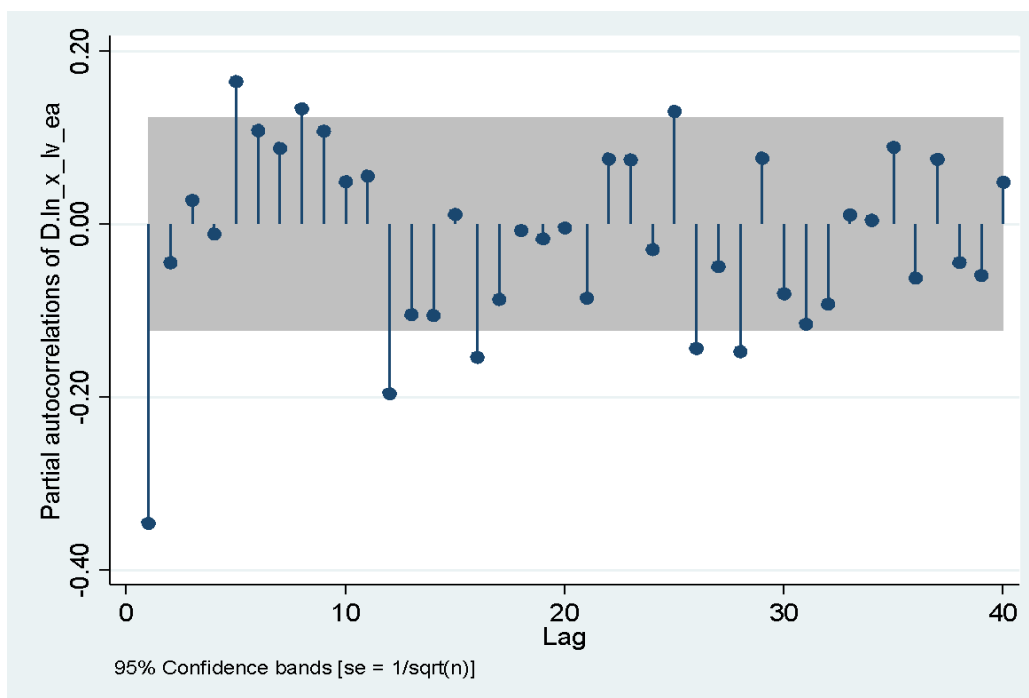
Mainīgais	Lagu skaits	Nozīmīgums	Stacionaritāte
ln_p_ea_sa	4	t-vērt. = -2.682 p-vērt. = 0.0772	10% nozīmīgums (var būt nepietiekams)
ln_p_lv_sa	4	t-vērt. = -1.296 p-vērt. = 0.6312	Nē
ln_m_ea	2	t-vērt. = -1.877 p-vērt. = 0.3431	Nē
ln_x_lv_ea	1	t-vērt. = -2.243 p-vērt. = 0.1910	Nē

Tas nozīmē, ka mainīgie (varbūt, izņemot eirozonas patēriņa indeksu) nav stacionāri “at level”, un tie ir jādiferencē, lai varētu analizēt tālāk. Izdarot to vienu reizi, var secināt, ka visi dati ar I(1) tagad ir stacionāri ar augstāko nozīmīguma līmeni, izejot caur to pašu procedūru.

I(1) rezultāti:

Mainīgais	Lagu skaits	Nozīmīgums	Stacionaritāte
dln_p_ea_sa	5	t-vērt. = -4.989 p-vērt. = 0.0000	Jā
dln_p_lv_sa	3	t-vērt. = -4.503 p-vērt. = 0.0002	Jā
dln_m_ea	0	t-vērt. = -22.588 p-vērt. = 0.0000	Jā
dln_x_lv_ea	1	t-vērt. = -7.192 p-vērt. = 0.0000	Jā

- c) Tagad dati ir logaritmēti, diferencēti, to stacionaritāte ir pierādīta, un var veikt tālāko analīzi. Pēc korelogrammas zemāk var redzēt, ka pirmais lags ļoti izteikti ir ārpus konfidences intervāla, nākošie ir intervālā.



Cita veida korelogramma rāda līdzīgus rezultātus

```
. corrgram d.ln_x_lv_ea, lags(5)
```

LAG	AC	PAC	Q	Prob>Q	-1 [Autocorrelation]	0 [Partial Autocor]	1
1	-0.3459	-0.3460	30.389	0.0000			
2	0.0812	-0.0447	32.069	0.0000			
3	0.0093	0.0275	32.091	0.0000			
4	-0.0256	-0.0115	32.26	0.0000			
5	0.1564	0.1649	38.572	0.0000			

Zemāk var redzēt, kā izskatās AR modeļi. Kopumā, AR(1) un AR(2) var izteikt kā VAR modeli ar vienu mainīgo un to lagiem.

Koeficientus var interpretēt sekojoši:

Cons – ja eksporta pieaugums bija nemainīgs iepriekšējā mēnesī, prognozētais eksporta pieaugums ir 1.061%, paliekot visam pārējam nemainīgam

L1 – ja eksports iepriekšējā mēnesī pieaug par 1 procentpunktu, eksports tekošā mēnesī samazināsies par 0.362 procentpunktiem

Var arī redzēt, ka abi koeficienti ir statistiski nozīmīgi (p-vērtība <0.01)

```
. var dln_x_lv_ea if date>470 & date<708, lag(1)
```

Vector autoregression

Sample: 1999m4 - 2018m12	Number of obs	=	237
Log likelihood = 379.5026	AIC	=	-3.185676
FPE = .0024211	HQIC	=	-3.17388
Det(Sigma_ml) = .0023805	SBIC	=	-3.15641

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dln_x_lv_ea	2	.048998	0.1315	35.88546	0.0000

dln_x_lv_ea	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dln_x_lv_ea						
dln_x_lv_ea						
L1.	-.3621034	.0604468	-5.99	0.000	-.480577	-.2436298
_cons	.0106091	.0032051	3.31	0.001	.0043273	.016891

Zemāk var redzēt, kā izskatās AR2 modelis. Koeficientus var interpretēt sekojoši:

Cons – ja eksporta pieaugums bija nemainīgs iepriekšējā mēnesī, prognozētais eksporta pieaugums ir 1.129%, paliekot visam pārējam nemainīgam

L1 – ja eksports iepriekšējā mēnesī pieaug par 1 procentpunktu, eksports tekošā mēnesī samazināsies par 0.384 procentpunktiem

L2 – ja eksports iepriekšējā mēnesī pieaug par 1 procentpunktu, eksports tekošā mēnesī samazināsies par 0.061 procentpunktiem

L2 nav statistiski nozīmīgs

```
. var dln_x_lv_ea if date>469 & date<708, lag(1 2)
```

Vector autoregression

Sample:	1999m4 - 2018m12	Number of obs	=	237
Log likelihood	= 379.9459	AIC	=	-3.180978
FPE	= .0024325	HQIC	=	-3.163284
Det(Sigma_ml)	= .0023716	SBIC	=	-3.137079

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dln_x_lv_ea	3	.049011	0.1347	36.90823	0.0000

dln_x_lv_ea	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
dln_x_lv_ea					
dln_x_lv_ea					
L1.	-.3842919	.0647644	-5.93	0.000	-.5112278 -.257356
L2.	-.0614386	.0651882	-0.94	0.346	-.1892052 .066328
_cons	.0112931	.0032804	3.44	0.001	.0048637 .0177225

Kurš modelis strādā labāk, var spriest, piemēram, pēc informācijas kritērijiem (Lai novērojumu skaits būtu vienāds, es sāku izmantot datus kopš 1999. gada marta).

AR1 kritēriju tabula:

```
.
. estat ic
```

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	N	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	237	.	379.5026	2	-755.0052	-748.0691

Note: BIC uses N = number of observations. See [\[R\] BIC note](#).

AR2 kritēriju tabula:

```
.
. estat ic
```

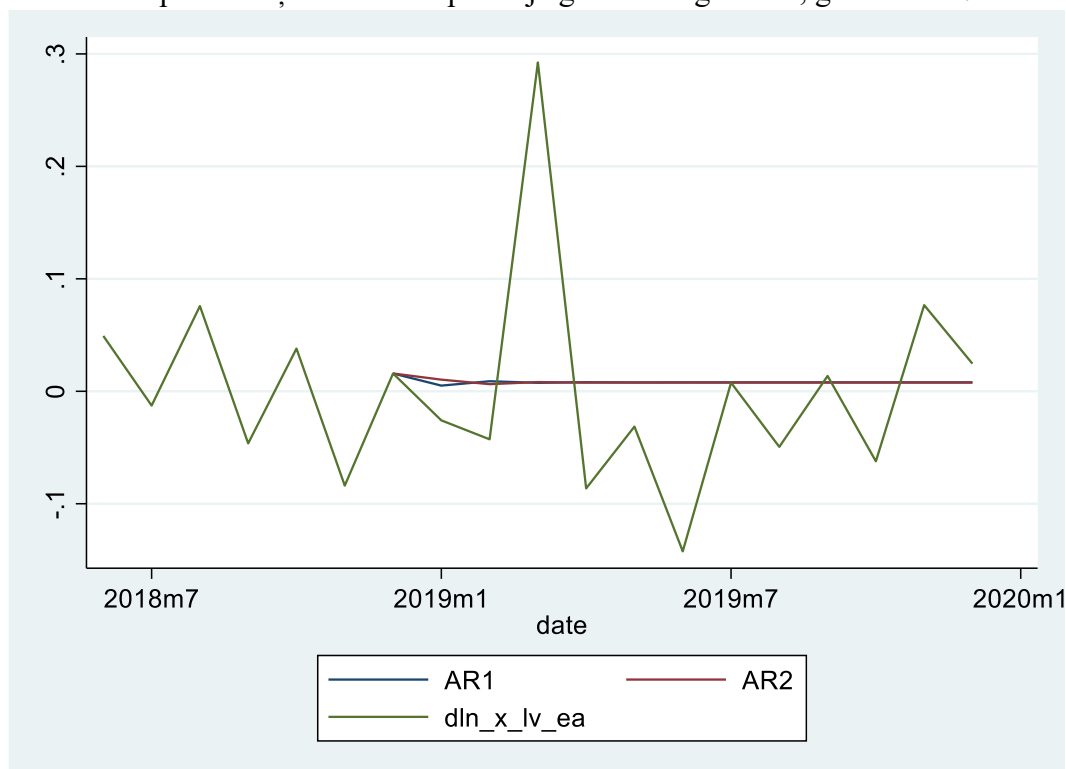
Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	N	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
.	237	.	379.9459	3	-753.8918	-743.4876

Note: BIC uses N = number of observations. See [\[R\] BIC note](#).

Spriežot pēc AIC un/vai BIC, AR1 modelis izskatās labāks, jo informācijas kritērijs ir mazāks

Kopumā var redzēt, ka abi modeļi gandrīz nevar prognozēt eksportu uz ilgāko periodu, bet, salīdzinot AR1 un AR2, var redzēt, ka AR1 prognozē svārstības nedaudz labāk par AR2, kaut arī starpība nav ļoti liela – to parādīja gan korelogramma, gan IC testi.



VAR regresijā netiek ņemti vērā HAC rādītāji, tāpēc nozīmīgums un standartklūdas tiek rādītas nepareizi. To var atrisināt, izmantojot Newey-West tehniku.

- d) Lai izveidotu modeli ar optimālo lagu skaitu, es atkal izmantoju IC. No sākuma es testēju modeli, pievienojot tam eirozonas importa lagus, izvēlos labāko un pievienoju tam vēl Latvijas eksporta lagus. Kad modeļi ir izveidoti, es atkal izvēlos labāko no IC viedokļa. Es saportu, ka ir vēl citas variācijas, kuras es neapskatu, bet sanāk, ka tādu modeļu ir vismaz 25, ja tiek izmantots truncation parameter 5. Izlašu lielums ir vienāds.

Rezultātā man sanāca, ka optimālais lagu skaits mainīgajam dln_m_ea ir pieci, bet dln_x_lv_ea – četri. Pats rezultāts izskatās sekojoši:

<pre>. regress dln_x_lv_ea 1.dln_x_lv_ea 12.dln_x_lv_ea 13.dln_x_lv_ea 14.dln_x_lv_ea > dln_m_ea 1.dln_m_ea 12.dln_m_ea 13.dln_m_ea 14.dln_m_ea 15.dln_m_ea if date>t > m(1999m6)</pre>						
Source	SS	df	MS	Number of obs	=	246
Model	.268808379	10	.026880838	F(10, 235)	=	12.39
Residual	.509949462	235	.002169998	Prob > F	=	0.0000
				R-squared	=	0.3452
				Adj R-squared	=	0.3173
Total	.778757841	245	.003178603	Root MSE	=	.04658

dln_x_lv_ea	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
dln_x_lv_ea						
L1.	-.5183508	.0631797	-8.20	0.000	-.6428218	-.3938798
L2.	-.2815007	.0696319	-4.04	0.000	-.4186832	-.1443183
L3.	-.2167185	.0689856	-3.14	0.002	-.3526277	-.0808093
L4.	-.1275535	.0620691	-2.06	0.041	-.2498364	-.0052705
dln_m_ea						
--.	.9930721	.1879684	5.28	0.000	.6227536	1.363391
L1.	.1422057	.1988283	0.72	0.475	-.249508	.5339194
L2.	.4704589	.2075489	2.27	0.024	.0615647	.8793532
L3.	.3278412	.2089164	1.57	0.118	-.0837471	.7394296
L4.	.3904175	.2005433	1.95	0.053	-.0046748	.7855098
L5.	.698443	.1910514	3.66	0.000	.3220507	1.074835
_cons	.0038543	.0032208	1.20	0.233	-.002491	.0101995

Kaut arī l.dln_m_ea nav statistiski nozīmīgs, IC rādīja šo modeli kā labāko. P-vērtība ir subjektīvais rādītājs, un pētnieks var izvēlēties, kāda p-vērtība ir pieļaujama. Kas ir svarīgāk, modelis nav pārbaudīts uz autokorrelāciju un heteroskedastitāti. To var pārbaudīt, piemēram, ar White testu un DW testu attiecīgi, bet var vienkārši izmantot Newey-West tehniku, kura uzreiz ņem vērā HAC.


```
. newey dln_x_lv_ea dln_m_ea 1.dln_x_lv_ea 12.dln_x_lv_ea 13.dln_x_lv_ea 14.dln_x_lv_ea 1.dln_m_ea 12.dln_m_ea 13.dln_m_ea 14.dln_m_ea 15.dln_m_ea, lag(5)
```

```
Regression with Newey-West standard errors      Number of obs      =      246
maximum lag: 5                                F( 10,      235) =      11.68
                                              Prob > F              =      0.0000
```

dln_x_lv_ea	Newey-West		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
Coef.	Std. Err.					
dln_m_ea	.9930721	.2609261	3.81	0.000	.479019	1.507125
dln_x_lv_ea						
L1.	-.5183508	.0879346	-5.89	0.000	-.6915916	-.3451099
L2.	-.2815007	.1106233	-2.54	0.012	-.4994409	-.0635605
L3.	-.2167185	.0875825	-2.47	0.014	-.3892656	-.0441713
L4.	-.1275535	.0925138	-1.38	0.169	-.3098158	.0547089
dln_m_ea						
L1.	.1422057	.1781277	0.80	0.425	-.2087254	.4931368
L2.	.4704589	.1503252	3.13	0.002	.1743018	.7666161
L3.	.3278412	.2162851	1.52	0.131	-.0982642	.7539467
L4.	.3904175	.2049572	1.90	0.058	-.0133707	.7942057
L5.	.698443	.2282841	3.06	0.002	.2486982	1.148188
_cons	.0038543	.0032426	1.19	0.236	-.0025339	.0102425

Var redzēt, ka standartklūdas un p-vērtības ir nedaudz mainījušies. Koeficientu interpretācija:

Īstermiņā:

Dln_m_ea: Ja eirozonas importa izaugsme palielinās par 1 procentpunktu, Latvijas eksporta izaugsme tajā pašā mēnesī palielinās par 0.993 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu.

L1.dln_m_ea: Ja eirozonas importa izaugsme palielinājās par 1 procentpunktu iepriekšējā mēnesī, Latvijas eksporta izaugsme tekošā mēnesī palielināsies par 0.142 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu. (nav statistiski nozīmīgs)

L2.dln_m_ea: Ja eirozonas importa izaugsme palielinājās par 1 procentpunktu pirms diviem mēnešiem, Latvijas eksporta izaugsme tekošā mēnesī palielināsies par 0.470 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu.

L3.dln_m_ea: Ja eirozonas importa izaugsme palielinājās par 1 procentpunktu pirms trim mēnešiem, Latvijas eksporta izaugsme tekošā mēnesī palielināsies par 0.328 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu. (nav statistiski nozīmīgs)

L4.dln_m_ea: Ja eirozonas importa izaugsme palielinājās par 1 procentpunktu pirms četriem mēnešiem, Latvijas eksporta izaugsme tekošā mēnesī palielināsies par 0.390 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu.

L5.dln_m_ea: Ja eirozonas importa izaugsme palielinājās par 1 procentpunktu pirms pieciem mēnešiem, Latvijas eksporta izaugsme tekošā mēnesī palielināsies par 0.698 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu.

L1.dln_x_lv_ea: Ja Latvijas eksporta pieaugums palielinājās par 1 procentpunktu iepriekšējā mēnesī, Latvijas eksporta pieaugums tekošā mēnesī samazināsies par 0.518 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu.

L2.dln_x_lv_ea: Ja Latvijas eksporta pieaugums palielinājās par 1 procentpunktu pirms diviem mēnešiem, Latvijas eksporta pieaugums tekošā mēnesī samazināsies par 0.282 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu.

L3.dln_x_lv_ea: Ja Latvijas eksporta pieaugums palielinājās par 1 procentpunktu pirms trim mēnešiem, Latvijas eksporta pieaugums tekošā mēnesī samazināsies par 0.217 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu.

L4.dln_x_lv_ea: Ja Latvijas eksporta pieaugums palielinājās par 1 procentpunktu pirms četriem mēnešiem, Latvijas eksporta pieaugums tekošā mēnesī samazināsies par 0.128 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu. (nav statistiski nozīmīgs)

Cons: Ja šajā un iepriekšējā mēnesī nekas nemainījās, Latvijas eksporta izaugsme pieaugs par 0.385%

Ilgtermiņa koeficientu es dabūju ar sekojošo formulu:

$$\text{display } (0.993+0.142+0.470+0.327+0.390)/(1-(-0.518)-(-0.282)-(-0.217)-(-0.128))$$

1.0825175 (ilgtermiņa ietekmes koeficients)

Viņš interpretējas sekojoši:

Ja eirozonas importa izaugsme pieaugs par 1 procentpunktu, Latvijas eksporta izaugsme palielināsies par 1.0825 procentpunktiem ilgtermiņā.

- e) Lai pārlicināties par kointegrāciju, var izmantot Engle-Granger Augmented Dickey-Fuller testu. No sākuma var veikt parasto OLS regresiju ar nestacionārajām rindām. Ja kointegrācijas nebūs, tas nozīmēs, ka regresija ir “spurious” un to izmantot nevar. No sākuma jā saglabā kļūda no parastās regresijas un jāparbauda tā uz stacionaritāti. Lai saprast, cik lagu ir jāizmanto DF testā, tiek atkal izmantots IC kritērijs, un modeļiem ir vienāds izlases lielums. Rezultātā sanāca, ka jāizmanto viens lags.

Jāatcerās, ka Statā DF testa rezultātam ir nepareizas robežvērtības šim testam. Lai atrast pareizās, var izmantot šo dokumentu:

<https://www.economics.utoronto.ca/jfloyd/book/statabs.pdf>

Vai, lai veikt to pašu testu, var izmantot paķeti egranger:

```
. egranger ln_x_lv_ea ln_m_ea ln_p_lv_sa ln_p_ea_sa, lag(1) regress
```

Augmented Engle-Granger test for cointegration N (1st step) = **252**
 Number of lags = 1 N (test) = **250**

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
Z(t)	-3.573	-4.716	-4.141	-3.844

Critical values from MacKinnon (1990, 2010)

Engle-Granger 1st-step regression

ln_x_lv_ea	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_m_ea	1.716385	.0797267	21.53	0.000	1.559357	1.873413
ln_p_lv_sa	-.0550907	.1102673	-0.50	0.618	-.2722705	.1620891
ln_p_ea_sa	.9744971	.316375	3.08	0.002	.3513726	1.597622
_cons	-19.67271	.6949394	-28.31	0.000	-21.04145	-18.30397

Engle-Granger test regression

D._egresid	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
_egresid						
L1.	-.1343597	.0376061	-3.57	0.000	-.2084278	-.0602916
LD.	-.2852079	.061026	-4.67	0.000	-.4054032	-.1650125

Var redzēt, ka ar viena laga specifiku kointegrācijas nav, secinot pēc standarta p-vērtībām (kļūda nav stacionāra). Var arī redzēt, ka Latvijas patērētāju indekss nav stacionārs, kas arī varētu būt tas iemesls, kāpēc laikrindas nekointegrē ar šo specifiku. Tā kā kointegrācija nepastāv, regresijas koeficientus interpretēt nedrīkst.

Tas fakts, ka Latvijas patērētāju indekss nav statistiski nozīmīgs, varētu liecināt par to, ka šo faktoru varētu ņemt ārā no regresijas un mēģināt pētīt problēmu bez šī mainīgā. Tomēr, pētot ekonomiskās problēmas, vienmēr jāparliecinās, ka mainīgo izvēle ir ekonomiski pamatota. Šajā gadījumā teorētiski abi patērētāju indeksi varētu ietekmēt importu uz eirozonu no Latvijas kopumā. Piemēram, ja Latvijas patērētāju indekss ir lielāks par eirozonas vidējo (vai kādu no svērtiem vidējiem) kādā no periodiem, tad tas varētu negatīvi ietekmēt Latvijas eksportu, jo šajā gadījumā Latvijas eksporta preces un pakalpojumi būs relatīvi dārgāki nekā eirozonā, un tos pirks mazāk. Iespējams, analizē varētu pamēģināt iekļaut, piemēram, indeksu attiecību, lai novērtētu, par cik procentiem cenas aptuveni atšķiras noteiktajā laika periodā. Ja šī laikrinda kointegrē ar eksporta un importa datiem, tad arī tāds modelis varētu noderēt, kas iekļautu arī visu četru faktoru ietekmi. Var arī mēģināt ievietot modelī kādus lagus, bet parasti kointegrācijas modeļos I(0) regresiju taīsa arī bez tiem.

Es pamēģināju izslēgt Latvijas patērētāju indeksu no vienādojuma. Es atkal pārbaudīju IC katrai specifikācijai un saņēmu, ka labākais modelis no IC viedokļa ir ar vienu lagu. Engle-Granger testa rezultāti izskatās sekojoši:

. eggranger ln_x_lv_ea ln_m_ea ln_p_ea_sa, lag(1) regress					
Replacing variable _egresid...					
Augmented Engle-Granger test for cointegration		N (1st step)	=	252	
Number of lags = 1		N (test)	=	250	
	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-3.573	-4.352	-3.775	-3.477	
Critical values from MacKinnon (1990, 2010)					
Engle-Granger 1st-step regression					
ln_x_lv_ea	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ln_m_ea	1.718156	.0795278	21.60	0.000	1.561523 1.874789
ln_p_ea_sa	.8462787	.1847365	4.58	0.000	.4824334 1.210124
_cons	-19.35922	.298245	-64.91	0.000	-19.94662 -18.77181
Engle-Granger test regression					
D._egresid	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
_egresid					
L1.	-.1342646	.037582	-3.57	0.000	-.2082851 -.0602441
LD.	-.2857348	.0610106	-4.68	0.000	-.4058997 -.1655699

Ar šo specifikāciju sanāk, ka mainīgie kointegrē, jo kļūda ir stacionāra, kaut arī stacionaritāte ir nozīmīga tikai 10% robežā. Pēc Newey-West tehnikas regresijas tabula sekojoši:

. newey ln_x_lv_ea ln_m_ea ln_p_ea_sa, lag(5)						
Regression with Newey-West standard errors			Number of obs =		252	
maximum lag: 5			F(2, 249) =		1568.48	
			Prob > F =		0.0000	
ln_x_lv_ea	Coef.	Newey-West Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ln_m_ea	1.718156	.2123255	8.09	0.000	1.299973	2.136338
ln_p_ea_sa	.8462787	.532674	1.59	0.113	-.2028423	1.8954
_cons	-19.35922	.4893606	-39.56	0.000	-20.32303	-18.3954

Ilgtermiņa koeficienti var būt interpretēti sekojoši:

Ln_m_ea: Ja eirozonas imports palielināsies par 1%, Latvijas eksports uz eirozonu pieaugs par 1.718% ilgtermiņā, atstājot visu pārējo nemainīgu

Ln_p_ea_sa: Ja eirozonas imports palielināsies par 1%, Latvijas eksports uz eirozonu pieaugs par 0.846% ilgtermiņā, atstājot visu pārējo nemainīgu (nav statistiski nozīmīgs)

Cons: nevar interpretēt (nav loģikas interpretācijā)

Kā jau bija teikts, tā kā mainīgie kointegrē, šim modelim var arī izveidot ECM, kas koriģētu atkarīgo mainīgo īstermiņā. Modeļi var būt ļoti dažādi, es pamēģināju sekojošos:

```
. esttab eq1 eq2 eq3 eq4 eq5 eq6 eq7
```

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	dln_x_lv_ea	dln_x_lv_ea	dln_x_lv_ea	dln_x_lv_ea	dln_x_lv_ea	dln_x_lv_ea	dln_x_lv_ea
dln_m_ea	0.993*** (4.31)		1.020*** (4.29)	1.075*** (4.82)	1.103*** (4.80)		
dln_p_ea_sa	1.202 (1.31)	1.837 (1.81)		1.371 (1.59)		1.835 (1.86)	
L.coin2_u	-0.189*** (-3.52)	-0.197** (-3.21)	-0.190*** (-3.56)	-0.142*** (-3.70)	-0.142*** (-3.71)	-0.143** (-2.90)	-0.142** (-2.92)
L.dln_m_ea		-0.293 (-0.88)				0.0609 (0.21)	0.100 (0.33)
L.dln_p_ea~a			-0.0392 (-0.06)		0.538 (0.74)		0.606 (0.82)
L.dln_x_lv~a				-0.325*** (-5.84)	-0.326*** (-5.83)	-0.305*** (-5.34)	-0.309*** (-5.46)
_cons	0.00194 (0.67)	0.00582 (1.42)	0.00360 (1.29)	0.00379 (1.21)	0.00487 (1.60)	0.00671 (1.60)	0.00832* (2.00)
N	249	249	249	249	249	249	249

Pēc IC es izvēlējos 5. modeli, jo gan AIC, gan BIC bija vismazākie ar lielu starpību salīdzinot ar “2. vietu”

```
. newey dln_x_lv_ea l.coin2_u l.dln_x_lv_ea l.dln_p_ea_sa dln_m_ea, lag(5)
```

```
Regression with Newey-West standard errors      Number of obs      =      250
maximum lag: 5                                F( 4,      245)    =     14.20
                                                Prob > F           =     0.0000
```

dln_x_lv_ea	Newey-West Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
coin2_u L1.	-.1419438	.0383025	-3.71	0.000	-.217388 -.0664995
dln_x_lv_ea L1.	-.3264855	.0558111	-5.85	0.000	-.4364162 -.2165548
dln_p_ea_sa L1.	.5590115	.7209855	0.78	0.439	-.8611092 1.979132
dln_m_ea _cons	1.108148 .0048819	.2273708 .0030373	4.87 1.61	0.000 0.109	.6602974 1.555999 -.0011007 .0108645

Īstermiņa koeficientu interpretācija:

coin2_u: ja ilgtermiņa līdzsvars nav sasniegts, aptuveni 14.1944% no starpības ir koriģēti nākamā mēneša ietvaros, atstājot visu pārējo nemainīgu.

dln_m_ea: Ja eirozonas importa pieaugums palielināsies par 1 procentpunktu, Latvijas eksporta izaugsme palielināsies par 1.1081 procentpunktiem tajā pašā periodā, atstājot visu pārējo nemainīgu

l.dln_p_ea_sa: Ja eirozonas patērētāju indeksa pieaugums palielināsies par 1 procentpunktu, Latvijas eksporta pieaugums izaugs par 0.559 procentpunktiem nākamajā mēnesī, atstājot visu pārējo nemainīgu (nav statistiski nozīmīgs)

l.dln_x_lv_ea: Ja Latvijas eksporta pieaugums palielināsies par 1 procentpunktu, tad nākamajā mēnesī eksporta pieaugums samazināsies par 0.3265 procentpunktiem, atstājot visu pārējo nemainīgu.

N2

Lai prognozētu ekonomisko aktivitāti īstermiņā, var izmantot dažādas metodes, viss ir atkarīgs no tā, ko pētnieks uzskata par ekonomisko aktivitāti un īstermiņu/ilgtermiņu. Var mēģināt prognozēt naudas pieprasījumu caur IKP un īstermiņa procentu likmi, ja ekonomiskais stāvoklis ir relatīvi stabils un cilvēku uzvedība ir mierīga un racionāla. Šajā gadījumā starp šiem rādītājiem var pameklēt kointegrāciju un uztaisīt līdzīgo analīzi kā iepriekšējā uzdevumā. Naudas pieprasījums (M3) atspoguļo cilvēku “plānus” tērēt naudu tuvākajā laikā, kas arī būtu labs indikators patēriņam.

$$\text{Log}(M3) = B0 + B1 * i + B2 * \log(\text{IKP})$$

Periodos, kad ekonomika nav stabila un tiek īstenota valsts ekonomiskā politika, politikas ietekmi (vismaz vidējo efektu) var prognozēt izmantojot VAR modeli. Piemēram, fiskālās politikas īstenošanai valdībai jāveic novērtējums, cik naudas jātērē, lai IKP būtu tuvu savam potenciālam un politika būtu efektīva – ja naudas būs par maz, IKP paliks dziļi zem potenciāla, ja par daudz – IKP mākslīgi pārsniegs potenciālu, kas vismaz var pārkārsēt ekonomiku. Tāpēc ar VAR modeli var mēģināt izrēķināt makroekonomiskos multiplikātorus, lai precīzāk zināt, kā politikas rezultātā pieaugs ekonomiskā aktivitāte pa periodiem (gan pa nozarēm, gan kopumā, viss ir atkarīgs no tā, ko izvēlās pētnieks). Piemēram, sekojošā pētījumā

<https://www.imf.org/~media/Files/Publications/WP/2017/wp1763.ashx> autori izmantoja reālos valdības izdevumus, reālo IKP un reālo efektīvo naudas apmaiņas kursu.