

Lietuvos makroekonominių rodiklių kointegravimo analizė

Viktorija FIRKOVIČ (MI)
el. paštas: *firkovic@ktl.mii.lt*

1. Įvadas

Ekonometrinio modeliavimo srityje kointegravimo analizė pradėta taikyti aštuntojo dešimtmečio viduryje ir dabartiniu metu egzistuoja daugybė šio metodo modifikacijų. Kointegravimo vektoriai gerai tinka ekonominės teorijos postulatams tikrinti, nes jie nustato ilgalaikius ryšius, nekreipiant dėmesio į trumpalaikius svyravimus. Struktūrinės kointegravimo sistemos identifikavimas – lemiamas žingsnis, sprendžiant dabartinius ekonometrinius uždavinius sistemose, kur yra daugiau nei vienas kointegravimo vektorius. Praktikoje patikimas daugiamačių kointegravimo vektorių įvertinimas ir koeficientų apribojimų nustatymas, priklausomai nuo kintamųjų skaičiaus, reikalauja nemažo stebėjimų kiekio ir ekonomikos teorijos žinių. Plačiau apie daugiamačių kointegravimo sistemų identifikavimą aprašyta [1] straipsnyje. Jame autoriai tarp kitko nurodo, kad aštuonių kintamųjų su šešiais vėlavimais laike modelyje, kai kointegravimo rangas lygus 3, parametru vertinimui reikia apie 100–112 stebėjimų ir 9 apribojimų. Kaip nurodo dauguma ekspertų, dėl įvykusių permainų dabartinio Lietuvos ūkio modeliavimui informatyvūs yra statistiniai duomenys nuo 1995 metų pradžios. Daugumą makroekonominių rodiklių Statistikos departamentas skaičiuoja ketvirčiais, todėl su mažiausiu ketvirtiniu periodu analizei lieka 29 stebėjimai, tai yra žymiai mažiau negu reikalauja teorija. Iki šiol atliktuose Lietuvos makroekonomikos tyrimuose, aprašytuose [2] ir [3] straipsniuose dėl stebėjimų trūkumo naudojamas supaprastintas metodikos variantas, kai kiekvieno kintamojo lygčiai dinaminė modelio dalis ir jai atitinkanti kointegravimo lygtis nagrinėjamos atskirai. Atsiradus papildomiems duomenims, šiame darbe pritaikyta vektorinė kointegravimo analizė, tačiau dinamikos lygtys nagrinėjamos atskirai.

2. Kointegravimo modelių taikymas

Dažniausiai makroekonominiame modeliavime kointegravimo analizė siejama su vektoriinių paklaidų korekcijos modelio (VECM) taikymu. Tegul Y_t yra endogeninių kintamųjų n -matis vektorius, X_t – egzogeninių rodiklių m -matis vektorius. Tegul Δ – pokyčio per ketvirtį operatorius, t.y., $\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1}$, kur $Z_t = (Y_t X_t)'$ yra d -matis nagrinėjamų rodiklių vektorius, kur $d = n + m$. Kointegravimo analizė naudojama tuo atveju, kai Z_t yra nestacionarus procesas. Sakoma, kad Z_t komponentės kointegruoja, jei egzistuoja

tiesiškai nepriklausomi vektoriai $\beta(1), \dots, \beta(r)$ tokie, kad procesai $u_{j,t} = \beta'(j)Z_t$ yra stacionarūs ir tarpusavyje nekoreliuoti. Dydį r vadinsime kointegravimo eile. Jei pokyčiai ΔZ_t yra stacionarūs, jiems galima taikyti VECM modelį. Struktūrinis VECM

$$A_0 \Delta Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} A_i \Delta Z_{t-i} + A^* Z_{t-p} + e_t,$$

transformuojamas į redukuotą VECM formą

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \nu_t,$$

kur $A_0^{-1} e_t = \nu_t$ – baltas triukšmas ir $\Gamma_i = A_0^{-1} A_i$ yra matriciniai koeficientai

$$\Gamma_i = \begin{pmatrix} \Gamma_{Y,i} & \Gamma_{YX,i} \\ \Gamma_{XY,i} & \Gamma_{X,i} \end{pmatrix}.$$

Narys ΠZ_{t-1} atspindi korekciją dėl nukrypimo nuo pusiausvyros ilgalaikėje tendencijoje (kointegravime). Π yra $[d \times d]$ matrica, turinti pavidalą $\Pi = A_0^{-1} A^* = \alpha \beta'$, kur α yra $[d \times r]$ matrica, $\beta = [\beta(1), \dots, \beta(r)]$. Pažymėję α_y matricą iš n pirmųjų α elementų ir β_y – iš matricos β_m pirmųjų stulpelių, turime

$$\alpha \beta' = \begin{pmatrix} \alpha_Y \\ \alpha_X \end{pmatrix} (\beta_Y \ \beta_X) = \begin{pmatrix} \alpha_Y \beta_Y & \alpha_Y \beta_X \\ \alpha_X \beta_Y & \alpha_X \beta_X \end{pmatrix}.$$

Kai $\alpha_X = 0$, tai $\alpha = (\alpha_y \ 0)'$ ir X_t laikomas silpnai egzogenišku, t.y., nereaguoja į rinkos pusiausvyros pasikeitimą. Jei ne tik $\alpha_X = 0$, bet ir $\Gamma_{XY} = 0$, sakoma, kad X_t yra stipriai egzogeniškas kintamasis. Jis priklauso tik nuo savęs laike, t.y., tarp X_t ir Y_t neegzistuoja Granger priežastingumas [4]. Sistemos vertinimas, kai dalis kintamųjų traktuojami kaip stiprūs egzogenai plačiau aprašytas [5].

Kointegravimo vektorių identifikavimas, kai dalis rodiklių interpretuojami kaip silpni egzogenai, skiriasi nuo tradiciškai naudojamų VAR sistemose (Blanchard identifikavimo kriterijai [6]). Yra didelė pasirinkimų laisvė, su kuria tyrinėtojas susiduria, kurdamas modelio specifikaciją. Panagrinėsime metodą pasiūlytą [1] straipsnyje.

Kointegruotos sistemos vertinimo strategija

1. Duotos laiko eilutės transformuojamos į VECM redukuotą formą $\Delta Z_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-1} + \Pi \Delta Z_{t-1} + \nu_t$ ir pradama analizė nuo matricos $\Pi = \alpha \beta'$.
2. Testuojami $\alpha = 0$ matricos apribojimai. Didžiausias laimėjimas yra α^R silpnųjų egzogeninių kintamųjų statuso nustatymas. Jo dėka lygčių kiekis sistemoje sumažinamas vienetų.
3. Panaudojus prielaidas apie modelio egzogeniškumą, nustatome kointegravimo vektorių skaičių r^R .

4. Nustačius sistemos kointegravimo rangą vertinsime kointegravimo vektorių β^R parametrus, testuojant apribojimus. Kointegravimo vektoriai gali būti iškelti į VECM, kad kiekviena endogeninių kintamųjų lygtis turėtų visus kointegravimo vektorius, įeinančius į modelį.
5. Tada pilnas dinaminis modelis Γ^R gali būti įvertintas ir supaprastinta dinamika, tuo pačiu metu, kai kointegravimo vektorių apribojimai testuojami. Šitame etape, modelio struktūra gali būti nustatyta koeficiento reikšmingumo testo pagalba, iš kiekvienos lygties naikinant „netinkamus“ kointegravimo vektorius.

3. Lietuvos ūkio makroekonometrinis modeliavimas

Nagrinėti rodikliai

Bendras vidinis produktas (BVP) apibūdina ekonomikos padėtį. Modeliuojant Lietuvos ūkį, naudosime BVP išlaidų metodo komponentes, keletą finansinių rodiklių ir pagamintos produkcijos kainų indeksą. Ryšys $Y_t = C_t + G_t + K_t + E_t - I_t$ sieja BVP reikšmę su atskiromis komponentėmis, bet į modelio parametrų vertinimo stadiją jis neįtraukiamas, kad sumažinti kintamųjų kiekį. Sezoniškumui įvertinti naudojami indikatoriniai kintamieji Q_i , kurių reikšmės lygios 1 i -tajame ketvirtyje. Eliminuoti Rusijos krizės pasekmes padeda fiktyvus kintamasis D , kuris lygus nuliui iki 1999 metų ir vienetai nuo 1999 metų. X_t pažymėtos pradinės laiko eilutės. Pirminiai rodikliai logaritmuojami ir žymimi x_t . Δ – skirtumo operatorius, t.y., $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$.

Modelio sudarymo principai

Šiame darbe siekta patikslinti [3] straipsnio rezultatus, panaudojant naujus 2000 metų IV ketvirčio–2002 metų I ketvirčio duomenis. Bet svarbiausias tikslas – patikrinti, ar dinamiškos lygčių specifikacijoje, pateiktoje straipsnyje [3], yra tikslinga vietoje atskirai turimai

1 lentelė
Nagrinėti rodikliai

Nr.	Rodiklių pavadinimas		Mat. vien.	Laikas	
1.	BVP	Y_t	Mln. Lt	1995 I ketv.–2002 I ketv.	
2.	Privatus vartojimas	C_t			
3.	Vyriausybės vartojimas	G_t			
4.	Bendrosios vidaus investicijos	K_t			
5.	Importas	I_t			
6.	Pinigų kiekis P1	M_t			
7.	Eksportas	E_t			
8.	Vartojimo kainų indeksas	P_t			Ketvirtinis pokytis
9.	Pramonės kainų indeksas be naftos	PPI_t			
10.	Vidutinis atlyginimas	W_t			Lt

Visi duomenys gauti iš Statistikos departamento.

lygčiai nustatytų kointegravimo liekamųjų narių $u_{(\cdot)t}^*$, panaudoti vektorinės kointegravimo analizės pagalba gautus liekamuosius narius $u_{(\cdot)t}$.

Pradžiai patikslinsime pasiūlyto [3] modelio koeficientus, naudojant naujus papildomus duomenis. Iš 29 stebėjimų perskaičiuojamos kintamųjų koeficientų reikšmės ir reikšmingumo lygiai. Tiek dinamikos analizėje, tiek ir kointegravimo tyrime kiekviena lygtis specifikuojama atskirai. Iš bendros ekonominės teorijos nustatomas kintamųjų egzogeniškumo statusas. Kiekvienam endogeniniam kintamajam mažiausių kvadratų metodu (MKM) randami kointegravimo vektoriai – statistiškai reikšmingos kitų kintamųjų tiesinės kombinacijos. Vertinant VECM parametrus, įtraukiamas paklaidos korekcijos narys, gautas kaip kointegravimo vektoriaus liekana ir siekiama, kad modelio liekanos būtų nekoreliuotos.

Kadangi šiuo metų disponuojame ilgesnėmis ekonominėmis laiko eilutėmis (29 ketvirčių) nei straipsnyje [3] (23), pabandysime taikyti vektorinę kointegravimo analizę, siekiant patikslinti prielaidas apie atrinktų rodiklių egzogeniškumą ir nustatyti paklaidų korekcijos narius, charakterizuojančius nukrypimą nuo ilgalaikės pusiausvyros.

Naudojant teorijos postulatus, daroma prielaida apie kintamųjų egzogeniškumą ir tikrinama ši hipotezė didžiausio tikėtimumo metodu su apribojimais. Jei kintamasis nereaguoja į rinkos pusiausvyros pasikeitimą, tai jis silpnas egzogenas ir atitinkamas α koeficientas lygus nuliui. Standartinio Johansono testo pagalba [7] nustatome sistemos kointegravimo rangą. Vėliau į VECM įtraukiami įvertinti kointegravimo vektoriai. Atskiro kintamojo lygtyje vertinami parametrai prie kiekvieno kointegravimo vektoriaus ir paliekamas tik vienas su didžiausiu reikšmingumu.

$$\Delta Z_j = \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \alpha_{j1} u_{1,t-1} + \alpha_{j2} u_{2,t-1} + \dots + \alpha_{jr} u_{r,t-1} + v_{jt}.$$

4. Statistinės analizės rezultatai

Gaunami rezultatai parodo, kad jei lyginsime [3] metodą su skirtingais duomenų kiekiais, tai esminių skirtumų tarp senesnės ir naujesnės specifikacijos nėra. Koeficientų reikšmės pasikeitė nežymiai, tai liudija apie ūkio stabilumą ir modelio adekvatumą. Privataus vartojimo Δc_t , bendrų investicijų Δk_t ir pinigų kiekio Δm_t lygtyse koeficientų reikšmingumas sumažėjo nuo 0,0001 iki 0,1038, nuo 0,0006 iki 0,0051 ir nuo 0,0048 iki 0,0089. Vadinasi, privataus vartojimo elgesyje vykstančios permainingos daugiausiai pastebimos. Skliaustuose pateikti koeficientų reikšmingumo lygiai.

$$\begin{array}{ll} \Delta c_t = -0,188u_{1,t-1}^* + 0,234\Delta e_t + 0,742\Delta c_{t-4} + \varepsilon_{1,t} & u_{1,t}^* = c_t - (0,824w_t + 0,176y_t) \\ (0,1038) & (0,0025) & (<0,0001) & (<0,0001) \\ \Delta g_t = -0,945u_{2,t-1}^* + 0,303\Delta g_{t-4} + 0,989\Delta w_{t-2} + \varepsilon_{2,t} & u_{2,t}^* = g_t - (0,488w_t + 0,512m_t) \\ (<0,0001) & (0,0059) & (0,0140) & (<0,0001) \\ \Delta k_t = -0,582u_{3,t-1}^* + 1,593\Delta y_{t-4} - 0,224Q_{1,t} + \varepsilon_{3,t} & u_{3,t}^* = k_t - (-1,473 + y_t) \\ (0,0015) & (<0,0001) & (0,0014) & (<0,0001) \end{array}$$

$$\begin{aligned}
 \Delta i_t &= -0,776u_{4,t-1}^* + 0,616\Delta e_t + 0,120\Delta k_t + & u_{4,t}^* &= i_t - (0,091 + 0,706e_t + 0,294c_t) \\
 & \quad (<0,0001) \quad (<0,0001) \quad (0,0004) & & \quad (0,0194) \quad (<0,0001) \\
 & + 0,136Q_{4,t} - 0,067D_t + \varepsilon_{4,t} \\
 & \quad (<0,0001) \quad (<0,0001) \\
 \Delta m_t &= -0,447u_{5,t-1}^* + 0,750w_t + 0,164y_t + \varepsilon_{5,t} & u_{5,t}^* &= m_t - (0,961 + 0,719w_t + 0,281y_t) \\
 & \quad (0,0089) \quad (0,0004) \quad (0,0759) & & \quad (0,0016) \quad (<0,0001) \\
 \Delta w_t &= -0,275u_{6,t-1}^* + 0,418y_t + 0,032Q_{1,t} + & u_{6,t}^* &= w_t - (-1,641 + m_t) \\
 & \quad (0,0042) \quad (<0,0001) \quad (0,0104) & & \quad (<0,0001) \\
 & + 0,058Q_{4,t} + \varepsilon_{6,t} \\
 & \quad (<0,0001) \\
 \Delta p_t &= 0,006 + 0,365\Delta p_{t-1} + 0,498\Delta ppi_t + \\
 & \quad (0,0414) \quad (0,0007) \quad (0,0013) \\
 & + 0,169\Delta w_{t-1} - 0,023Q_{3,t} + \varepsilon_{7,t} \\
 & \quad (0,0071) \quad (<0,0001)
 \end{aligned}$$

Testuojant kintamųjų statusą, galima teigti, kad visi kintamieji yra endogeniniai. Nepriklausomai nuo duomenų kiekio, importas, vartojimo kainų indeksas, pramonės kainų indeksas, vidutinis atlyginimas ir vyriausybės vartojimas nėra egzogenai su $\alpha = < 0,0001$. Naudojant duomenis iki 2000 m. IV ketvirčio, didžiausią klaidos tikimybę $\alpha = 0,0282$ turi hipotezė apie eksporto endogeniškumą, bendrosios vidaus investicijos – $\alpha = 0,0211$, pinigai – $\alpha = 0,0179$ ir privatus vartojimas – $\alpha = 0,0016$. Kai įtraukėme naujus duomenys, α reikšmė sumažėjo atitinkamai iki 0,0063, 0,0048, 0,0090, 0,0003. Tai teigiamas šalies ekonomikos bruožas – plečiasi laisvoji rinka: rodikliai tarpusavyje turi vis stipriau pastebimus ryšius. [3] darbe apie eksporto egzogeniškumą sprendžiama iš ekspertų nuomonės. Logiškai galvoti, kad Lietuvos ekonomikoje iki paskutinio momento eksportą lėmė ne kiti ekonomikos veiksniai, o išorės poveikis. Rusijoje įvyko rublio devalvacija ir šalies rinka užsidarė lietuviškoms prekėms. Eksportas sumažėjo dėl realizavimo rinkos stokos, o ne dėl BVP sumažėjimo. Kai lietuviškoms įmonėms pavyko prasiskverbti į naują rinką, eksporto augimą lėmė investicijų bei importo augimas, kvalifikuotos darbo jėgos kiekio pasikeitimas, lito kursas euro atžvilgiu – rinkos veiksniai, todėl šita tikimybė sumažėjo. Paskutiniu momentu pinigai su didžiausia tikimybe nustatomi kaip egzogenas. Tai liudija, kad, lyginant su kitais, pinigus mažiausiai įtakoja kiti rodikliai. Vadinasi, egzistuoja šešėlinė ekonomika, bet jos mastas mažėja, lyginant su praeitu periodu.

Taikant standartinę SAS' o programinę įrangą gaunama išvada, kad modelyje yra keturios kointegravimo lygtys, kurių liekanos yra

$$\begin{aligned}
 u_{1,t} &= -3,62c_t - 2,41g_t - 1,68k_t + 2,95i_t - 0,16e_t - 10,26p_t + 8,069ppi_t + 3,629w_t + 2,06m_t, \\
 u_{2,t} &= 0,53c_t - 0,82g_t + 3,19k_t - 14,69i_t + 8,605e_t - 12,19p_t + 15,04ppi_t + 0,163w_t + 3,73m_t, \\
 u_{3,t} &= 2,50c_t + 6,03g_t + 2,815k_t + 1,32i_t - 1,88e_t + 8,12p_t - 13,30ppi_t - 8,85w_t - 2,94m_t, \\
 u_{4,t} &= -9,46c_t - 7,22g_t + 1,51k_t + 10,78i_t - 5,41e_t + 7,66p_t + 1,01ppi_t + 1,23w_t + 7,96m_t.
 \end{aligned}$$

Turint kointegravimo vektoriaus koeficientus, bandymas vektoriškai įvertinti sistemos dinaminę dalį nedavė rezultatų. Vis tiek padidėjusio stebėjimų skaičiaus neužtenka pilnai analizei atlikti. Pabandydysime identifikuoti VECM modelį, vertinant kiekvieną lygtį atskirai. Panaudosime aukščiau aprašytą specifikaciją. Į kiekvieną lygtį įtrauksime visus $u_{i,t-1}$, kur $i = 1, \dots, 4$. Kiekvieno kintamojo lygtis specifikuojama atskirai ir kiekviena VECM lygtis turi po 4 kointegravimo vektorius. MKM pagalba vertiname modelio parametrus ir tikriname hipotezes apie jų reikšmingumą.

2 lentelė
JK paklaidos

Metodas	c	g	k	i	m	w	p
1	0,0218	0,0760	0,1105	0,0281	0,0353	0,0237	0,0092
2	0,0230	0,0752	0,1191	0,0362	0,0397	0,0255	0,0086

1 – kointegravimas ir dinamika specifikuojami kiekvienai lygčiai atskirai

2 – vektorinė kointegravimo analizė ir kiekvienos lygties specifikacija atskirai dinaminėje dalyje.

$$\Delta c_t = -0,004u_{3,t-1} + 0,168\Delta e_t + 0,772\Delta c_{t-4} + e_{1t}$$

(0,1390) (0,0240) (<,0001)

$$\Delta g_t = -0,090u_{3,t-1} + 0,261\Delta g_{t-4} + 1,511\Delta w_{t-2} + e_{1t}$$

(0,0003) (0,0311) (0,0012)

$$\Delta k_t = -0,085u_{4,t-1} + 2,117\Delta y_{t-4} - 0,184Q_1 + e_{3t}$$

(0,0159) (<,0001) (0,0170)

$$\Delta i_t = -0,038u_{3,t-1} + 0,519\Delta e_t + 0,150\Delta k_t + 0,183Q_4 - 0,048D_1 + e_{4t}$$

(0,0005) (<,0001) (<,0,0001) (<,0,0001) (0,0007)

$$\Delta m_t = -0,019u_{1,t-1} + 0,953\Delta w_t + 0,158\Delta y_t + e_{5t}$$

(0,0643) (0,0032) (0,1150)

$$\Delta w_t = 0,010u_{3,t-1} + 0,439\Delta y + 0,025Q_1 + 0,059Q_4 + e_{6t}$$

(0,1175) (<,0001) (0,0734) (<,0,001)

Kiekvienoje lygtyje paliekama reikšmingiausia kointegravimo liekana, atsižvelgiant į ženklą. Teorija reikalauja, kad atskiro kintamojo dinamikos lygtyje prie kointegravimo liekanos ženklas būtų priešingas, negu atitinkamame vektoriuje prie to kintamojo. Kiekvienoje lygtyje toks narys egzistuoja. Privataus vartojimo lygtyje liekana $u_{3,t-1}$ turi mažiausia patikimumą 0,1390, o didžiausią – vyriausybės vartojimo lygtyje 0,0003. Lyginant gautus rezultatus su aukščiau gautais koeficientais, kai liekanos vertinamos atskirai, matome, kad visų korekcijos liekanų reikšmingumai pakankami geri, bet yra mažiau patikimi. Kitų kintamųjų reikšmingumai irgi pablogėjo, bet Δw_{t-2} vyriausybės išlaidų lygtyje ir Δk_t importo lygtyje jie pagerėjo. Vartotojų kainų lygtyje kointegravimo liekana taip ir liko nereikšminga.

$$\Delta p_t = 0,007 - 0,003u_4 + 0,349\Delta p_{t-1} + 0,409\Delta p_{t-2} + 0,195\Delta w_{t-1} - 0,026Q_3 + e_{7t}$$

(0,0162) (0,2090) (0,0008) (0,0180) (0,0030) (<,0001)

Vertinant abejais metodais, kiekvieno endogeninio kintamojo modeliui apskaičiuosime jackknife (JK) paklaidas (2 lentelė).

Išvados

Pasiūlyto [3] modelio koeficientų patikslinimas, naudojant naujus papildomus duomenis, kai stebėjimų kiekis išaugo nuo 23 iki 29, visada yra prasmingas. Rezultate gauname išvadą apie rinkos stabilumą ir modelio adekvatumą. Šis modelis pakankamai tiksliai prognozuoja endogeninių kintamųjų reikšmes ir su naujais koeficientais, tinka palyginimui tarp dviejų metodų.

Į svarbiausią klausimą – ar dinamikos lygčių specifikacijoje pateiktoje straipsnyje [3] yra tikslinga vietoj atskirai turimai lygčiai nustatytų kointegravimo liekamųjų narių $u_{(\cdot)}^*(t)$ panaudoti vektorinės kointegravimo analizės pagalba gautus liekamuosius narius $u_{(\cdot)}(t)$, atsakyme yra ir teigiamų ir neigiamų savybių. Pirmiausiai, analizuojant gautus koeficientų reikšmingumus ir modelių jackknife (JK) paklaidas (žr. 2 lentelę), iš 7 lygčių, naudojant vektorinę kointegravimo analizę, koeficientų patikimumas prie korekcijos nario yra truputi blogesnis visose lygtyse, bet JK paklaidos mažesnės vyriausybės vartojimo ir vartojimo kainų lygtyse. Aplamai modelio JK paklaidos, kai kointegravimą vertiname vektoriškai, yra nežymiai didesnės, o kai kada ir mažesnės nei pagal pirmąjį metodą. Tačiau kadangi skirtumas nežymus, labai tikėtina, kad gavus naujus duomenis antrojo metodo rezultatai bus tikslesni. Iš kitos pusės, vektorinis kointegravimas padeda atskleisti ilgalaikius ryšius tarp kintamųjų. Kanoninės koreliacijos pagalba standartinis Johansono testas nustato egzistuojančių tarp kintamųjų priklausomybių skaičių, ir tokių ryšių bus mažiau, negu endogeninių kintamųjų sistemose. Tai labiau atitinka ekonomikos teoriją apie realias priklausomybes tarp rodiklių. Padeda matematiškai patikrinti hipotezę apie kintamųjų egzogeniškumą.

Sumuojant rezultatus, kai stebėjimų skaičius yra mažesnis negu reikalauja bendra kointegravimo teorija, galima kombinuoti dvi metodologijas. Iš pradžių nustatyti sistemos kointegravimo eilę ir egzogeniškumą, vektoriškai įvertinti kointegravimo vektorius ir po to dinaminėje dalyje vertinti kiekvieną lygtį atskirai, apskaičiuojant reikšmingiausias kiekvienai lygčiai korekcijos liekaną. Šiuo atveju dinamikos vertinimas grindžiamas koreliacine analize tarp kintamųjų ir MKM.

Literatūra

- [1] J. Greenslade, S.G.B. Henry, R. Jackman, *A Dynamic Wage-Price Model for the UK*, Centre for Economic Forecasting, London Business School, Discussion Paper, **10** (1998).
- [2] R. Rudzakis, G. Vilutis, Makroekonominių svyravimų ekonometrinis modeliavimas, *Pinigų studijos*, **2** (1992).
- [3] R. Rudzakis, G. Vilutis, Lithuanian Macroeconomic SVAR Model, *Proceedings of the Sixth International Conference*, Minsk (2001).
- [4] S. Hall, M. Wickens, *Causality in Integrated Systems*, Center for Economic Forecasting, London Business School, Discussion Paper, **27** (1993).
- [5] R. Mosconi, A. Rahbek, *Cointegrated VAR-X Models*, Department of Theoretical Statistics, University of Copenhagen 2, preliminary version (1997).
- [6] O. Blanchard, Traditional interpretation of macroeconomic fluctuations, *The American Economic Review*, December (1989).
- [7] S. Johansen, Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12** (1988).
- [8] С. Айвазян, В. Мхитарян, *Прикладная статистика и основы эконометрики*, ЮНИТИ, Высшая школа экономики, Москва (1998).

The cointegration analysis of the Lithuania's macroeconomic indicators

V. Firkovič

Most of the existing techniques of the macroeconomic indicators analysis can not be successfully applied to the common situation of a limited data set. The goal of the work is to estimate the evolution of Lithuania's macroeconomic indicators using the vector cointegrated analysis combined with the recursive method proposed by R. Rudzakis and G. Vilutis (2001).