

Įvairių kointegravimo analizės metodų taikymo Lietuvos makroekonomikos modeliavime rezultatų palyginimas

Viktorija FIRKOVIČ, Rimantas RUDZKIS (MII)

el. paštas: firkovic@ktl.mii.lt, rudzkis@ktl.mii.lt

1. Įvadas

Modeliuojant Lietuvos pereinamosios ekonomikos ūkį panaudojamos trumpos ekonominės eilutės, todėl aktualus uždavinys yra palyginti įvairių kointegravimo metodologijų taikymo rezultatus. Darbe nagrinėjami makroekonominių rodiklių ilgalaikių ryšių bei pokyčių vektoriaus matematiniai modeliai, kurie statistiškai identifikuojami, naudojant skirtingus kointegravimo vektorių (CI) ir vektorinės paklaidos korekcijos modelio (VECM) parametrų statistinius įvertinius. Gautas konkrečios modelių specifikacijos lyginamos pagal modeliuojamų ekonominių rodiklių prognozavimo tikslumą ir modelio liekanų dydį ir elgseną.

Pradedant analizę, nustatoma sistemos kintamųjų integruotumo eilė. Naudojant sisteminius kointegravimo analizės metodus (pagrindinių komponentų (PK), Box–Tiao, Stock–Watson ir Johansen metodus) patikrinama hipotezė apie sistemos kintamųjų kointegravimo rangą r – kiek yra ilgalaikių sąryšių tarp nagrinėtų rodiklių. Kai hipotezė apie tam tikrą kointegravimo rangą r neatmetama, pritaikant PK, Engle–Granger ir Johansen procedūras ir keletą jų modifikacijų, empiriškai įvertinami Lietuvos makroekonominių rodiklių CI vektorių ir struktūrinio arba redukuoto VECM modelio koeficientai. Gauti modeliai lyginami tarpusavyje ir su V. Kvedaro ir R. Rudzčio (2002) sukurtu modeliu pagal liekamųjų narių vidutinės paklaidas.

Sudarant Lietuvos ūkio makroekonomikos modelį, pagrindinis dėmesys skiriamas bendrajam vidaus produktui (BVP) ir jo komponentams, apskaičiuotiems išlaidų metodu. Tyrime naudoti ketvirtiniai duomenys nuo 1995 iki 2002 metų, kurie buvo sezoniškai išlyginti su procedūra X12. Modeliuoti jų logaritmai, kurių vektorių žymėsime $z_t = (c_t, g_t, i_t, m_t, o_t, e_t)$. Čia c_t ir g_t – namų ūkių ir vyriausybės vartojimo komponentai, i_t – investicijos, e_t ir m_t – prekių ir paslaugų eksportas ir importas ir o_t bendroji produkcija. Visi skaičiavimai darbe atlikti naudojant statistinę analizės sistemą SAS 8.2.

2. Kointegravimo analizės pagrindai

Tegul $Z_t = (Y_t X_t)'$ yra d -matis nagrinėjamų rodiklių nestacionarus vektorius, kur Y_t yra n -matis priklausomų ir X_t – m -nepriklausomų kintamųjų vektoriai ($d = n + m$).

Jei komponentai z_t susiję tarpusavyje ilgalaikiu ryšiu, tai nukrypimai nuo šios ilgalaikės tendencijos $u_{j,t} = \beta'(j)Z_t$ būna stacionarūs. Tuo atveju sakoma, kad kintamieji yra kointegruoti. Kointegravimo analizė susideda iš kelių etapų:

a) Sistemos kintamųjų kointegravimo rango r nustatymas – kiek egzistuoja tiesinių sąryšių arba vektorių $\beta(1), \dots, \beta(r)$.

b) Kointegravimo vektorių $\beta(j)$ koeficientų įvertinimas.

c) Struktūrinio *VECM* modelio $A_0\Delta z_t = A^*z_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} A_i\Delta z_{t-i} + u_t$ arba redukuoto *VECM* modelio $\Delta z_t = \Pi z_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i\Delta z_{t-i} + v_t$ parametru įvertinimas, kur $\Delta z_t = z_t - z_{t-1}$, $A_0^{-1}u_t = v_t$, $\Gamma_i = A_0^{-1}A_i$. $\Pi = A_0^{-1}A^* = \alpha\beta' = -I + \sum_{i=1}^p \Gamma_i$. Struktūrinė *VECM* turi labai aiškia ekonomine interpretacija ir betarpiškai atspindi dinaminis ryšius tarp kintamųjų. Narys Πz_{t-1} atspindi korekciją dėl nukrypimo nuo ilgalaikės pusiausvyros. Čia $d \times r$ matrica α yra endogeninių kintamųjų reagavimo į sistemos pusiausvyros pasikeitimą ankstesniu periodu greičio matas, β yra $r \times d$ *CI* vektorių matrica.

d) Rezultatų ekonominė interpretacija.

3. Pagrindiniai kointegravimo analizės metodai

Ekonometrinio modeliavimo srityje *CI* analizė pradėta taikyti aštuntojo dešimtmečio viduryje ir dabartiniu metu yra daugybė šios metodologijos modifikacijų. Atsižvelgiant į užsibrėžtus tikslus ir pradinę informaciją apie nagrinėjamų kintamųjų sistemos sąryšius, naudojami skirtingi metodai (1 lentelė). Juos galima suskaidyti į dvi grupes: vertinimo metodai, kai *CI* vektorių skaičius yra žinomas ir kintamųjų sistemos *CI* vektorių skaičiaus nustatymo metodai. Savo ruožtu *CI* rango nustatymo metodai skirstomi į vienos lygties ir sisteminis metodus. Vienos lygties metoduose gali egzistuoti ne vienas *CI* ryšis, bet vertinamas tam tikras atskiras *CI* vektorius. Sistemos metoduose nėra būtinas fiksuotas ir iš anksto žinomas *CI* sąryšių skaičius, bet jis nustatomas vertinimo metu.

1 lentelė
Kointegravimo analizės įvertinimo galimybės

Metodo pavadinimas	Kointegravimo analizės etapai			
	a	b	c	d
1. Vienos lygties metodai	$r = 1$			
1.1. Engle ir Granger	–	+	+	+
1.2. PM–MKM	–	+	+	+
1.3. Koreguojamos lygtys	–	+	–	+
2. Sisteminiai metodai	$r \geq 0$			
2.1. Johansen procedūra	+	+	+	–
2.2. Box–Tiao metodas	+	+	–	–
2.3. Pagrindinės komponentės	+	+	–	–
2.4. Stock–Watson metodas	+	–	–	–

CI analizės pradininkai *Engle's* ir *Grangeris* (1987) pasiūlė naudoti dviejų pakopų procedūrą, kur pirmoje pakopoje *MKM* vertinama potencialią kointegravimo regresiją $z_{1t} = \beta' z_{2t} + u_t$. Jei $u_t \sim I(1)$, tai $z_{1t} - \hat{\beta}' z_{2t}$ nėra kointegravimo ryšys. Taip nulinės hipotezės apie vieneto šaknies buvimą testas atitinka testą apie z_{270t} kintamųjų nekointegruotumą. Praktikoje galima taikyti bet koki stacionarumo testą. Dažniausiai naudojamas *Dickey-Fuller (DF)*, *ADF (augmented Dickey-Fuller)* arba *Phillips-Perron (PP)* testai. Antrojoje pakopoje vertinami struktūrinio ECM modelio $\Delta z_{1t} = \alpha(z_{1t-1} - \hat{\beta}' z_{2t-1}) + A(L)\Delta z_t + e_t$ parametrai, ištraukiant pirmosios pakopos metu įvertintą kointegravimo vieno vėlavimo regresijos liekaną, kur $A(L) = \sum_{i=0}^{p-1} A_i L^i$. Visose pakopose naudojamas tik *MKM* metodas. *FM-OLS (full modified original least square)* metoduose naudojamos *Phillips-Perron (PP)* vieneto šaknies testavimo idėjos. Juose *Phillipas* ir *Hansenas* (1990) pašalina paklaidų endogeniškumą ir autokoreliacijos poveikį, naudodami tam tikrą pradinių duomenų transformaciją. Dinaminiuose metoduose priešingai negu *EG* metoduose ilgos priklausomybės ryšiai vertinami atsižvelgiant į vėluojančius narius, išvengiant poslinkio atsiradimo. Kointegravimo lygtis įvertinama iš *ECM*, atsižvelgiant į metodo modifikaciją, ištraukiant Δz_{2t} nepriklausomų kintamųjų, Δz_{1t} priklausomo kintamojo skirtumus arba paklaidos nario u_t vėlavimus. Sisteminiuose metoduose neegzistuoja normalizacijos problemos ir kointegravimo sąryšių kiekis sistemoje gali būti nežinomas. *Johanseno* (1991) procedūra pagrįsta didžiausio tikėtimumo metodo panaudojimu *VAR* modelyje su *Gauso* paklaidomis. *Johanseno* metodo idėja – surasti $z_{t-1}(I(1))$ kintamųjų tiesines kombinacijas $I(0)$ labiausiai koreliuojančias su $\Delta z_t(I(0))$ su sąlyga, kad $I(0)$ ir $I(1)$ kintamieji nekoreliuoja. *BT* metode randame z_{t-1} kintamųjų tiesines kombinacijas, kurios mažiausiai koreliuoja su $z_t(I(1))$. Klasikinis *PK* metodo panaudojimo aprašė *Harris* (1997), kur pagrindinės komponentės, susijusios su mažiausiais tikriniais vektoriais, formuoja *CI* vektorius, o komponentės, atitinkančios didžiausią dispersiją, apibrėžia bendras stochastines tendencijas. *Stock* ir *Watson* pirmieji pasiūlė *PK* metodu vertinti bendrų stochastinių tendencijų skaičių kintamųjų sistemoje.

4. Kointegravimo analizės taikymas

Iš pradžių patikrinamas vektoriaus z_t atskirų komponentių ($c_t, g_t, i_t, m_t, o_t, e_t$) nestacionarumas. Nulinės hipotezės $z_t \sim I(1)$ ir $\Delta z_t \sim I(1)$ patikrinames, panaudojant *DF* arba *ADF* testus. Visiems kintamiesiems 0.05 reikšmingumo lygmenyje negalima atmesti hipotezės apie vienos vienietinės šaknies buvimą, tačiau nulinė hipotezė apie dviejų šaknų egzistavimą atmetama. Todėl priimta prielaida, kad kintamieji yra nestacionarūs ir integruoti pirma eile.

Naudojant sisteminius metodus – *PK*, *Johansen*, *Box-Tiao* – patikrinama hipotezė apie r kointegravimo vektorių egzistavimą. Rezultate hipotezė apie *3CI* vektorių egzistavimą tarp nagrinėjamų kintamųjų 0.05 reikšmingumo lygmeniu neatmetama. Deja nustatyti kointegravimo vektoriai apima visus nagrinėtus rodiklius, nesuteikdami turiningos ekonominės interpretacijos, nepaaiškina egzistuojančių ilgalaikių priežastinių ryšių tarp rodiklių. *EG* metodą irgi galima panaudoti *CI* rango r vertinime, bet tam reikėtų

peržiūrėti visas galimas kintamųjų kombinacijas. Bet, atsižvelgiant į jau atliktus Lietuvos ekonomikos tyrimus ir panaudojant jau žinomą ekonominę informaciją, žymiai lengviau aptikti *CI* ryšius. *EG* metodo panaudojimas irgi patvirtino trijų *CI* vektorių $\{c_t, m_t, o_t\}$, $\{o_t, g_t, c_t, e_t\}$ ir $\{i_t, e_t, m_t\}$ buvimą ir šių vektorių ekonominė prasmė žymiai turtingesnė.

Šiame darbe didelis dėmesys buvo skiriamas Lietuvos makroekonominių rodiklių *VECM* modelio parametrų statistinio įvertinimo skirtingiems metodams ir jų modifikacijoms. Aprašysime konkrečius Lietuvos makroekonomikos modelio identifikavimo algoritmus, kurie toliau darbe lyginami pagal įvertinimo tikslumą.

1 algoritmas. Taikomas *PK* metodas, vertinant *CI* vektorių skaičių r ir koeficientus β . Pradiniai kintamieji standartizuojami empirines dispersijas prilyginant 1. Kiekvienos *PK* $u_1 = c'_1 z, u_2 = c'_2 z, \dots, u_d = c'_d z$ stacionarumui patikrinti taikomas *DF* arba sustiprintas *DF* testas, vartojant *MacKinnono* kritines reikšmes. Jei duomenys nepatvirtina nulinės hipotezės apie vieneto šaknies buvimą *PK*, $u_1 = c'_1 z, u_2 = c'_2 z, \dots, u_r = c'_r z$ komponentėse, tai r atitinkamų mažiausioms dispersijoms pagrindinių komponentių laikome kointegravimo vektoriais.

Konstruojamas redukuotas *VECM*

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_1 u_{1,t-1} + \alpha_2 u_{2,t-1} + \dots + \alpha_r u_{r,t-1} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \sum_{l=1}^p \beta_{jl} \Delta y_{j,t-l} + \sum_{x=1}^q \sum_{k=0}^s \gamma_{xk} \Delta x_{t-k} + D_t + \varepsilon_t,$$

į kuri, be dinamikos, įtraukiamos visos u_1, u_2, \dots, u_r liekanos. Parametrai vertinami *MKM* kiekvienoje endogeninių kintamųjų lygtyje, paliekant tik vieną reikšmingiausią pagal t -statistiką kointegravimo liekaną u_i , kur k yra reikšmingiausios i lygčiai liekanos indeksas

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_k u_{k,t-1} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \sum_{l=1}^p \beta_{jl} \Delta y_{j,t-l} + \sum_{x=1}^q \sum_{k=0}^s \gamma_{xk} \Delta x_{t-k} + D_t + \varepsilon_t.$$

2 algoritmas. Naudosime 1 algoritmo modifikaciją, kai kiekvienos kointegravimo liekanos u_1, u_2, \dots, u_r apibrėžime $u_1 = c'_1 z, u_2 = c'_2 z, \dots, u_r = c'_r z$ paliekami z_i kintamieji su reikšmingiausiais c_i koeficientais ir gauname $\hat{u}_1, \hat{u}_2, \dots, \hat{u}_r$ ir įvertiname redukuotą *VECM* modelį

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_k (c_{k1} y_{1,t-1} + \dots + c_{k1} y_{f,t-1} + c_{k1} x_{1,t-1}) + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \sum_{l=1}^p \beta_{jl} \Delta y_{j,t-l} + \sum_{x=1}^q \sum_{k=0}^s \gamma_{xk} \Delta x_{t-k} + D_t + \varepsilon_t.$$

3 algoritmas. Naudojama *PK* metodo modifikacija, kai iš įvertintų 1 algoritme *PK* imama tik mažiausią dispersiją turinti komponentė $u_1 = c'_1 z$ ir kaip kintamasis naudojama kiekvieno Δy_{it} endogeninio kintamojo skirtumo lygtyje

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i u_{1,t-1} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \sum_{l=1}^p \beta_{jl} \Delta y_{j,t-l} + \sum_{x=1}^q \sum_{k=0}^s \gamma_{xk} \Delta x_{t-k} + D_t + \varepsilon_t.$$

4 algoritmas. Naudojame *PK* metodo modifikaciją, kai paimta 3 algoritme pagrindinė komponentė $u_1 = c'_1 z$ su mažiausia dispersija λ_1 modifikuojama, kaip 2 algoritme ir įvertiname redukuotą *VECM* modelį

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i \hat{u}_{1,t-1} + \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \sum_{l=1}^p \beta_{jl} \Delta y_{j,t-l} + \sum_{x=1}^q \sum_{k=0}^s \gamma_{xk} \Delta x_{t-k} + D_t + \varepsilon_t.$$

5 algoritmas. Naudojame gryną dviejų pakopų *EG* metodą, naudojant *MKM* ir *2MKM*, ir tikrinant kointegravimo vektorių stacionarumą su *PP* testu. *SYSLINE* procedūra struktūriniį *VECM* modelį

$$\Delta y_{it} = \gamma' \Delta z_{2t} + \alpha(y_{t-1} - \beta' z_{2t-1}) + B(L) \Delta z_t + e_t.$$

6 algoritmas. Naudojame modifikuotą dviejų pakopų *EG* algoritimą, kai pirmo etapo vertinimo eiga nesikeičia. Bet struktūrinė *ECM* lygtis Δy_t kintamajam sudaroma iš pirmame etape įvertintų $\hat{u}_{1,t-1}, \hat{u}_{2,t-1}, \dots, \hat{u}_{m,t-1}$ vieno vėlavimo kointegravimo regresijos liekanų, normalizuojant pagal $y_{i,t}$ (jei jis dalyvauja kointegravimo regresijos lygtyje) ir kointegravimo regresijos aiškinamųjų kintamųjų pokyčių:

$$\begin{aligned} \Delta y_{i,t} &= \alpha_1 \hat{u}_{1,t-1} + \alpha_2 \hat{u}_{2,t-1} + \dots + \alpha_m \hat{u}_{m,t-1} \\ &+ \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^m \sum_{l=1}^p \beta_{jl} \Delta y_{j,t-l} + \sum_{x=1}^q \sum_{k=0}^s \gamma_{xk} \Delta x_{t-k} + D_t + \varepsilon_t. \end{aligned}$$

7 algoritmas. Visuose etapuose taikome *Johanseno* metodikos *SAS* procedūra *VARMAX*, naudojant kanoninės koreliacijos ir redukuoto rango regresiją. Vertinama redukuotą *VECM* formą

$$\Delta z_{i,t} = \alpha_{i1} \hat{u}_{1,t-1} + \alpha_{i2} \hat{u}_{2,t-1} + \dots + \alpha_{ir} \hat{u}_{r,t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + v_t.$$

8 algoritmas. Palyginimui naudojame *V. Kvedaro* ir *R. Rudztkio* pagal Europos Sąjungos komiteto prie Vyriausybės užsakymą sukurtą konkretų Lietuvos makroekonominių rodiklių modelį ir jų naudotą identifikavimo metodą.

5. Skirtingų įvertinimo būdų tikslumo palyginimas

Aprašytus vertinimo algoritmus ir įvertintus pagal juos Lietuvos ūkio makroekonominės modelius norima palyginti tarpusavyje ir su V. Kvedaro ir R. Rudzkiš (2002) tyrimų rezultatais pagal tikslumą. Tegul $\hat{\theta}$ yra modelio parametru θ statistinis įvertis, z_t žymi modelio kintamųjų (endogeninių rodiklių) vektorių laiko momentu t , o jo atitinkamą modelinę prognozę per vieną žingsnį žymėsime $z_t(\hat{\theta})$. Įvairiais metodais gautus įverčius žymėsime $\hat{\theta}_j$, kur $j = \overline{1, \vartheta}$. Tarkime, kad turime įvertinę $\Delta z_t(\theta)$ aproksimacijas $\Delta z_t(\hat{\theta}_j)$, $j = 1, \dots, k$ ir galime apskaičiuoti $z_t(\hat{\theta}_j)$ reikšmes, kurios aproksimuoja stebinius z_t $t = 1, 2, \dots, n$. Siekdami palyginti nagrinėjamų metodų įvertinimo tikslumą, įvedame reikalingus matavimus: a) modelio vidutinė absoliutinė paklaida (MAE) $\hat{\delta}_j^a = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n |z_t(\hat{\theta}_j) - z_t|$, kur z_t – tikros stebinių reikšmės laiko momentu t , n – stebinių kiekis, $z_t(\hat{\theta}_j) - j$ modelio kintamųjų aproksimacijos reikšmės; b) modelio vidutinė kvadratinė paklaida (MSE) $\hat{\delta}_j^c = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (z_t(\hat{\theta}_j) - z_t)^2$. Tikslus modelis tas, kurio paklaidos įvertis mažiausias $j^* = \arg \min_{j=1, \dots, k} \hat{\delta}_j$, čia j^* – numeris modelio, kurio empirinė vidutinė paklaida yra mažiausia.

VECM modelio privataus vartojimo ir bendros produkcijos lygtyse panaudojant būtent sisteminius metodus vektorių, gaunamos mažiausios modelių liekanos. *PK* metodas ir jo modifikacijos prognozavo rodiklius su didžiausiomis paklaidomis. Tai įvyko dėl to, kad klasikinis *PK* metodas kointegravimo analizės atžvilgiu yra suderintas, bet asimptotiškai neefektyvus kointegravimo vektorių įvertinys. *Johansen* procedūra identifikavo *VECM* modelį tiksliau (liekanų dydžio prasme) nei *PK* įvertinys, bet prasčiau nei *EG* metodas, išskyrus privatų vartojimo ir vyriausybės vartojimo lygtis.

6. Išvados

Lietuvos ūkio makroekonominių rodiklių dinaminio modelio parametrus, kai stebėjimų skaičius yra mažas ir kai vis dar vyksta struktūriniai ekonomikos pokyčiai, tiksliausiai komponentų dinamiką įvertino *EG* metodas ir padėjo geriau suprasti kintamųjų sąryšius. Būtent šią metodologiją patartina naudoti susiklosčiusioje situacijoje. Dviejų pakopų *EG* metodas realizuojamas, naudojant standartinius *MKM* ir *2MKM* metodus. Ateityje didėjant stebėjimų skaičiui, galima tikėtis, kad *Johansen* metodologijos panaudojimas Lietuvos ekonomikos modeliavimui bus efektyvesnis, nors ir dabar privataus ir vyriausybės vartojimo lygtyse gaunamos mažiausios *VECM* modelio paklaidos. Palyginimui ir patikslinimui praktiniuose tyrimuose patartume papildomai įvertinti sistemą, panaudojant *Johansen* procedūrą ir todėl kad ji yra visiškai realizuota *SAS*, *E-VIEWS*, *Microfit*, *PC-GIVE*, *RATS* statistinėse informacinėse sistemose. *PK* metodo rezultatai buvo prastoki ir patvirtino teoretikų išvadas, kad efektyvus įverčiai gaunami tik modifikuojant šį algoritmą. Nepaisant to, kad pagrindinių komponentų analizė priklauso klasikinei statistikai ir realizuota statistiniuose paketuose, jos panaudojimas kointegravimo analizėje tikslingas tik prie papildomų sąlygų: minimalios kritinės reikšmės testų panaudojimo arba pirminių duomenų transformacijos atlikimo. *Stock-Watson*, *Phillips-Ouliaris* kointegravimo testai turi standartinę *SAS* sistemos realizaciją. *Box-Tiao* metodas naudojamas labai

retai, todėl jis nėra realizuotas SAS sistemoje, bet teorinį algoritmą galima realizuoti, panaudojant egzistuojančias standartinės statistinės SAS procedūras.

Literatūra

- [1] A. Banerjee, J. Dolado, F. Hendry, *Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford University Press (1993).
- [2] O. Blanchard, Traditional interpretation of macroeconomic Fluctuations, *The American Economic Review*, December (1989).
- [3] D. Harris, Principal components analysis of cointegrated time series, *Econometric Theory*, **13**, 529–557 (1997).
- [4] R. Karaliūnas, Pinigų rinkos Lietuvoje ekonometrinis modeliavimas, *Pinigų studijos*, **1**, 5–20 (1999).
- [5] V. Kvedaras, R. Rudzakis, *Lietuvos integracijos į ES pasekmių vertinimas: makroekonominis aspektas* (2002).
<http://www.ekt.lt>
- [6] G. Maddala, K. In-Moo, *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge (1998).
- [7] R. Rudzakis, G. Vilutis, Makroekonominų svyravimų ekonometrinis modeliavimas, *Pinigų studijos*, **2** (1992).
- [8] R. Rudzakis, G. Vilutis, Lithuanian Macroeconomic SVAR Model, in: *Proceedings of the Sixth International Conference*, Minsk (2001).
- [9] V. Firkovič, Lietuvos makroekonominų rodiklių kointegravimo analizė, *Liet. matem. rink.*, **42**(spec. nr.), 501–508 (2002).
- [10] G. MacKinnon, Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, **11**(6), 601–618 (1996).
<http://qed.econ.queensu.ca/pub/faculty/mackinnon/jbes/> (Kritinių reikšmių generavimo programa žiūrėta 2003.06.03).
- [11] G. MacKinnon, Approximate asymptotic distribution functions for unit-root and cointegration tests, *Journal of Business and Economic Statistics*, **12**, 167–176 (1994).
<http://qed.econ.queensu.ca/pub/faculty/mackinnon/numdist/> (Kritinių reikšmių generavimo programa žiūrėta 2003.06.03).

The comparison of cointegration methods applications of Lithuanian's economy modeling results

V. Firkovič, R. Rudzakis

Actual goal in the modeling of the Lithuania's transition economy is to compare some different analysis methods of cointegrated time series: *Johansen's*, *Box–Tiao*, *Stock–Watson*, *Engle–Granger* two step procedure and principal components analysis. We investigate mathematical models of the long-run relations and changes of macroeconomic indicators, which we statistically identify using different statistical estimator of cointegrated vectors (*CI*) and vector error correction model (*VECM*).