

Aktyvumo indeksų taikymas prognozuoti Lietuvos bendrąjį vidaus produktą

Žilvinas Kalinauskas

Matematikos mokslų daktaras
Matematikos mokslų institutas
Lietuvos banko Makroekonomikos ir
prognozavimo skyrius
Totorių g. 4, Vilnius LT-2629
Tel. 68 01 27
Faksas 22 44 23
El. paštas zkalinauskas@mail.lbank.lt

Vadimas Titarenko

Docentas socialinių mokslų daktaras
Vilniaus universiteto Teorinės ekonomikos
katedra
Lietuvos banko Makroekonomikos ir
prognozavimo skyrius
Totorių g. 4, Vilnius LT-2629
Tel. 68 01 25
Faksas 22 44 23
El. paštas gvilitis@mail.lbank.lt

Giedrius Vilutis

Doktorantas
Vilniaus Gedimino technikos
universitetas
Lietuvos banko Modeliavimo skyrius
Totorių g. 4, Vilnius LT-2629
Tel. 68 01 36
Faksas 22 44 23
El. paštas vtitarenko@mail.lbank.lt

Straipsnyje supažindinama su aktyvumo indeksų taikymu ekonominiams procesams analizuoti ir prognozuoti užsienio šalyse, pateikiama Lietuvos realaus ekonomikos sektoriaus indekso LBIXR sudarymo ir skaičiavimo metodika. Pagrindinis straipsnio tikslas – parodyti, kad aktyvumo indeksai įtraukti į prognozuoti bendrąjį vidaus produktą (BVP) skirtus modelius, leidžia patobulinti prognozavimo algoritmus ir patikslinti BVP prognozes. Aktyvumo indeksų naudojimo būtinumą lemia ir tai, kad jiems skaičiuoti reikiami duomenys gaunami gerokai anksčiau negu skelbiamas BVP.

Pagrindiniai žodžiai: aktyvumo indeksas; modelis; prognozavimas; bendrasis vidaus produktas.

1. Aktyvumo indeksas kaip priemonė gamybos rodikliams prognozuoti

Vienas iš gamybos raidos tendencijų analizės būdų yra aktyvumo indeksas. Jį skaičiuoja daugelio šalių finansų ar ekonominių tyrimų institutai, o ypač populiarūs jie tapo centriniuose bankuose. Pavyzdžiui, Japonijos centrinis

bankas parengė indeksą „TANKAN“ kuris skaičiuojamas remiantis stambiųjų įmonių, vidutinių nefinansinio sektoriaus įmonių bei finansinio sektoriaus įmonių ir organizacijų apklausa ir skirtas realaus ir finansinio sektorių raidos tendencijų analizei ir trumpalaikėms jų veiklos prognozėms skaičiuoti [11]. Izraelio

bankas parengė ir kas mėnesį publikuoja suvestinį indeksą (*State-of-Economy Index „S“*), kuris parodo BVP dinamiką, pagrindinių ūkio šakų produkcijos gamybą, prekių ir paslaugų eksportą ir importą, užimtumo pasikeitimus ir kitus procesus [10]. Rusijos Federacijos centrinis bankas rengia integruotą indeksą, kuris skaičiuojamas remiantis penkiais suvestiniais indeksais: verslo aktyvumo, finansinio aktyvumo, socialinių sąlygų, užsienio prekybos aktyvumo ir visuminių lūkesčių [13]. Integruoti indeksai taip pat skaičiuojami Anglijos, Vokietijos [5], Prancūzijos [12], Graikijos [6], Turkijos [1], Vengrijos [9] ir kitų šalių centriniuose bankuose.

Pažymėtina, kad skiriasi šių indeksų skaičiavimo metodai. Indeksai skaičiuojami naudojant svorinius parametrus arba jų nenaudojant. Pavyzdžiui, Vokietijos centrinis bankas renka duomenis, reikiamus indeksams skaičiuoti, vykdydamas atrinktų įmonių apklausus ir naudodamas svorinius koeficientus [5]. Tačiau ūkio aktyvumo indeksai kai kurių šalių (Rusijos, Vengrijos, Izraelio) centriniuose bankuose skaičiuojami nenaudojant svorių ir vertinių dydžių. Tokiu būdu yra stengiamasi atsiriboti nuo infliacijos įtakos [14].

Autoriai sudarė Lietuvos realaus sektoriaus aktyvumo indeksą LBIX R [8; 17]. Jį skaičiuojant taikyta metodika, kai nenaudojami svoriai ir vertiniai dydžiai. Minėjome, tokiu būdu stengiamasi atsiriboti nuo infliacijos įtakos realiai raidos tendencijai. Pažymėtina, kad mūsų naudojamą metodiką realaus sektoriaus aktyvumui matuoti pripažino Rusijos centrinio banko specialistai, labai gerai įvertino Tarptautinio valiutos fondo ir Pasaulio banko ekspertai, reitingo agentūros – Fitch IBCA ir Standard and Poor's, bankas JP Morgan. LBIX R skaičiuoti reikiamų duomenų bazę sudaro Statistikos departamento prie Lietuvos Respublikos Vy-

riausybės pateikti daugiau kaip 190 svarbiausių produkcijos bei paslaugų rūšių *natūriniai* gamybos apimčių duomenys, suskirstyti į penkias grupes: pramonė, žemės ūkis, transportas, ryšiai ir statyba. Be to, kiekviena ši grupė dar suskaidyta į smulkesnes veiklas. LBIX R pradedamas sudarinėti remiantis atskirų produktų, matuojamų natūrine išraiška, indeksais. Jie matuojami procentais ir skaičiuojami kiekvienų metų (įskaitant ir 1995 m.) kiekvieno mėnesio gamybos apimtį lyginant su bazine reikšme – 1995 m. vidutine mėnesio gamybos apimtimi.

Tarkime, kad $n_{k, \tau, t}$ – pradinė rodiklių apimčių seka, čia: k – produkto numeris, τ – mėnesio numeris ($\tau = 1, 2, \dots, 12$), t – metų numeris ($t = 0, 1, 2, \dots$). Pradinė seka transformuojama taip:

$$u_{k, \tau, t} = 12 \cdot \frac{n_{k, \tau, t}}{\sum_{\tau=1}^{12} n_{k, \tau, 0}}, \quad (1)$$

čia 0 – baziniai metai. Taip gaunamas vadinamasis faktinis mėnesinis aktyvumo indeksas. Tačiau ekonomistai analitikus labiau domina bendros aktyvumo tendencijos, todėl faktinių indeksų seka yra išlyginama, taikant centruotą 21 mėnesio slenkamąjį vidurkį. Tada gaunama nauja seka:

$$s_{k, \tau, t} = (r \cdot u_{k, \tau, t} + \sum_{i=1}^{r-1} (r-i)(u_{k, \tau, t-i} + u_{k, \tau, t+i})) / r^2; \quad (2)$$

čia r – išlyginimo intervalo vidurys (21 mėnesio vidurkiui $r = 11$).

Taip gaunami atskirų produktų individualūs indeksai. Kiekvieno produkto normuotos faktinės sekos turi tuos pačius matavimo vienetus, todėl agreguota veiklos seka gaunama sumavus atitinkamų produktų normuotas sekas:

$$U_{\tau, t} = \sum_{k \in N} u_{k, \tau, t}, \quad (3)$$

čia $U_{\tau, t}$ – pradinė veiklos rūšių seka. Ji taip pat transformuojama pagal (1) formulę ir išlygi-

nama taikant (2) formulę. Kiekvienos veiklos faktinių indeksų sekos pagal (3) lygybę agreguojamos į sektorių (pramonės, žemės ūkio ir t. t.) sekas. Vėl atliekamas transformavimas ir išlyginimas ir gaunamas LBIX R indeksas. Pažymėtina, kad analizuojant gamybos aktyvumo pokyčius trumpu laikotarpiu naudojamas faktinis mėnesinis aktyvumo indeksas, o ilgalaikėms tendencijoms analizuoti vadovaujamas išlygintu indeksu. Analizuojant gautus rezultatus galima teigti, kad tam tikros veiklos indeksas didėjimas reiškia, kad daugumos į ją įeinančių produktų gamybos apimtys natūrine išraiška didėja.

Gauti produktų faktiniai indeksai naudojami aktyvumui prognozuoti. Indeksų prognozės skaičiuojamos naudojant autoregresijos funkciją ir atsižvelgiant į dvejų praėjusių metų atitinkamų mėnesių sezoninius svyravimus [8].

Aktualu yra panaudoti aktyvumo indeksus ekonometriškai analizuojant svarbiausių gamybos rodiklių raidą. Paprastai to paties laikotarpio aktyvumo indeksų reikšmės apskaičiuojamos gerokai anksčiau nei bendrojo vidaus produkto (BVP) komponentai. Todėl praktiškai svarbus uždavinys yra šių komponentų dinamikos matematinis modeliavimas naudojant aktyvumo indeksus.

2. Bendrojo vidaus produkto prognozavimo metodai

Ekonomikos srities literatūra ir praktinio darbo patirtis rodo, kad yra priklausomybė tarp BVP, užsienio prekybos, pinigų ir pajamų rodiklių. Remdamiesi O. J. Blašaro darbais [2; 3; 4], kuriuose jis naudojo struktūrinius vektorinės autoregresijos modelius (SVAR), atlikome Lietuvos ekonominių duomenų analizę (žr. [7], [11], [14]). Lietuvos makroekonominių rodiklių

prognozių, apskaičiuotų pagal sudarytus modelius, tikslumas buvo įvertintas naudojant retrospektyvinę analizę. Prognozės buvo apskaičiuotos dviem metodais. Naudojant vektorinį paklaidų korekcijos modelį (VECM), kuris aprašo kointegravimo sąryšius agreguotu lygiu, buvo apskaičiuotos agreguotų rodiklių prognozės. Pavyzdžiui, BVP kointegruotas su eksportu ir darbo užmokesčiu. Bendra šio modelio forma yra tokia:

$$x(t) = \Pi X(t-1) + A(L)x(t) + BZ(t) + \varepsilon(t);$$

(I modelis)

čia $\Pi X(t-1)$ – kointegravimą parodanti dalis, Π – parametų matrica, $X(t-1)$ – tiriamų ekonominių rodiklių vektorius su vieno žingsnio lagu, $x(t) = X(t) - X(t-1)$, $BZ(t)$ – regresinė dalis, o $\varepsilon(t)$ – atsitiktinių šokių vektorius (baltas triukšmas).

Kitas BVP prognozavimo metodas – tam tikrų BVP komponentų prognozavimas naudojant įvairius regresinius modelius, o bendra BVP prognozė gaunama kaip šių komponentų prognozių suma. Tada

$$Y = \sum_j Y_j,$$

čia Y žymi visą BVP, o Y_j – BVP komponentą, kuriam aprašyti naudojama tokia bendra regresijos modelio forma:

$$Y_j = B_j Z_j(t) + \xi_j(t),$$

čia $B_j Z_j(t)$ yra regresinė dalis, o $\xi_j(t)$ – ARIMA dalis. Įvertinus parametrus gaunama modelinė pokyčių prognozė $\hat{y}_j(t)$ per vieną žingsnį:

$$\hat{y}_j(t) = f_j(Z_j(t), v_j(t-1), v_j(t-2), \dots, \hat{\theta}_j),$$

čia f_j – tiesinė funkcija, $\hat{\theta}_j$ – nežinomų koeficientų įvertiniai. Sudėjus kiekvieno komponento prognozes gaunama bendra BVP pokyčių prognozė:

$$\hat{y}(t) = \sum_j \hat{y}_j(t). \quad (II \text{ modelis})$$

Galimas ir abiejų principų derinimas. Tokiu būdu pirminė prognozė, gauta kaip komponentų prognozių suma, yra tikslinama, atsižvelgiant į kointegravimo liekaną. Tada:

$$\hat{y}(t) = a\hat{y}(t) + b^T X(t-1). \quad (III \text{ modelis})$$

Parametrai a ir b įvertinami mažiausiųjų kvadratų metodu.

Plačiau apie šių modelių taikymą žiūrėkite [7].

3. BVP prognozavimas įtraukiant aktyvumo indeksus

Siekiant patikslinti trumpalaikės BVP prognozes, kai kurių sričių veiklos aktyvumo indeksai buvo įtraukti į prieš tai aprašytus modelius. Trumpai juos priminsime. Analizuojamos priklausomybės agreguotu lygiu naudojant paklaidų korekcijos modelį (VECM). Pradinis modelis buvo toks:

$$y_1(t) = a_0^1 + a_1^1 u(t-1) + a_2^1 \cdot y(t-4) + a_3^1 \cdot e(t), \quad (Ia \text{ modelis})$$

čia: y žymi BVP pokytį, u – kointegravimo liekaną, e – eksporto pokytį, t – laiko momentus ketvirčiais, $a_0^1, a_1^1, a_2^1, a_3^1$ – parametrai įverčiai. Kointegravimo liekana u apskaičiuota taip:

$$u = Y - (v_1 \cdot W + v_2 \cdot E + v_3 \cdot Z),$$

čia: Y, W ir E yra atitinkamai BVP, vidutinis mėnesinis darbo užmokestis ir eksportas. Z – pirmojo ir trečiojo ketvirčių sezoniskumo koeficientų skirtumas, v_1, v_2, v_3 – parametrai įverčiai.

Tada šis modelis buvo papildytas realaus sektoriaus aktyvumo indekso pokyčiais:

$$y_2(t) = u(t-1) + a_2^2 y(t-4) + e(t) + a_4^2 \text{rsai}(t), \quad (Ib \text{ modelis})$$

čia: rsai – realaus sektoriaus aktyvumo indekso LBIXR pokytis, $a_0^2, a_1^2, a_2^2, a_3^2, a_4^2$ – parametrai

Tikrinant šių dviejų modelių tikslumą, buvo apskaičiuotos dviejų rūšių paklaidos: paprastos paklaidos, kaip faktinio BVP ir jo modelinės reikšmės skirtumas bei Jackknife paklaidos, kurios skaičiuojamos kiekviename taške, išmetant to taško faktinį stebėjimą (tokiu būdu duomenys sutrumpėja tik vienu stebėjimu). Tada kiekvienu atveju perskaičiuojamas modelis ir gaunama ieškomo taško tikėtina reikšmė. Šitaip perskaičiuojamos visos nagrinėtos laiko eilutės. Paklaidos gaunamos kaip faktinių duomenų ir tikėtinų reikšmių skirtumas. Taigi Jackknife paklaida kiekvienu laiko momentu lygi:

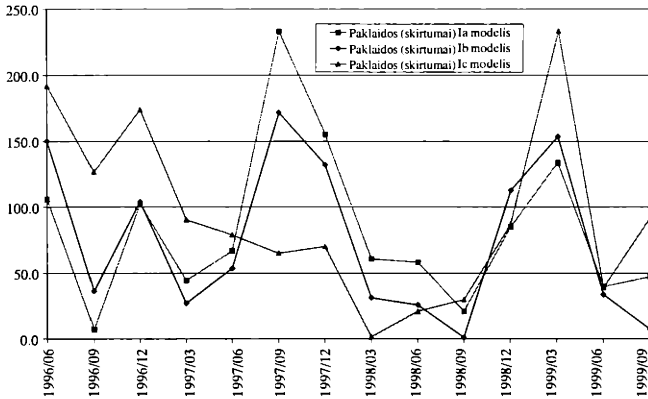
$$\delta(t) = |y(t) - f_{\theta(t)}(X(t))|,$$

regresijos parametrai $\theta(t) = \arg \min_{\theta} \sum_{\tau=1}^t |y(\tau) - f_{\theta}(X(\tau))|^2$; $f_{\theta}(X(\tau))$ – regresijos funkcija; $X(\tau)$ – regresoriai. Pasirinkto laikotarpio Jackknife paklaida vadinsime atitinkamų momentinių paklaidų aritmetinį vidurkį.

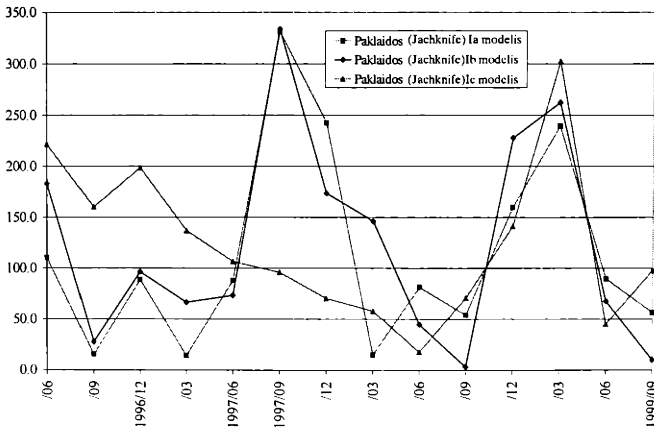
Lietuvos ekonomikos raida nagrinėjama laikotarpiu (1995–1999 metais) nebuvo pastovi. Iki 1998 m. trečio ketvirčio didesnių sukrėtimų mūsų šalies ekonomikoje nebuvo (be problemų bankų sektoriuje 1995 m. pabaigoje). Tuo tarpu 1998 m. rugpjūtį prasidėjusi Rusijos krizė stipriai paveikė ir Lietuvą. Todėl analizuodami modelių prognozių tikslumą žiūrėjome, kiek tiksliai modelis aprašo nagrinėjamo rodiklio elgesį iki Rusijos krizės ir po jos. Analizuodami Ia ir Ib modelių paprastas paklaidas (žr. 1 pav.), pastebėjome, kad įtraukę realaus sektoriaus aktyvumo indeksą į BVP modelį (Ib modelis) gavome mažesnes paklaidas laikotarpiu ir iki Rusijos krizės, ir po jos, o pačios krizės metu

(1998 m. III ketvirtis) sumodeliuota BVP reikšmė praktiškai sutapo su faktine reikšme (paprasčia paklaida lygi 1,0 mln. Lt). Tokiu būdu Ib modelio vidutinė bendra paprasčia paklaida buvo 74,3 mln. Lt, o Ia modelio – 82,9 mln. Lt. Tuo tarpu analizuojant Jackknife paklaidas pas-

tėbėta, kad iki Rusijos krizės jos buvo mažesnės Ia modelio, o po Rusijos krizės – Ib modelio (žr. 2 pav.). Iki Rusijos krizės vidutinė Ia modelio Jackknife paklaida buvo 109,6 mln. Lt, o Ib – 127,2 mln. Lt. Tuo tarpu po Rusijos krizės šios paklaidos buvo atitinkamai 119,8 ir 114,2 mln. Lt.



1 pav. Paklaidos kaip faktinio BVP ir modelinio BVP skirtumai, mln. Lt



2 pav. Jackknife paklaidos, mln. Lt

Vadinasi, LBIX R indekso įtraukimas į BVP prognozuoti skirtus modelius prognozių rezultatų nepablogino, o po Rusijos krizės su Ib modelio pagalba prognozuoti BVP rezultatai buvo net arčiau faktinių duomenų.

BVP prognozuoti taip pat buvo sudarytas trečiasis modelis, kuriame nėra kointeravimo dalies, o regresoriais imami eksporto, LBIX R ir BVP su keturių ketvirčių lagu pokyčiai:

$$y_3(t) = a_0^3 + a_1^3 y(t-4) + a_2^3 \cdot c(t) + a_3^3 \cdot r_{\text{pai}}(t), \quad (Ic \text{ modelis})$$

čia $a_0^3, a_1^3, a_2^3, a_3^3$ – parametrų įverčiai.

Šio modelio vidutinės paklaidos (tiek paprastos, tiek Jackknife) buvo didesnės nei ankstesnių dviejų modelių (žr. 1 lentelę).

Apibendrinant BVP analizę agreguotu lygiu, galima daryti išvadą, kad įtraukus realaus sektoriaus aktyvumo indeksą į paklaidų korekcijos modelį galima šiek tiek tiksliau prognozuoti BVP reikšmes. Atsižvelgiant į tai, kad pastarasis modelis labai tiksliai numatė BVP reikšmę Rusijos krizės momentu, manytume, jog jį būtų naudinga taikyti vienalaikiams ekonominiams šokams, prieš tai įvertinus šių šokų poveikį atskiriems ekonomikos sektoriams. Kaip tokių šokų įvertinimo priemonę galima taikyti LBIX R indeksą.

Be BVP analizės agreguotu lygiu, buvo atlikta ir atskirų BVP sudedamųjų dalių (veiklos rūšių) analizė, kai modeliuojant šių veiklos sričių elgesį atsižvelgiama į tam tikrų sektorių (pramonės, žemės ūkio, statybos, transporto ir ryšių, elek-

tros, dujų ir vandens tiekimo) aktyvumo indeksus. Vienų indeksų įtraukimas pagerino prognozių tikslumą, kitų – nepagerino.

Pramonė. Pramonės sukurto BVP analizei panaudoti trys modeliai:

$$p_1(t) = g_0^1 + g_1^1 \cdot pq(t), \quad (Pa \text{ modelis})$$

$$p_2(t) = g_0^2 + g_1^2 \cdot \text{pai}(t), \quad (Pb \text{ modelis})$$

$$p_3(t) = g_0^3 + g_1^3 \cdot pq(t) + g_2^3 \cdot \text{pai}(t), \quad (Pc \text{ modelis})$$

čia: p – pramonės sukurto BVP pokytis, pq – parduotos pramonės produkcijos apimčių pokytis, pai – pramonės aktyvumo indekso pokytis,

$g_0^1, g_1^1, g_0^2, g_1^2, g_0^3, g_1^3, g_2^3$ – parametrų įverčiai. Kaip ir prieš tai pateiktų modelių buvo apskaičiuotos paprastos ir Jackknife paklaidos.

Kaip matome iš 3 ir 4 pav. pateiktų paprastų ir Jackknife paklaidų grafikų, beveik per visą nagrinėjamą laikotarpį Pc modelio paklaidos buvo mažiausios. Vadinasi, įtrauktas į modelį pramonės aktyvumo indeksas patikslino modelių Pa ir Pb rezultatus. Be to, vidutinės paprastos ir Jackknife paklaidos Pc modelio taip pat buvo mažiausios (žr. 2 lentelę).

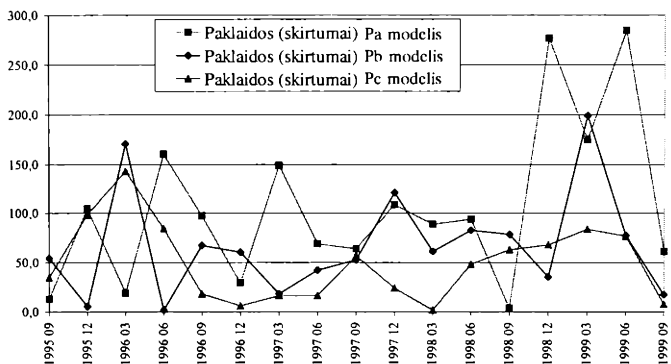
Maisto pramonė. Viena iš svarbiausių Lietuvos pramonės veiklos rūšių – maisto pramonė – pagamina apie 30 procentų apdirbamosios pramonės produkcijos. Be to, šią veiklą stipriai paveikė Rusijos krizė. Todėl trumpai aptarsime jai prognozuoti taikytus regresinius modelius.

Maisto pramonės sukurta BVP dalis buvo aprašyta tokiais modeliais:

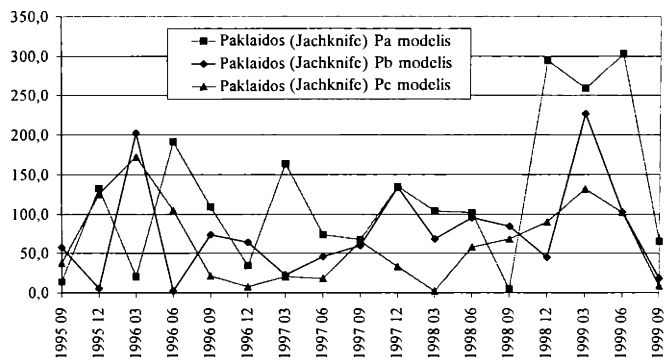
$$mp_1(t) = m_0^1 + m_1^1 \cdot \text{mpai}(t) \quad (Pa \text{ modelis})$$

1 l e n t e l ė. BVP modelių vidutinės absoliučios paklaidos, mln. Lt

	Ia modelis			Ib modelis			Ic modelis		
	Iki Rusijos krizės	Po Rusijos krizės	Bendros	Iki Rusijos krizės	Po Rusijos krizės	Bendros	Iki Rusijos krizės	Po Rusijos krizės	Bendros
Paprastos paklaidos	92,6	65,3	82,9	81,4	61,7	74,3	91,1	96,3	92,9
Jackknife paklaidos	109,6	119,8	113,2	127,2	114,2	122,6	118,4	131,5	123,1



3 pav. Pramonės sukurto BVP modelių paprastos paklaidos, mln. Lt



4 pav. Pramonės sukurto BVP modelių Jackknife paklaidos, mln. Lt

2 lentelė. Pramonės sukurto BVP modelių vidutinės absoliučios paklaidos, mln. Lt

	Pa modelis			Pb modelis			Pc modelis		
	Iki Rusijos krizės	Po Rusijos krizės	Bendros	Iki Rusijos krizės	Po Rusijos krizės	Bendros	Iki Rusijos krizės	Po Rusijos krizės	Bendros
Paprastos paklaidos	83,1	160,1	105,7	61,5	81,7	67,5	45,8	60,1	50,0
Jackknife paklaidos	95,7	185,1	122,0	69,4	95,6	77,1	55,3	79,9	62,5

$$mp_2(t) = m_0^2 + m_1^2 \cdot mpp(t) + m_2^2 \cdot mpa_i(t),$$

(MPb modelis)

$$mp_3(t) = m_0^3 + m_1^3 \cdot mpp(t) + m_2^3 \cdot q_2 + m_3^3 \cdot q_3,$$

(MPc modelis)

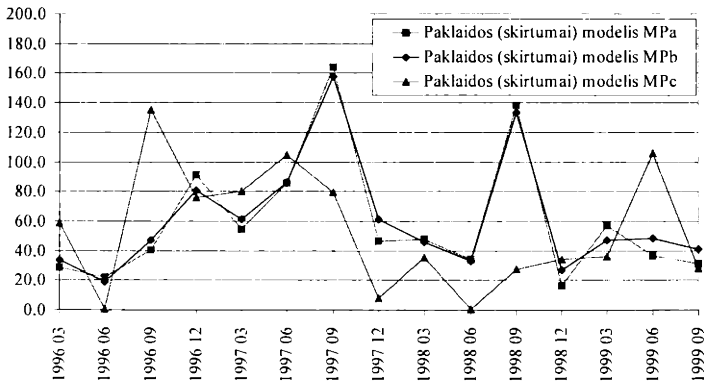
čia: mp – maisto pramonės dalies BVP apimčių pokyčiai, mpa_i – maisto pramonės aktyvumo indekso pokyčiai, mpp – maisto pramonės parduotos produkcijos indekso pokyčiai, q₂ ir q₃ – atitinkamai antro ir trečio ketvirčių sezoniškumo indeksai, m₀¹, m₁¹, m₀², m₁², m₂², m₀³, m₁³, m₂³, m₃³ – parametų įverčiai. Kaip ir prieš tai aprašytais atvejais kiekvieno modelio prognozių tikslumui įvertinti buvo apskaičiuotos paprastos ir Jackknife paklaidos.

Pradiniu maisto pramonės apimčių modeliavimo etapu pasirinktas MPc modelis, kuris aprašė maisto pramonės pagaminto BVP ir šios pramonės parduotos produkcijos indekso bei antro ir trečio ketvirčių sezoniškumo koeficientų priklausomybę. Vėliau sudaryti modeliai MPa ir MPb, į kuriuos įtrauktas maisto pramonės

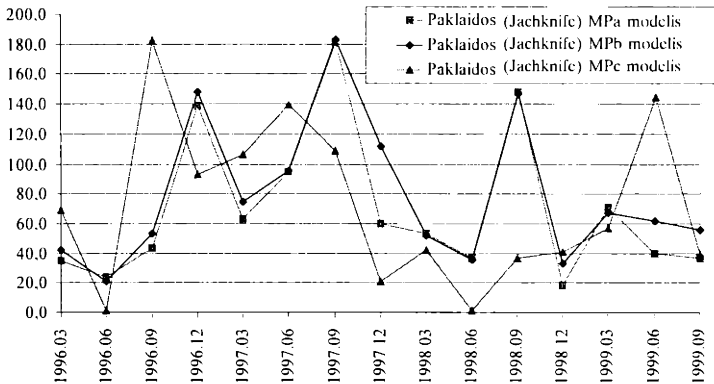
aktyvumo indeksas. Analizuodami paprastas paklaidas (žr. 5 pav.), pastebėjome, kad modeliai MPa ir MPb beveik vienodai aprašo maisto pramonės apimčių svyravimus, kadangi jų paprastos paklaidos beveik sutampa. Tās pats pasakytina ir apie šių modelių Jackknife paklaidas (žr. 6 pav.). Tuo tarpu MPc modelio paklaidos gerokai skyrėsi nuo paskutinių dviejų modelių. Todėl tolesnei prognozių tikslumo analizei buvo apskaičiuotos vidutinės paklaidos (žr. 3 lentelę).

Visu analizuojamu laikotarpiu mažiausias vidutinės paprastos paklaidas, kaip faktinių reikšmių ir prognozių skirtumas, davė MPc modelis. Tuo tarpu mažiausias Jackknife paklaidas davė MPa modelis. Atsižvelgiant į tai, galima teigti, kad maisto pramonės pagaminto BVP apimčių svyravimus geriau aprašė modelis MPa, nes jo vidutinės Jackknife paklaidos buvo mažiausios. Tačiau nereikėtų nuvertinti ir kitų modelių reikšmės, juo labiau kad jų visų vidutinės paklaidos svyruoja apie tuos pačius dydžius.

Kitų BVP sudedamųjų dalių (transporto, žemės ūkio, statybos, ryšių ir kt.) analizė,



5 pav. Maisto pramonės sukurto BVP modelių paprastos paklaidos, mln. Lt



6 pav. Maisto pramonės sukurto BVP modelių Jackknife paklaidos, mln. Lt

3 lentelė. Maisto pramonės sukurto BVP modelių vidutinės absoliučios paklaidos, mln. Lt

	MPa modelis			MPb modelis			MPc modelis		
	Iki Rusijos krizės	Po Rusijos krizės	Bendros	Iki Rusijos krizės	Po Rusijos krizės	Bendros	Iki Rusijos krizės	Po Rusijos krizės	Bendros
Paprastos paklaidos	61.3	55.9	59.5	62.5	59.4	61.4	57.9	46.4	54.0
Jackknife paklaidos	72.9	62.7	69.5	81.7	72.8	78.8	76.4	63.8	72.2

panaudojant jų aktyvumo indeksus, rezultatų nepagerino, ir todėl buvo nutarta taikyti anksčiau sudarytus modelius, kurie pateikti [11; 14].

Mincėjome, pagrindinis šio darbo tikslas buvo patikslinti BVP prognozavimo algoritmus, įtraukiant į modelius aktyvumo indeksus. Pirmiau aprašėme Ia ir Ib modelių rezultatus, kai BVP prognozės skaičiuojamos naudojant du modelius: 1) VECM modelį ir 2) tą patį modelį VECM, papildytą dar vienu regresoriumi – LBIX R indeksu. Toliau pateiksime dar du BVP prognozuoti sudarytus modelius.

Vienas iš jų – antroje straipsnio dalyje aprašyto II modelio variantas, kai BVP skaičiuojamas kaip jo sumodeliuotų komponentų suma:

$$\hat{y}(t) = p_3(t) + \sum_{j=1}^{10} \hat{y}_j(t), \quad (\text{IIa modelis})$$

čia $p_3(t)$ – pramonės sukurto BVP dalis, sumodeliuota pagal Pc modelį, į kurį kaip regresorius įtrauktas pramonės aktyvumo indeksas. Kitų dešimties BVP komponentų prognozės apskaičiuotos taikant regresinius modelius, kurių pagrindiniai regresoriai yra tų komponentų pagamintos produkcijos apimtys, parduotos produkcijos apimčių indeksai, o kai kurie komponentai modeliuojami taikant autoregresinius modelius.

Antroje straipsnio dalyje taip pat buvo pateiktas III modelis, su kurio pagalba modelinis BVP apskaičiuojamas kaip jo komponentų

modelių suma, kuri patikslinama kointegravimo liekana. Įvertinus šio modelio nežinomus parametrus, bendrą jo išraišką galima užrašyti taip:

$$\hat{y}(t) = a_0^4 + a_1^4 \cdot (t - 1) + a_2^4 \cdot y(t - 4) + a_3^4 \cdot e(t) + a_4^4 \cdot \hat{y}(t),$$

(IIIa modelis)

čia $a_0^4, a_1^4, a_2^4, a_3^4, a_4^4$ – parametru įverčiai.

Kaip ir ankstesniais atvejais buvo apskaičiuotos dviejų rūšių absoliučios paklaidos – paprastos ir Jackknife (žr. 4 lentelę). Ia ir Ib modelių paklaidas jau aptarėme. Dabar aptarsime kitų dviejų modelių paklaidas. Ila modelio papras-

tos paklaidos kai kuriais analizuojamo laikotarpio ketvirčiais buvo gerokai didesnės nei Ia ir Ib modelių. Ypač tai pasakytina apie Rusijos krizės tašką (1998 m. III ketvirtį), kai Ila modelio paklaida buvo 349,0 mln. litų. Panaši paklaida gauta ir 1997 m. I ketvirtį. Todėl tiek laikotarpiu iki Rusijos krizės, tiek po jos Ila modelio vidutinės paprastos paklaidos buvo didesnės nei kitų modelių. Remiantis IIIa modeliu vidutinės paprastos paklaidos iki Rusijos krizės buvo mažesnės, o po jos šio modelio paklaidos buvo didesnės nei Ia ir Ib modelių. IIIa modelio vidutinės Jackknife paklaidos buvo didesnės nei kitų dviejų modelių.

4 l e n t e l ė. *BVP modelių absoliučios paklaidos, mln. Lt*

Data	BVP apskaičiuotas VECM modelių		BVP apskaičiuotas VECM modelių su LBIX R indeksu		BVP kaip komponentų modelių suma	BVP kaip komponentų modelių suma, patikslinta kointegravimo liekana	
	Ia modelis		Ib modelis			Ila modelis	
	Paprastos	Jackknife	Paprastos	Jackknife		Paprastos	Jackknife
1996 m. II ketv	106,0	110,2	150,1	182,9	198,7	101,7	96,6
1996 m. III ketv	7,4	15,2	36,4	27,6	91,7	2,0	13,2
1996 m. IV ketv	102,4	88,6	104,1	96,5	57,4	104,4	92,2
1997 m. I ketv	44,3	14,1	27,1	66,4	328,0	6,8	6,0
1997 m. II ketv	66,8	88,0	53,6	73,3	35,6	91,9	140,4
1997 m. III ketv	233,0	331,5	171,7	333,8	36,3	207,4	342,1
1997 m. IV ketv	155,1	242,5	132,2	173,7	185,7	151,7	200,3
1998 m. I ketv	60,7	14,9	31,2	146,2	136,7	28,4	215,3
1998 m. II ketv	58,1	81,5	25,8	44,7	122,6	54,6	85,2
1998 m. III ketv	21,0	53,8	1,0	3,3	349,0	4,8	30,8
1998 m. IV ketv	84,9	159,8	112,7	227,8	4,4	114,3	298,0
1999 m. I ketv	133,7	239,4	153,4	262,5	237,4	139,0	246,1
1999 m. II ketv	39,9	89,6	33,7	67,6	97,6	64,5	130,6
1999 m. III ketv	47,2	56,2	7,4	9,8	67,2	31,4	39,4
<i>Vidutinės paklaidos</i>							
Iki Rusijos krizės	92,6	109,6	81,4	127,2	132,5	83,2	132,4
Po Rusijos krizės	65,3	119,8	61,7	114,2	151,1	70,8	149,0
Bendros	82,9	113,2	74,3	122,6	139,2	78,8	138,3

Pastaba. Ila modelio Jackknife paklaidos nebuvo apskaičiuotos, kadangi kiekviename taške reikia išmesti kiekvieno komponento modelyje esančių regresorių reikšmes, perskaičiuoti komponento modelio parametrus, apskaičiuoti modelių sumą ir rasti paklaidą; tam reikia atlikti labai daug iteracijų

Išvados

1. Iki Rusijos krizės BVP prognozuoti geriausiai tiko vektorinis paklaidų korekcijos modelis (Ia modelis), nes jo vidutinės absoliučios Jackknife paklaidos buvo mažiausios.

2. Po Rusijos krizės mažesnes vidutines absoliučias paklaidas davė, BVP elgesį geriau aprašė ir kartu geriau tiko jam prognozuoti vektorinis paklaidų korekcijos modelis, į kurį kaip papildomas regresorius įtrauktas realaus sektoriaus aktyvumo indeksas LBIX R (Ib modelis).

LITERATŪRA

1. Annual report 1998. Central Bank of the Republic of Turkey, 1999.
2. Blanchard O. J. A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations // *The American Economic Review*. 1989, Vol. 79, No 5, p. 1146–1163.
3. Blanchard O. J., Quah D. The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances // *The American Economic Review*. 1989, Vol. 79, No 79, p. 655–673.
4. Blanchard O. J., Watson M. Are Business Cycles All Alike? // *The American Business Cycle: Continuity and Change* / Ed. Gordon R., NBER and University of Chicago Press, 1986.
5. Der ifo Geschäftsklima-Index // IFO Wirtschaftskonjunktur, 1999, Nr. 12.
6. Economic Activity // *Annual Report 1998*. Bank of Greece, 1999.
7. Kalinauskas Ž. Lietuvos ekonominių rodiklių ekonometrinis modeliavimas // Lietuvos matematikų draugijos mokslo darbai. Vilnius, 1999.
8. Kalinauskas Ž., Titarenko V. Indeksų sistemos panaudojimas Lietuvos ūkio aktyvumui analizuoti // Lietuvos bankas. Pinigų studijos. 1998, Nr. 1, p. 33–47.
9. Real Economic Developments // *Monthly Report*. National Bank of Hungary, 1999, No 7.
10. Recent Economic Developments. Bank of Israel, 1999.
11. Rudzakis R., Vilutis G. Makroekonominių svyravimų ekonometrinis modeliavimas // Pinigų studijos. Lietuvos bankas, 1999, Nr. 2, p. 25–37.
12. TANKAN Summary – Short-term Economic Survey of Enterprises in Japan. Bank of Japan, 1999.
13. The French Economy in 1998 // *Annual Report*. Banque de France, 1999.
14. Vilutis G. Makroekonominių rodiklių trumpalaikis prognozavimas, panaudojant statistinės analizės sistemą (SAS) // *Ekonomika*. 1999, Nr. 46, p. 129–139.
15. Степанов Ю. В., Гришин А. М., Марьясин М. Ё., Лисанский А. В. Пути совершенствования анализа и прогнозирования общеэкономических процессов в Банке России // *Деньги и кредит*. 1997, No 3.
16. Степанов Ю. В., Савинская Н. А., Гришин А. М., Никитин Г. Г. Моргачёва И. А. Мониторинг предприятий в центральном банке // *Деньги и кредит*. 1997, No 8.
17. Титаренко В., Калинаускас Ж. Использование индексов экономической активности в системе макроэкономического мониторинга // *Деньги и кредит* Москва: Финансы и статистика. 1998, No 9, с. 25–32.

APPLICATION OF SYSTEM OF INDICES FOR THE FORECASTING OF THE LITHUANIAN GDP

Summary

In this article the Lithuanian real sector activity index LBIX R is presented. This index is calculated without using weights and values, i.e. all data are provided in physical terms. That means inflationary processes are eliminated. Time series data are aggregated into 5 sub-indices: industry, agriculture, transport, communication and construction. The activity indices were calculated for all of these sectors, and after that they were combined into the consolidated index LBIX R. Similar indices are successfully used at many central banks, e.g. Japan, Germany, France, Russia, etc. The methodology of calculation of LBIX R is also presented.

The second part of this paper is devoted to describe different models of GDP. The joint behaviour of Lithuanian GDP, exports of goods and services and average monthly salaries is examined by the structural vector auto-regression models (SVAR). Striving for the larger accuracy, apart the aggregated indicators their components are analysed as well. To describe

relations of cointegration, vector error correction model (VECM) was used. The accuracy of forecasts that were calculated as a sum of forecasts of separate parts of GDP was made more precise by using the residual of cointegration.

In the third part of this paper different models of GDP were added by activity indices as new regressors. An accuracy of the forecast of each model differs. Therefore, two kinds of errors were calculated: ordinary errors as difference between actual data and forecasted values and Jack knife errors (in absolute terms or modulus). Two periods of modelling results were analysed: before the Russian crisis and after it. Such general conclusion can be made: before the Russian crisis better forecasts of GDP were got using VEC model, and after the Russian crisis VEC model with LBIX R index as a new regressor gave better results, i.e. the average modulus errors of this model were the least.

Įteikta 2000 m. gegužės mėn.