

## BALTIJOS ŠALIŲ AKCIJŲ KAINŲ SEKTORINIŲ INDEKSŲ PROGNOZAVIMAS

Rimantas Rudzakis<sup>1</sup>, Roma Valkavičienė<sup>2</sup>, Virmantas Kvedaras<sup>3</sup>

<sup>1</sup> Vilniaus universiteto Matematikos ir Informatikos institutas, <sup>2</sup> Vilniaus Gedimino technikos universiteto Matematinės statistikos katedra, <sup>3</sup> Vilniaus universiteto Ekonometrinės analizės katedra

Adresas: <sup>1</sup> Akademijos g. 4, LT-08663 Vilnius, Lietuva, <sup>2</sup> Saulėtekio al. 11, LT-10223 Vilnius, Lietuva,

<sup>3</sup> Naugarduko g. 24, LT-03225 Vilnius, Lietuva

El. paštas: <sup>1</sup> rimantas.rudzakis@mii.vu.lt, <sup>2</sup> roma.uzdanaviciute@gmail.com, <sup>3</sup> virmantas.kvedaras@mif.vu.lt

Gauta: 2014 m. spalio Pataisyta: 2014 m. lapkritis Paskelbta: 2014 m. lapkritis

**Santrauka.** Straipsnis skirtas OMX Baltijos vertybinių popierių (VP) rinkos akcijų kainų sektorinių indeksų ketvirtinių reikšmių trumpalaikiam prognozavimui ekonometriniais metodais ir yra ankstesnio straipsnio [31] tęsinys. Ankstesniame straipsnyje matematinių modelių sudarymui taikyta ARMA metodika šiame darbe yra papildyta laiko eilučių agregavimo ir ypatingų požymių išskyrimo algoritmais. Informatyvių veiksmų pirminė atranka vykdoma remiantis specialios literatūros apžvalga. Po to modelių specifikacija tikslinama, naudojant tradicinius regresorių statistinio reikšmingumo dydžius (*p-value*) ir kryžminės patikros metodą. Pastarasis būdas šiame darbe realizuotas naudojant *Jack-knife* algoritimą. Tyrimui naudoti 2000–2013 m. laikotarpio duomenys. Gauti rezultatai rodo, kad sudarant autoregresinius modelius yra tikslinga į lygčių dešiniąsias puses įtraukti ne tik praeities stebinių duomenis, bet ir jų agreguotas statistikas (indeksų raidos ypatingus požymius) – tai žymiai pagerina prognozavimo tikslumą. Skaičiavimai atlikti su statistinės analizės sistema SAS.

**Reikšminiai žodžiai:** akcijų kainų sektoriniai indeksai, OMX Baltijos vertybinių popierių (VP) rinka, duomenų agregavimas, autoregresinė analizė, prognozavimas.

### 1. Įvadas

Finansų rinkos atlieka ypatingą ekonominį vaidmenį, sudarydamos sąlygas nukreipti laisvus turimus finansinius išteklius tarp skirtingų ekonominių subjektų. Laisvosios rinkos ekonomikos sąlygomis jos yra vienas iš esminių veiksmų, lemiančių socialinę bei ekonominę žmonijos gerovę (Levine, 1991; Levine ir Zervos, 1995; Levine ir Zervos, 1998). Investuotojus akcijų rinkos domina dėl didesnės investicijų grąžos, palyginti su pinigų rinka. Tačiau norint uždirbti iš investicijų, tenka susidurti su rinkos rizika, kuri kyla dėl nežinomo finansinių priemonių kainų kitimo ateityje.

Mokslinėje literatūroje nurodoma, kad neapibrėžtumą kuria pokyčiai, vykstantys daugelyje su kapitalo rinka susijusių sričių, t. y. ekonomikoje, finansuose, politikoje, informacinėse technologijose ir kt. (detaliau šia tema žr. straipsnį Rudzakis, Valkavičienė, 2014). Analizuojami įvairūs įmonės akcijų kainos vertinimo aspektai, atskleidžiantys priklausomybę tarp jos ir skirtingų veiksmų. Dėl eilučių trumpumo ir veiksmų gausos, ekonometriškai ištirti visų jų poveikį minėtai kainai dažnai nėra galimybių. Reikia pabrėžti, kad finansų rinkose svarbus faktorius yra ir joje vykstančių ekonominių procesų periodiškumas (Goodhart ir O'Hara, 1997). Daugėjant finansinės informacijos ir jai apdoroti tinkančių informacinių technologijų, didėja skirtingų dažnių duomenų prieinamumas ir jų panaudojimo rinkų analizėje galimybės. Stebimi tiek žemo dažnio, tiek ir aukšto dažnio (Alexander, 2001; Gouriéroux ir Jasiak, 2001; Tsay, 2002) ar net ultra aukšto dažnio (Goodhart ir Figliuoli, 1991; Engle, 2000) duomenys. Jie atveria galimybes studijuoti finansų rinkas labai skirtingais laiko momentais (angl. *calendar time sampling (CTS)*, *transaction time sampling (TTS)*, *business time sampling (BTS)*) ir sudaryti įvairaus tipo ekonometrinius modelius. Tačiau iškyla papildomas duomenų paruošimo analizei ir ypatingų požymių išskyrimo uždavinys (Giot, 2000; Brownlees ir Gallo, 2006; Dacorogna ir kt., 2001; Caporin ir kt., 2013).

Autorių atlikta užsienio šalių modeliavimo patirties apžvalga liudija, kad nėra sukurtos vieningos metodologijos finansų rinkos ekonometrinių modelių sudarymui. Jai įtaką daro modeliavimo tikslai ir specifiniai konkrečios tiriamos rinkos ypatumai: prieinamos informacijos apie veiksmų, realiu laiku darančių įtaką kapitalo rinkos elgsenai, rinkinys; modelio tipo parinkimas, priklausomai nuo vyraujančių ekonominių procesų savybių; geriausio modelio paieškos algoritmai ir t.t. (Timmermann ir Granger, 2004). Kompleksinis akcijų kainų analitinis vertinimas išlieka aktualus. Šios krypties svarbą taip pat pagrindžia finansų rinkų efektyvumo ir su ja glaudžiai susijusios tematikos nagrinėjančių mokslininkų gausa bei Nobelio premijų už matematinių metodų kūrimą, analizuojant finansų rinkas, skaičius.

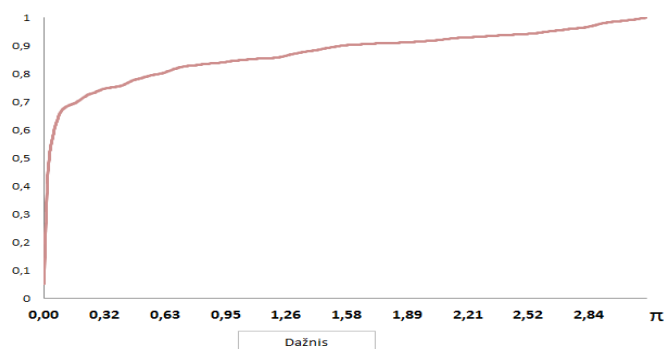
Tiriant finansų rinkų elgseną, iki šiol didžiausio dėmesio sulaukdavo gerai išvystytos vertybinių popierių rinkos: JAV (Shanken ir Weinstein, 1987), D. Britanijos (Morelli, 2002), Japonijos (Hamao, 1988, Mukherjee ir Naka, 1995), Italijos (Panetta, 2002), Ispanijos (Martinez ir Rubio, 1989), Prancūzijos (Martinez, 1999) ir kt. Globalizacijos sąlygomis skirtingų regionų finansinių sistemų tarpusavio sąveika stiprėja, bet išlieka ir tam tikra atskirų biržų specifika, todėl minėti tyrimai yra aktualūs ir besivystančioms rinkoms. Ir ne tik pasauliniu, bet ir pavienių šalių ar jų grupių mastu.

OMX Baltijos VP rinka – bendra atvira Lietuvos, Latvijos ir Estijos įmonių VP rinka, besivystanti nuo 2000 m. Jos ypatumai yra nedidelė apyvarta ir trumpa veiklos istorija. Todėl šio straipsnio tikslas yra sudaryti būtent šios rinkos prognozavimui tinkamą modelį, pasitelkiant klasikinę autoregresinę analizę bei eilučių agregavimo ir ypatingų požymių išskyrimo algoritmus. Konkretūs tyrimo objektai – OMX Baltijos šalių VP rinkos akcijų kainų sektorialiai indeksai, agreguojantys atskirų įmonių akcijų kainas ir charakterizuojantys šios rinkos būklę bei jos kitimo tendencijas 2000–2013 m. laikotarpiu. Modeliuojamos šių indeksų vidutinės reikšmės metų ketvirčiais.

## 2. Aukšto dažnio duomenų agregavimo metodika

Ekonominių duomenų paruošimo, agregavimo ir ypatingų požymių išskyrimo uždavinys pradėtas plačiau nagrinėti Grangerio (1980, 1987) ir Parkinsono (1980) straipsniuose. Grangeris (1980) vienas pirmųjų pasiūlė duomenų agregavimą laike ir erdvėje, o Parkinsono (1980) atliktas tyrimas parodė, kad aktualu nagrinėti ne tik taškines tam tikro periodo pradžios ir pabaigos reikšmes (angl. *open/close value*), bet svarbu įvertinti ir tam tikras nagrinėjamo periodo stebėjimų išskirtis, tokias kaip minimali ar maksimali reikšmė. Verti dėmesio Fiesso ir MacDonaldo (2002), Engle'o ir Gallo (2006), Beckerso (1983), Garmano ir Klasso (1980), Rogerso ir Satchello (1991), Yango ir Zhango (2000), Kunitomo (1992), Barndorff-Nielsen ir Shephardo (2004), Floros (2009), Zhou (1993) atlikti tyrimai ir juose gauti rezultatai, kurie rodo šių ypatingų požymių svarbą, nagrinėjant stebimų procesų elgseną skirtingais laiko momentais. Todėl peršasi prielaida, kad atitinkamų požymių panaudojimas Baltijos šalių vertybinių popierių rinkos akcijų kainų sektorialių indeksų modeliuose turėtų padidinti prognozavimo tikslumą, lyginant su klasikine ARIMA metodika.

Akcijų kainų ir jų indeksų kitimą mokslininkai dažniausiai aprašo laiko eilučių forma, t. y. kaip chronologines stebėjimų sekas  $\{y(t), t \in T\}$ , apibrėžtas tikimybinėje erdvėje  $(\Omega, F, P)$ . Stochastinis procesas gali būti tolydinio arba diskretaus laiko. Šiame darbe nagrinėjamas pastarasis atvejis, t. y. laiką atspindintis argumentas kinta diskrečiai. Akcijų rinkų statistikoje dažnai laikas matuojamas dienomis. Kadangi ši rinka susieta su makroekonomikos procesais, kurių svarbiausi statistiniai rodikliai matuojami metų ketvirčiais, galima akcijų rinkos duomenų eilutes traktuoti kaip aukšto dažnio procesus. Tačiau dėl makroekonomikos pokyčių poveikio šiai rinkai, jos indeksų didelė dalis dispersijos tenka žemo dažnio spektro daliai. Tai iliustruoja OMX Baltijos šalių VP rinkos pramoninių gaminių sektoriaus akcijų kainų indekso normuotos empirinės spektrinės funkcijos grafikas (žr. pav. 1).



1 pav. Pramoninių gaminių indekso normuota empirinė spektrinė funkcija

Spektrinės funkcijos  $F(\lambda)$  empirinis analogas yra atitinkamos periodogramos integralas intervale  $(0, \lambda)$ . Dėl didelės žemo dažnio komponentų svarbos, VP rinkos indeksų taikomuosiuose autoregresijos modeliuose kaip regresorius tikslinga panaudoti ne tik praeities stebinius, bet ir įvairias jų agreguotas statistikas. Be to, dažnai praktikus domina ne momentinės, bet tam tikro periodo vidutinės reikšmės.

Tegul stebime tam tikrą laiko eilutę  $I(t)$ , kuri žymi akcijų kainų indekso reikšmę laiko momentu  $t$ . Fiksuokime vienodo ilgio nesusikertančius laiko intervalus  $Q_j$  ir apibrėžkime juos atitinkančią žemesnio dažnio duomenų eilutes, kurios gaunamos, pritaikius įvairias agregavimo funkcijas:

$$X_i(j) = f_i(I(t), t \in Q_j) \quad (1)$$

Duomenų agregavimo funkcijos paskirtis – matematiškai aprašyti rodiklio elgsenos ypatumus tam tikrame jo stebėjimo periode. Specialioje literatūroje galima rasti įvairių šių funkcijų siūlymų. Šiame tyrime autoriai rėmėsi straipsnyje (Brownlees, Gallo, 2006) pateiktomis rekomendacijomis ir nagrinėjo šiuos papildomus kintamuosius:

1.  $X_1(j) = I(t_{open}), t_{open} = \min\{t : t \in Q_j\}$ ,
2.  $X_2(j) = I(t_{close}), t_{close} = \max\{t : t \in Q_j\}$ ,
3.  $X_3(j) = \min\{I(t) : t \in Q_j\}$ ,
4.  $X_4(j) = \max\{I(t) : t \in Q_j\}$ ,
5.  $X_5(j) = (X_2(j) + X_3(j) + X_4(j))/3$ .

### 3. Atmetamos reikšmės *Jack-knife* metodas

Statistiškai reikšmingų regresorių atranka šiame darbe atliekama, naudojant tradicinius regresorių statistinio reikšmingumo dydžius (*p-value*). Po to ji tikslinama kryžminės patikros metodu, kuris realizuotas naudojant *Jack-knife* algoritmą. Šiame poskyryje aprašoma pastaroji procedūra, kuri yra mažiau žinoma nei *p-value* metodas, tačiau taikymuose ji labai efektyvi. Daroma prielaida, kad modeliuojama laiko eilutė  $y, \hat{\theta}(t)$  yra modelio daugiamačio parametro  $\theta$  įvertis, apskaičiuotas be stebėjimo  $y(t)$ , o  $\bar{y}(t)$  yra dydžio  $y(1)$  įvertis, gautas iš modelio pagal stebėjimus  $y(t), \dots, y(t-1), y(t+1), \dots, y(n)$ , nežinomą parametą  $\theta$  pakeitus įverčiu  $\hat{\theta}(t)$ . Suskaičiuojama prognozės absoliutinė paklaida  $\delta(t) = |y(t) - \hat{y}(t)|$ . Po to stebėjimas  $y(t)$  gražinamas ir pašalinamas kitas. Nuosekliai procedūrą kartojant  $n$  kartų, gauname paklaidas  $\delta_1, \dots, \delta_n$  ir apskaičiuojame jų vidurkį:

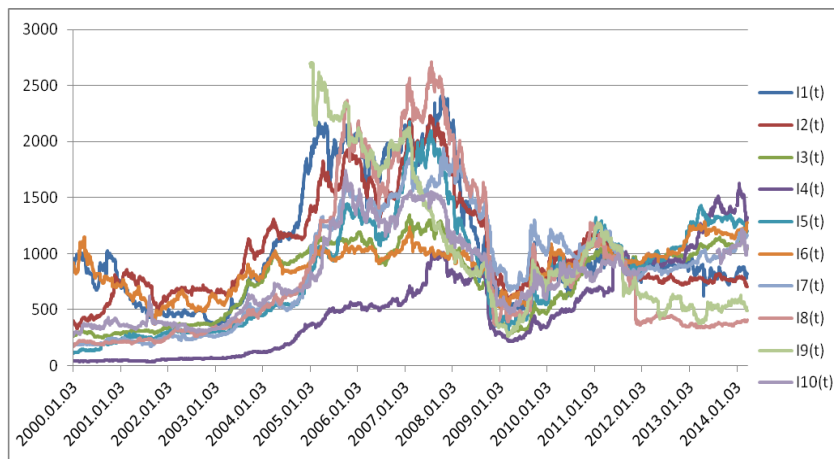
$$\bar{\delta} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \delta_n \quad (2)$$

Iš nagrinėjamų alternatyvų pasirenkamas tas modelis ar jo parametro  $\theta$  įvertinimo metodas, kuriam  $\bar{\delta}$  reikšmė yra mažiausia.

### 4. Akcijų kainų sektorinių indeksų vertinimo ir prognozavimo principai

Tyrimo objektais parinkti visi OMX Baltijos vertybinių popierių rinkos akcijų kainų sektoriniai indeksai, kurie yra skelbiami: *I1* – pagrindinių medžiagų, *I2* – pramoninių gaminių, *I3* – plataus vartojimo prekių, *I4* – sveikatos priežiūros, *I5* – paslaugų vartotojams, *I6* – telekomunikacijų, *I7* – komunalinių paslaugų, *I8* – finansinių paslaugų, *I9* – technologijų, *I10* – naftos ir dujų. Jiems priskirtų Baltijos šalių įmonių sąrašai pateikiami priede.

Atitinkamų duomenų sekos ilgį riboja tai, kad OMX Baltijos VP biržos rodikliai pradėti skaičiuoti tik nuo 1999 m. gruodžio 31 d. Todėl tyrimas atliktas, nagrinėjant dieninius duomenis nuo 2000 m. pradžios iki 2013 m. pabaigos. Jų visų elgsena minėtu periodu pavaizduota 2 pav.



2 pav. Sektorinių akcijų kainų indeksų kitimas 2000–2013 m.

Įveskime modeliavimo aprašymui reikalingus pažymėjimus.  $I(t)$  žymi pasirinkto akcijų kainų sektorinio indekso reikšmę dieną  $t$ , o  $Y_j$  – šio indekso vidutinę reikšmę per laikotarpį  $Q_j$ . Čia  $Q_j, j=1,2,\dots,56$ , žymi 2000–2013 m. ketvirčius, kurie sunumeruoti chronologine tvarka.

$Y_j$  modeliavimui pirmiausia taikyta klasikinė ARMA metodologija. ADF testas parodė, kad visų nagrinėtų sektorinių indeksų atveju gautos sekos  $Y_j$  nėra stacionarios, bet jų santykiniais pokyčiams  $y(j) = \frac{Y_j - Y_{j-1}}{Y_{j-1}}$  hipotezė apie nestacionarumą su 0,05 reikšmingumo lygiu buvo atmetama. Todėl sekoms  $y(j)$  buvo sudaryti ARMA modeliai. Atmetus statistiškai nereikšmingus kintamuosius, visų dešimties sektorinių indeksų atveju sudarytas modelis turėjo AR(2) pavidalą.

Taigi I modelio bendras pavidalas:

$$y(j) = a_0 + a_1 y(j-1) + a_2 y(j-2) + \varepsilon(j). \quad (3)$$

Kitame tyrimo etape šis modelis buvo praplėstas, lygties (3) dešinę pusę papildant kintamaisiais, atspindinčiais specialius akcijų indekso raidos požymius, aprašytus 2 skyrelyje.

II modelio tipas:

$$y(j) = a_0 + a_1 y(j-1) + a_2 y(j-2) + \sum_{i=1}^5 (b_i x_i(j-1) + c_i x_i(j-2)) + \varepsilon(j). \quad (4)$$

Čia regresoriai  $x_i(j)$  apibrėžiami analogiškai kaip  $y(j)$ , t. y. jie yra kintamųjų  $X_i(j)$  santykiniai pokyčiai. Modelius identifikuojant mažiausių kvadratų metodu, pirmiausia šalinami tie kintamieji, kurių koeficientų statistinio reikšmingumo dydžiai ( $p$ -value) neviršijo 0,05. Po to, siekiant papildomai įvertinti sudarytų modelių tikslumą, buvo taikomas *Jack-knife* metodas ir apskaičiuojamos vidutinės paklaidos  $\bar{\delta}$ . Galutinėje kiekvienos lygties specifikacijoje (žr. 2 lentelę) pateiktas tas regresorių rinkinys, kuris minimizuoja šią paklaidą.

Galiausiai, naudojant paplitusius statistinius kriterijus, buvo vertinamas sudarytų modelių adekvatumas. Taikant *Ljung-Box Q*, *White*, *Jarque-BERRA* testus, buvo tikrinama, ar individualių lygčių liekanos  $\varepsilon(j)$  tenkina baltojo triukšmo prielaidas (nėra autokoreliuotos, yra pasiskirsčiusios pagal normalųjį dėsnį, homoskedastiškos).

## 5. Akcijų kainų sektorinių indeksų modeliavimo rezultatai

Tyrimo rezultatai parodė, kad papildomų požymių įtraukimas į autoregresijos modelį žymiai padidina modelio tikslumą. Tai liudija 1 lentelėje pateikiami pagal 2000–2013 m. laikotarpio duomenis identifikuotų akcijų kainų sektorinių indeksų minėtų modelių tikslumo rodikliai. Sudaryto II modelio kintamuosius atitinkančių koeficientų įverčiai bei reikšmingumo lygmenys ( $p$ -value reikšmės pateiktos skliaustuose) pateikti 2 lentelėje. Be to, šio modelio lygčių tyrimas, atliekant pirmiau minėtus testus, neparodė jokių modelio specifikavimo problemų. Taigi atliktų tyrimų rezultatai liudija, kad nagrinėtų ypatingų požymių poveikis visiems Baltijos šalių įmonių akcijų kainų OMX biržoje sektoriniams indeksams yra reikšmingas, o jų įtraukimas į autoregresinius modelius yra tikslingas. Kartu reikia pabrėžti, kad skirtingų sektorių kainų indeksų modelių specifikacija žymiai skiriasi – tai susiję su įmonių, priskiriamų skirtingiems sektoriams (žr. priede pateiktus sąrašus), gausa, valdymo tipu ir veiklos pobūdžiu. Pavyzdžiui, komunalinių paslaugų sektoriuje vyrauja valstybės valdomos įmonės, o pora sektorių turi tik po vieną bendrovę. Apskritai, pateikiami nagrinėtų sektorinių kainų indeksų modeliai nėra galutiniai ir turėtų būti toliau tiriami, plečiant regresorių ratą.

1 lentelė. Sudarytų modelių tikslumo rodikliai

Rodiklis	Modelis/Indeksas	I1	I2	I3	I4	I5	I6	I7	I8	I9	I10
$R^2$	I modelis	0,30	0,18	0,54	0,20	0,31	0,08	0,23	0,15	0,37	0,21
	II modelis	0,42	0,63	0,68	0,71	0,49	0,47	0,69	0,65	0,62	0,58
$\bar{\delta}$	I modelis	0,088	0,091	0,061	0,112	0,1023	0,073	0,088	0,119	0,116	0,088
	II modelis	0,081	0,062	0,053	0,079	0,081	0,051	0,056	0,090	0,095	0,063

2 lentelė. II modelio koeficientai ir jų statistinio reikšmingumo dydžiai (*p-value*)

Kintamasis / indeksas	I1	I2	I3	I4	I5	I6	I7	I8	I9	I10
Laisvas narys										
$y(. - 1)$		-0,53 (0,00)		-1,56 (0,00)		-1,70 (0,00)	-1,56 (0,00)	-1,49 (0,00)		
$y(. - 2)$		-1,34 (0,01)				-0,90 (0,05)				
$x_1(. - 1)$			0,57 (0,04)	1,04 (0,01)						
$x_1(. - 2)$				0,94 (0,00)		0,46 (0,01)		-0,31 (0,00)	1,07 (0,01)	
$x_2(. - 1)$		0,95 (0,00)	1,57 (0,00)	2,18 (0,00)	1,73 (0,00)		5,83 (0,00)		1,38 (0,00)	0,61 (0,00)
$x_2(. - 2)$					0,64 (0,01)		0,68 (0,01)		3,76 (0,00)	
$x_3(. - 1)$	-0,69 (0,01)						4,87 (0,00)	0,34 (0,01)	-0,73 (0,05)	
$x_3(. - 2)$	-1,00 (0,00)	0,55 (0,05)		-1,79 (0,00)		-0,81 (0,04)				
$x_4(. - 1)$				-1,07 (0,00)		-0,71 (0,00)	5,74 (0,01)	-1,05 (0,00)	-0,95 (0,02)	
$x_4(. - 2)$		1,05 (0,00)	0,55 (0,01)	-2,53 (0,00)		-1,43 (0,01)		0,32 (0,00)	0,85 (0,04)	
$x_5(. - 1)$	1,98 (0,00)		-1,26 (0,04)		-1,76 (0,02)	2,27 (0,00)	-14,38 (0,01)	2,82 (0,00)		
$x_5(. - 2)$	0,35 (0,01)		-0,69 (0,05)	3,51 (0,01)		3,14 (0,00)	-0,64 (0,01)		-4,97 (0,01)	

## 6. Išvados

OMX Baltijos šalių vertybinių popierių rinkos akcijų kainų sektoringų indeksų ekonometrinio tyrimo rezultatai rodo, kad taikant autoregresinį modeliavimą yra tikslinga panaudoti stebinių eilučių agreguotas statistikas, nusakančias indeksų raidos ypatingus požymius. Sudaryti modeliai geriausiai aprašo sveikatos priežiūros, telekomunikacijų bei plataus vartojimo prekių indeksų elgseną. Ypatingi požymiai labiausiai daro įtaką pramoninių gaminių, sveikatos priežiūros, telekomunikacijų ir finansinių paslaugų indeksams.

Tai, kad skirtingų sektorių kainų indeksų modelių specifikacija žymiai skiriasi, susiję su skirtingiems sektoriams priskiriamų įmonių gausa, valdymo tipu ir veiklos pobūdžiu. Pateikiami modeliai nėra galutiniai ir turėtų būti toliau tiriami, plečiant regresorių ratą ir panaudojant naujus duomenis.

## Literatūra

- Alexander, C. 2001: *Market Models: A Guide to Financial Data Analysis*, John Wiley & Sons, New York.
- Barndorff-Nielsen, O. E., Shephard, N. 2004: Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps, *Journal of Financial Econometrics*, 2(1), 1–37 p.
- Beckers, S. 1983: Variance of security price returns based on high, low and closing prices, *Journal of Business*, 56, 97–112 p.
- Brownlees, C. T., Gallo, G. M. 2006: Financial econometric analysis at ultra-high frequency: Data handling concerns, *Computational Statistics & Data Analysis*, 51, 2232–2245 p.
- Caporin, M., Rinaldo, A., Magistris, P. S. 2013: On the predictability of stock prices: A case for high and low prices, *Journal of Banking & Finance*, 37(12), 5132–5146 p.
- Dacorogna, M. M., Gencay, R., Muller, U. A., Olsen, R., Pictet, O. V. 2001: *An Introduction to High Frequency Finance*, Academic Press, London.
- Engle, R. F. 2000: The Econometrics of Ultra-High Frequency Data, *Econometrica*, 68, 1–22 p.
- Engle, R. F., Gallo, G. M. 2006: A multiple indicators model for volatility using intra-daily data, *Journal of Econometrics*, 131, 3–27 p.

9. Fiess, N. M., MacDonald, R. 2002: Towards the fundamentals of technical analysis: analysing the information content of High, Low and Close prices, *Economic Modelling*, 19, 353–374 p.
10. Floros, C. 2009: Modelling Volatility Using High, Low, Open and Closing Prices: Evidence from Four S&P Indices, *International Research Journal of Finance and Economics*, 29, 198–206 p.
11. Hamao, Y. 1988: An empirical examination of the Arbitrage Pricing Theory: Using Japanese data, *Japan and the World Economy*, 1(1), 45–61 p.
12. Garman, M., Klass, M. 1980: On the estimation of security price volatilities from historical data, *Journal of Business*, 53(1), 67–78 p.
13. Giot, 2000: Time transformations, intraday data and volatility models, *Journal of Computational Finance*, 4(2), 31–62 p.
14. Goodhart, C. A. E., Figliuoli, L. 1991: Every minute counts in financial markets, *Journal of International Money and Finance*, 10, 23–52 p.
15. Goodhart, C. A. E., O'Hara, M. 1997: High frequency data in financial markets: Issues and Applications, *Journal of Empirical Finance*, 4(2–3), 73–114 p.
16. Gouriéroux, C., Jasiak, J. 2001: Financial Econometrics: Problems, Models and Methods, *Princeton University Press, Princeton and Oxford*.
17. Granger, C. W. J. 1980: Long Memory Relationships and the Aggregation of Dynamic Models, *Journal of Econometrics*, 14, 227–238 p.
18. Granger, C. W. J. 1987: Implications of Aggregation with Common Factors, *Econometric Theory*, 3, 208–222 p.
19. Yang, D., Zhang, Q. 2000: Drift-independent volatility estimation based on high, low, open and close prices, *Journal of Business*, 73, 477–491 p.
20. Kunitomo, N. 1992: Improving the Parkinson method of estimating security price volatilities, *Journal of Business*, 65, 295–302 p.
21. Levine, R. 1991: Stock Markets, Growth and Tax Policy, *Journal of Finance*, 64, 1445–1465 p.
22. Levine, R., Zervos, S. 1995: Stock Market Development and Long-Run Growth, *World Bank Economic Review*, 18(4), 942–963 p.
23. Levine, R., Zervos, S. 1998: Stock Markets, Banks, and Economic Growth, *American Economic Review*, 88, 537–558 p.
24. Martinez, I. 1999: Fundamental and macroeconomic information for the security prices valuation: the French case, *Managerial Finance*, 25(12), 17–30 p.
25. Martinez, M. A., Rubio, G. 1989: Arbitrage Pricing with Macroeconomic Variables: An Empirical Investigation using Spanish Data, *Working Paper, Universidad del Pais Vasco*.
26. Morelli, D. 2002: The relationship between conditional stock market volatility and conditional macroeconomic volatility: Empirical evidence based on UK data, *International Review of Financial Analysis*, 11(1), 101–110 p.
27. Mukherjee, T. K., Naka, A. 1995: Dynamic Relations between Macroeconomic Variables and the Japanese Stock Market: An Application of a Vector Error Correction Model, *The Journal of Financial Research*, 18(2), 223–237 p.
28. Panetta, F. 2002: The Stability of the Relation Between the Stock Market and Macroeconomic Forces, *Economic Notes, Review of Banking, Finance and Monetary economics*, 31(3), 417–450 p.
29. Parkinson, M. 1980: The extreme value method for estimating the variance of the rate of return, *Journal of Business*, 53(1), 61–65 p.
30. Rogers, L. C. G., Satchell, S. E. 1991: Estimating variance from high, low and closing prices, *The Annals of Applied Probability*, 1(4), 504–512 p.
31. Rudzkiš, R., Uzdavičiūtė, R. 2011: Baltijos šalių sektorinių akcijų kainų indeksų VAR modelis, *Lietuvos matematikos rinkinys*, 52, 332–337 p.
32. Rudzkiš, R., Valkavičienė, R. 2014: Econometric models of the impact of macroeconomic processes on the stock market in the baltic countries, *Technological and Economic Development of Economy* (planuojamas 2014 m. IV numeriu).
33. Shanken, J., Weinstein, M. I. 1990: Macroeconomic Variables and Asset Pricing: Estimation and tests, *Working Paper, University of Rochester*.
34. Timmermann, A., Granger, C. W. J. 2004: Efficient market hypothesis and forecasting, *International Journal of Forecasting*, 20, 15–27 p.
35. Tsay, R. 2002: Analysis of Financial Time Series, *John Wiley & Sons, New York*.
36. Zhou, B. 1993: High frequency data and volatility in foreign exchange rates, *Journal of International Money and Finance*, 10, 23–52 p.

## PREDICTION OF BALTIC SECTORAL SHARE PRICE INDICES

Rimantas Rudzkiš, Roma Valkavičienė, Virmantas Kvedaras

**Abstract.** Extending the research started in [31], the paper uses econometric methods for the short-term forecasting of quarterly values of sector indexes of stock prices from the OMX Baltic stock exchange. The ARMA models and modelling methodology that was used to build the statistical models in the previous paper are now augmented with the algorithms of time series aggregation and identification of special features of the series. Here, the search for informative factors relies on the study of related literature. The specification of models is further tailored using the traditional significance (*p-value*) analysis of regressors and a cross-validation analysis. The latter is implemented in this paper using the Jack-knife approach. The data period analysed covers the years 2000–2013. The results of the analysis indicate that the inclusion not only of recent

autoregressive terms but also of some aggregated characteristics (as certain special features of indexes) improves the precision of forecasting substantially. The calculations were performed using the statistical analysis software SAS.

**Keywords:** sectoral indices of stock prices, OMX Baltic security market, data aggregation, autoregression analysis, forecast.

**Priedas.** OMX biržoje 2011 m. sektoriams priskirtų Baltijos šalių įmonių sąrašai

<b>Sektorius</b>	<b>Sektoriumi priklausantių įmonių sąrašas</b>
Nafta ir dujos	Klaipėdos nafta, Latvijas kuģniecība, Ventspils nafta
Pagrindinės medžiagos	Olaines kūdra, Liepājas metalurģs, Saldus mežrūpniecība, Talsu mežrūpniecība, Grigiškės
Pramoniniai gaminiai	Dvarčionių keramika, Valmieras stikla šķiedra, Jārvevana, Latvijas tilti, Merko Ehitus, Nordecon, Panevėžio statybos trestas, Harju Elekter, Rīgas elektromašīnbūves rūpnīca, Daugavpils Lokomotīvu remonta rūpnīca, Rīgas kuģu būvētava, Tosmares kuģubūvētava, Ditton pievadķēžu rūpnīca, City Service, Lietuvos jūrų laivininkystė, Limarko laivininkystės kompanija, Tallink Grupp, Liepājas autobusu parks, Nordeka
Plataus vartojimo prekės	Rīgas autoelektroaparātu rūpnīca, VEF Radiotehnika RRR, Kurzemes atslēga 1, Klaipėdos baldai, Vilniaus baldai, Viisnurk, Snaigė, Baltika, Rīgas juvelierizstrādājumu rūpnīca, Utenos trikotažas, Linas, Olympic Entertainment Group, Ekspres Grupp, Tallinna Kaubamaja, Apranga, Silvano Fashion Group
Paslaugos vartotojams	Gubernija, Latvijas balzams, Vilniaus degtinė, Agrowill Group, Grobiņa, Linas Agro Group, Brīvais vilnis, Kurzemes CMAS, Premia Foods, Pieno žvaigždės, Rokiškio sūris, Siguldas CMAS, Vilkyškių pieninė, Žemaitijos pienas
Sveikatos priežiūra	Grindeks, Latvijas Zoovetapgāde, Latvijas Jūras medicīnas centrs, Rīgas farmaceutiskā fabrika, Olainfarm
Finansinės paslaugos	Arco Vara, Invalda, Šiaulių bankas, Trigon Property Development, Ūkio bankas, VEF
Technologijos	SAF Tehnika
Telekomunikacijos	TEO LT
Komunalinės paslaugos	LESTO, Lietuvos energija, Litgrid, Latvijas Gāze, Lietuvos dujos, Tallinna Vesi, Kauno energija