KAUNO TECHNOLOGIJOS UNIVERSITETAS

FUNDAMENTALIŲJŲ MOKSLŲ FAKULTETAS

MATEMATINĖS SISTEMOTYROS KATEDRA

Ramunė Saladūnienė

TRANSPORTO PRIEMONIŲ SAVININKŲ IR VALDYTOJŲ CIVILINĖS ATSAKOMYBĖS PRIVALOMASIS DRAUDIMAS

Magistro darbas

Vadovė
doc. dr. V. Karpickaitė

KAUNAS,2005

KAUNO TECHNOLOGIJOS UNIVERSITETAS

FUNDAMENTALIŲJŲ MOKSLŲ FAKULTETAS

MATEMATINĖS SISTEMOTYROS KATEDRA

TVIRTINU
Katedros vedėjas

prof. habil.dr. V.Pekarskas
2005 06 09

TRANSPORTO PRIEMONIŲ SAVININKŲ IR VALDYTOJŲ CIVILINĖS ATSAKOMYBĖS PRIVALOMASIS DRAUDIMAS

Taikomosios matematikos magistro baigiamasis darbas

Kalbos konsultantas **Vadovė**

dr. J. Džežulskienė **doc. dr. V. Karpickaitė**

2005 05 30 **2005 06 03**

Recenzentas **Atliko**

FMMM – 3gr. stud.
R. Saladūnienė **2005 06 01** **2004 05 27**

KAUNAS,2005

KVALIFIKCINĖ KOMISIJA

Pirmininkas: Leonas Saulis, profesorius (VGTU)

Sekretorius: Eimutis Valakevičius, docentas (KTU)

Nariai: Algimantas Jonas Aksomaitis, profesorius (KTU)

Vytautas Janilionis, docentas (KTU)

Vidmantas Povilas Pekarskas, profesorius (KTU)

Rimantas Rudzkis, profesorius (MII)

Zenonas Navickas, profesorius (KTU)

Arūnas Barauskas, UAB „Elsis“ generalinio direktoriaus pavaduotojas

SUMMARY

Motor Third Party Liability Insurance has appeared some years after serial production of cars was started. This kind of insurance was made obligatory in many European countries after it was noticed, that not all the drivers, who did harm to others or damaged their property, were able to suit civil liability claims and compensate damage.

The Lithuanian Motor Third Party Liability Insurance Law was accepted on June 14, 2001 and came into force on January 1, 2002; the demand to insure vehicle came into force after 3 months, on April 1. Lithuania was the last country in Europe, which brought into practice this obligatory kind of insurance.

In this work insurance markets of Lithuania, Latvia and Estonia are being compared. These markets were chosen because of economical and political situation: ex-members of USSR, similar living standards, no insurance market. After retrieving independence insurance companies were established little by little. The aim of this work is to show how insurance markets that started in the same conditions, later developed differently and to compare their present situation. Both: annual and average data is being used for the comparison.

In the first part of this work statistical data of Lithuanian, Latvian and Estonian insurance markets are compared: the number of insurance companies, average installment for a habitant, etc.

In the second part the contracts, signed by Lithuanian insurance companies each quarter, are studied as time series. Several time series models were created for three insurance companies and the one that meets the reality best was selected. The analysis was made using SAS statistical package and its econometrics and Time Series Analysis System (SAS/ETS), SAS Time Series Forecasting System and Time Series Viewer.

TURINYS

LENTELIŲ SĄRAŠAS

PAVEIKSLŲ SĄRAŠAS

ĮVADAS

Transporto priemonių civilinės atsakomybės draudimas atsirado praėjus vos keletui metų po to, kai automobiliai buvo pradėti gaminti serijiniu būdu. Nepaisant draudimo veiklos sąstingio I Pasaulinio karo metais bei po to sekusios ekonominės krizės, automobilių draudimas sparčiai vystėsi, o jo svoris kitų draudimo rūšių atžvilgiu pastebimai didėjo. Ši draudimo rūšis daugelyje Europos šalių buvo paskelbta privaloma, pastebėjus kad ne visi vairuotojai, padarę žalą tretiesiems asmenims ar jų turtui, yra pajėgūs patenkinti jiems keliamus civilinės atsakomybės reikalavimus, t.y. atlyginti už padarytus nuostolius.

Lietuvos Respublikos Transporto priemonių savininkų ir valdytojų civilinės atsakomybės privalomojo draudimo įstatymas (TPCAD) priimtas 2001 m. birželio 14 d. TPCAD pradėjo galioti 2002 m. sausio 1 d., o reikalavimas apdrausti juo transporto priemonę įsigaliojo dar po 3 mėnesių, nuo balandžio mėn. 1 dienos. Lietuva yra paskutinė šalis Europoje, įvedusi šią privalomą draudiminę apsaugą savo gyventojams.

Darbe nagrinėjami ir lyginami Lietuvos, Latvijos ir Estijos draudimo rinkos duomenys. Šių draudimo rinkų pasirinkimą lėmė ekonominė ir politinė situacija: buvę TSRS narės, turi panašų pragyvenimo lygį, draudimo rinkos ilgą laiką nebuvo. Išsikovojusiose nepriklausomybę šalyse pamažu kūrėsi draudimo kompanijos, atsirado vis daugiau skirtingų draudimo rūšių. Šio darbo tikslas – parodyti, kaip pradėjusios vienodomis sąlygomis draudimo veiklą draudimo rinkos skirtingai vystėsi ir kokia draudimo rinkų situacija yra dabar. Analizei naudojamos tiek metinės, tiek vidutinės draudimo duomenų statistinės reikšmės.

Pirmojoje darbo dalyje lyginami Lietuvos, Latvijos ir Estijos draudimo rinkų statistiniai duomenys: draudimo kompanijų skaičius, vidutinės draudimo įmokos, tenkančios vienam šalies gyventojui, dydis ir t.t.

Antrojoje darbo dalyje Lietuvos draudimo kompanijų sudarytos TPCAD sutartys ketvirčiais nagrinėjamos kaip laiko eilutės. Trims draudimo kompanijoms buvo sudaryti keli laiko eilučių modeliai ir parinktas geriausiai atitinkantis tikrovę. Analizė atlikta naudojant SAS statistinio paketo ekonometrikos ir laiko eilučių analizės posistemę (SAS/ETS) ir laiko eilučių prognozavimo posistemes (SAS Time Series Forecasting System ir Time Series Viewer).

1. BENDROJI DALIS

1.1 DRAUDIMAS LIETUVOS EKONOMIKOJE

Privati Lietuvos draudimo rinka pradėjo formuotis 1991 metais. Steigėsi naujos draudimo įmonės, kapitalą pradėjo investuoti užsienio draudimo įmonės. Draudimo rinka pamažu augo. Šį augimą lėmė stabili politinė padėtis, gerėjantys šalies makroekonominiai rodikliai (BVP augimas, mažėjanti infliacija, didėjančios investicijos). Visuomenės gerovės, socialinės struktūros ir gyvenimo sąlygų pokyčių dėka išaugo draudimo produktų poreikis. Žmonės vis dažniau vertina draudimą kaip optimalų sprendimą valdyti riziką. Jei 1995 metais buvo sudaryta 730.995 draudimo sutartys, tai 1998 metais jų skaičius išaugo iki 1.568.672. Tačiau ekonomikos augimui draudimas vis dar neturi didelės įtakos, nes sukuria tik apie 1,05 proc. BVP. Tuo tarpu Vakarų Europos valstybėse šis dydis svyruoja nuo 5 iki 7 procentų. Palyginti jauna Lietuvos draudimo rinka dar tik vystosi. Tačiau šis procesas yra labai spartus, palyginti su kitomis ekonomikos sritimis. Draudimo sektorius per metus vidutiniškai auga daugiau nei 30 procentų. Visiškai kitokie augimo tempai egzistuoja susiformavusiose draudimo rinkose, pavyzdžiui Vakarų Europos šalių, kur augimo tempai svyruoja nuo 3 iki 8 procentų.

Šiuo metu Lietuvos draudimo rinka ir toliau sparčiai auga, daugiausia gyvybės ir TPCAD dėka.

1.2 DRAUDIMAS LATVIJOS IR ESTIJOS EKONOMIKOJE

Latvijoje ir Estijoje privati draudimo rinka pradėjo formuotis 1991 metais. Kūrėsi draudimo įmonės, kapitalą pradėjo investuoti užsienio draudimo įmonės. Ir šiandien Lietuvoje veikia Latvijos draudimo bendrovės, pvz. “Balticums draudimas”. Turime ir bendrų draudimo kompanijų, pvz. “ErgoLietuva” ir “ErgoLatvija”. Draudimo rinka augo. Augimą lėmė stabili politinė padėtis, gerėjantys šalies makroekonominiai rodikliai (BVP augimas, mažėjanti infliacija, didėjančios investicijos). Visuomenės gerovės, socialinės struktūros ir gyvenimo sąlygų pokyčių dėka išaugo draudimo produktų poreikis. Žmonės vis dažniau vertina draudimą kaip optimalų sprendimą valdyti riziką. Draudimo sutarčių skaičius augo ir pamažu ima nusistovėti. 2003 m. draudimas sukurė apie 2,51 proc. BVP Latvijoje ir 3,92 Estijoje.

1.3 LAIKO EILUTĖS

1.3.1 PAGRINDINĖS SĄVOKOS

Labai dažnai kintamam reiškiniui aprašyti stebimos kokio nors kintamojo dydžio reikšmės, įgyjamos laikui bėgant ar skirtingose vietose. Pavyzdžiui, kasdiena matuojamas kritulių kiekis, fiksuojamas metinis gyventojų skaičiaus prieaugis ar daromas žmogaus kalbos įrašas. Visais atvejais turime kintančią sistemą, kurią veikia atsitiktiniai veiksniai. Jos praeitis, vienu ar kitu būdu užrašyta renkant duomenis, laikui bėgant, suteikia tam tikros informacijos apie nagrinėjamą reiškinį. Kasdieniniam kritulių kiekiui būdingi svyravimai, kurie neišreiškiami paprasta matematine formule; kalbos garsai, užrašomi fiksuojant atitinkamus įtampos svyravimus elektrinėje grandinėje, nors ir paklūsta elektromagnetizmo teorijos dėsniams, bet dėl neišvengiamų matavimo paklaidų turi atsitiktinį dėmenį.

Minėti kritulių kiekio bei gyventojų skaičiaus prieaugio stebėjimai yra diskrečiojo laiko sekų pavyzdžiai, kai matuojama kasdien, kasmet (galėtų būti ir kas sekundę). O kalbos signalo įrašas yra tolydžiojo laiko stebėjimų pavyzdys, kai rašoma tam tikrą laiką nepertraukiamai.

Visus procesus galima suskirstyti į *determinuotus*, kurių kitimą laiko bėgyje galima tiksliai aprašyti, ir *atsitiktinius*.

Tegul T yra skaičių seka arba intervalas. Visuma atsitiktinių dydžių $\{\xi_t, t \in T\}$, apibrėžtų vienoje tikimybinėje erdvėje (Ω, F, P), vadinama *atsitiktiniu procesu*. Parametro t kitimo aibė T kartais vadinama indeksų aibe. Aibės T pavyzdžiai:

$$Z = \{0, \pm 1, \pm 2, \ldots\},\quad N = \{0, 1, 2, \ldots\},\quad \{-\infty, \infty\},\quad [0, \infty). \qquad \textbf{(1.3.1)}$$

Realiai dažniausiai stebima viena atsitiktinio proceso realizacija (trajektorija). Jeigu fiksuosime laiko momentus t_1 ir t_2, gausime atsitiktinius dydžius ξ_1 ir ξ_2, kurie vadinami *proceso pjūviais* arba tiesiog atsitiktinio proceso reikšmėmis laiko momentais t_1 ir t_2.

Kai argumento reikšmė $t = t_1$ fiksuota, proceso pjūvis ξ_1 yra atsitiktinis dydis, kurio tikimybių skirstinį nusako pasiskirstymo funkcija:

$$F_{\xi_1}(x) = P(\xi_1 \le x), x \in \Re. \qquad \textbf{(1.3.2)}$$

Vienmatė pasiskirstymo funkcija nėra viso proceso charakteristika. Ji neatspindi ryšio tarp atskirų proceso pjūvių.

Atsitiktinis procesas, kurio $T \subset Z$, dažniausiai vadinamas *laiko eilute*. Gali būti atvejų, kai t yra bet koks parametras. Tačiau tradiciškai atsitiktinių sekų stebėjimai siejami su laiku ir jos vadinamos laiko eilutėmis.

Atsitiktinių sekų analizėje labiausiai domina ne atskiras atsitiktinis dydis ξ_t, o jų sistema $\{\xi_t\}$, priklausanti nuo parametro t, kintančio tam tikrame intervale ar įgyjančio tam tikras reikšmes. Jei tiriama sekos elgsena laiko momentais $t = 1, 2, \ldots, N$, reikia nagrinėti atsitiktinių dydžių $\xi_1, \xi_2, \ldots, \xi_N$ daugiamatį skirstinį.

Pasiskirstymo funkcijų rinkinys

$$\{F_{t_1,\ldots,t_k}(x_1,\ldots,x_k), t_1,\ldots,t_k \in T, k = 1,2,\ldots\} \qquad \textbf{(1.3.3)}$$

vadinamas *proceso* ξ *daugiamačiais skirstiniais*, jei $F_{t_1,\ldots,t_k}(\cdot)$ yra atsitiktinų vektorių ($\xi_{t_1},\ldots,\xi_{t_k}$) pasiskirstymo funkcijos, t. y.

$$F_{t_1,\ldots,t_k}(x_1,\ldots,x_k) = P\{\xi_{t_1} < x_1,\ldots,\xi_{t_k} < x_k\}. \qquad \textbf{(1.3.4)}$$

Tik iš daugiamatės pasiskirstymo funkcijos bei jos charakteristikų galima spręsti apie tiriamosios sekos savybes.

Praktiniuose uždaviniuose dažniausiai neturima tokios išsamios informacijos ir apsiribojama prielaidomis, daugiau ar mažiau adekvačiomis tikrovei.

Vienas pirmųjų darbų iš laiko eilučių yra Yule (1927) straipsnis, kuriame pirmą kartą buvo pasiūlytas autoregresijos modelis Saulės aktyvumo duomenims aprašyti. Darbai laiko eilučių srityje suaktyvėjo apie 1955 metus, pradėjus naudoti kompiuterius, o nuo 1970 metų tapo viena greičiausiai besiplėtojančių tyrimo sričių atsitiktinių procesų ir matematinės statistikos sankirtoje. Kompiuteriai atvėrė vis daugiau galimybių, buvo sukurta daug metodų, leidžiančių sukurti gerus statistinius modelius įvairiems duomenims. Daugelyje statistinės analizės paketų laiko eilučių analizės procedūros yra išskirtos į atskirą komponentę. Pavyzdžiui, sistemoje SPSS yra komponentė SPSS / Trends, sistemoje SAS – SAS / ETS, kurios skirtos laiko eilučių analizei.

1.3.2 STATISTINĖ ATSITIKTINIŲ SEKŲ ANALIZĖ IR JŲ MODELIAI

Skiriamasis statistinės laiko eilučių analizės bruožas yra nagrinėjamų atsitiktinių dydžių *statistinių ryšių* ir *koreliacijos* įvertinimas: tariama, kad kiekvienas atsitiktinis dydis ξ_t yra priklausomas nuo buvusių sekos reikšmių $\xi_{t-1}, \xi_{t-2}, \ldots$, o kartais ir nuo busimų reikšmių $\xi_{t+1}, \xi_{t+2}, \ldots$.

Statistinė analizė turi atskleisti šio priklausomumo pobūdį, dėsningumus ir sukurti statistinį modelį, tinkantį ne tik nagrinėjamiems, bet ir kitiems tos pačios kilmės reiškiniams aprašyti.

Pati paprasčiausia seka, neturinti jokių vidinių statistinių ryšių, yra *nepriklausomų* atsitiktinių dydžių seka $\{\varepsilon_t\}$. Tegul bet kurio atsitiktinio dydžio ε_t vidurkis μ ir dispersija σ^2 nepriklauso nuo laiko:

$$E\{\varepsilon_t\} = \mu, \qquad E\{(\varepsilon_t - \mu)^2\} = \mathrm{var}(\varepsilon_t) = \sigma^2, \qquad \forall t, \qquad \textbf{(1.3.5)}$$

tai bet kurie du dydžiai $\varepsilon_t, \varepsilon_s$, $\forall t \neq s$ yra *nekoreliuoti*:

$$\mathrm{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = E[(\varepsilon_s - \mu)(\varepsilon_t - \mu)] = E(\varepsilon_s - \mu)E(\varepsilon_t - \mu) = 0$$

Bendruoju atveju seka $\{\xi_t\}$ turi sudėtingą struktūrą. Jos vidurkis $\mu_t = E\{\xi_t\}$ gali būti laiko funkcija ir kisti laikui bėgant. Be to, laiko eilutės svyravimai apie vidurkį

$$\xi_t^0 = \xi_t - \mu_t \qquad \text{ir} \qquad \xi_s^0 = \xi_s - \mu_s \qquad \textbf{(1.3.6)}$$

gali būti koreliuoti dydžiai. Kuriant modelį būtina atsižvelgti į šias sekos savybes.

Paprastumo dėlei tarkime, kad nagrinėjama ξ_t^0 tipo seka ir visiem t turime $E\{\xi_t\} = 0$. Dabar belieka įvertinti dydžių tarpusavio priklausomumą, atskleisti statistinius ryšius tarp $\ldots, \xi_{t-2}, \xi_{t-1}, \xi_t, \xi_{t+1}, \xi_{t+2}, \ldots$ ir surasti kokiu būdu $\{\xi_t\}$ gali būti keičiama nepriklausomųjų dydžių seka $\{\varepsilon_t\}$. Taigi bendriausia prasme, laiko eilutės modelis būtų išreiškiamas lygtimi

$$\varphi\{\ldots, \xi_{t-2}, \xi_{t-1}, \xi_t, \xi_{t+1}, \xi_{t+2}, \ldots\} = \varepsilon_t, \qquad \textbf{(1.3.7)}$$

čia $\varphi(\bullet)$ - tam tikra funkcija.

Nepriklausomų atsitiktinių dydžių ε_t seka dešinėje (1.3.7) lygties pusėje reiškia, kad modelis paaiškino visus ryšius laiko eilutėje $\{\xi_t\}$ ir jį pritaikius liko paprasčiausia struktūra – nepriklausomi dydžiai.

Bendras laiko eilučių teorijos uždavinys gali būti formuluojamas taip: tarkime turime laiko eilutės $\{\xi_t\}$ stebėjimus $\xi_1, \xi_2, .., \xi_N$, reikia surasti tokią funkciją $\varphi(\bullet)$, kuri keičia $\{\xi_t\}$ seką į nepriklausomųjų dydžių seką $\{\varepsilon_t\}$.

Jeigu funkcija $\varphi(\bullet)$ yra tokia, kad (1.3.7) lygtis gali būti išspręsta ξ_t atžvilgiu:

$$\xi_t = f\{..., \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t, \varepsilon_{t+1}, \varepsilon_{t+2}, ...\}, \qquad \textbf{(1.3.8)}$$

čia $f(\bullet) = \varphi^{-1}(\bullet)$ yra funkcija, atvirkštinė funkcijai $\varphi(\bullet)$, tai reiškia, kad turime geriausią modelį sekai $\{\xi_t\}$.

Suprantama, kad kai funkcija $\varphi(\bullet)$ yra bet kuri iš visų galimų funkcijų klasės, o stebėjimų skaičius N yra baigtinis, šis uždavinys neišsprendžiamas. Tenka apriboti nagrinėjamų funkcijų klasę, pavyzdžiui, kintamųjų $..., \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_t, \varepsilon_{t+1}, \varepsilon_{t+2}, ...$ tiesinių funkcijų klase ir tada spręsti minėtą uždavinį.

1.3.3 STACIONARIŲ SEKŲ SĄVOKOS

Negriežtai šnekant, $\{\xi_t\}$ seka vadinama *stacionariąja*, jeigu jos savybės nekinta laikui bėgant. Griežtai formuluojant, skiriamas stacionarumas plačiąja ir siaurąja prasme.

Procesas ξ_t vadinamas *stacionariu siaurąja prasme*, jei jo daugiamačiai pasiskirstymai nepriklauso nuo postūmio laike, t. y. :

$$t_1, ..., t_k \in T, k = 1,2,... \quad F_{t_1,...,t_k}(\bullet) = F_{t_1+\tau,...,t_k+\tau}(\bullet), \quad t_i + \tau \in T \qquad \textbf{(1.3.9)}$$

Laiko eilučių analizėje dažniausiai naudojamas kitas apibrėžimas.

Procesas ξ_t vadinamas *stacionariu plačiąja prasme*, jei jo matematinis vidurkis ir kovariacinė funkcija nepriklauso nuo poslinkio laike, t. y. jei

$$\forall t, s \in T \quad \mu(t) = \mu(0), \qquad \textbf{(1.3.10)}$$

$$R(t, s) = R(t - s, 0). \qquad \textbf{(1.3.11)}$$

Akivaizdu, kad jei procesas ξ_t yra stacionarus siaurąja prasme ir turi dispersiją, tai jis yra ir stacionarus plačiąja prasme, bet ne atvirkščiai. Tačiau, jei procesas ξ_t yra Gauso (jei jo daugiamačiai pasiskirstymai yra Gauso pasiskirstymo funkcijų rinkinys), jam abu apibrėžimai sutampa.

Taigi stacionaraus proceso ξ_t matematinis vidurkis nekinta laike $E\xi_t = \mu$, o *kovariacinė funkcija* yra vieno argumento funkcija:

$$\mathrm{cov}(\xi_{t+\tau}, \xi_t) = E[(\xi_{t+\tau} - \mu)(\xi_t - \mu)] = R(\tau), \forall t \in T \quad \textbf{(1.3.12)}$$

Ši funkcija yra neneigiamai apibrėžta:

$$\forall t_1, ..., t_k \in T, x_1, ..., x_k : \sum_{i,j=1}^{k} R(t_i - t_j) x_i x_j \geq 0 \quad \textbf{(1.3.13)}$$

Akivaizdu, kad $R(\bullet)$ yra lyginė funkcija, $R(-\tau) = R(\tau)$.

Kiekvienam τ funkciją $R(\tau)$ padalijus iš $R(0) \equiv \sigma^2$, turime *koreliacinę funkciją*

$$r(\tau) = cor(\xi_{t+\tau}, \xi_t) = \frac{R(\tau)}{R(0)} \quad \textbf{(1.3.14)}$$

Ši funkcija taip pat lyginė, neneigiamai apibrėžta ir $|r(\tau)| \leq 1$. Reikšmė $r(\tau)$ parodo kiek stipriai proceso reikšmės dabartyje tiesiškai priklauso nuo reikšmės prieš τ laiko vienetų. Koreliacinių ryšių žinojimas palengvina laiko eilučių modelio parinkimą ir identifikavimą.

1.3.4 ATSITIKTINIŲ SEKŲ MODELIAI, JŲ OPERATORINĖ FORMA

Kaip jau buvo paminėta, bendrasis statistinių modelių kūrimo uždavinys išsprendžiamas funkcijų $H(\bullet)$ klasę susiaurinus iki tiesinių funkcijų klasės. Todėl nagrinėjamas toks tiesinis modelis:

$$\sum_{u=-\infty}^{\infty} h_u \xi_{t-u} = \varepsilon_t, \quad \textbf{(1.3.15)}$$

čia $\{h_u\}$ - konstantų seka.

(1.3.15) lygtis išreiškia bendrąjį tiesinį modelį, kuriame ξ_t gali priklausyti ir nuo buvusiųjų reikšmių $\xi_{t-1}, \xi_{t-2}, ...$, ir nuo būsimų reikšmių $\xi_{t+1}, \xi_{t+2}, ...$. Tačiau dažniausiai yra tariama, kad $h_u = 0,$ kai $u < 0$ ir nagrinėjamas vienpusis modelis

$$\sum_{u=0}^{\infty} h_u \xi_{t-u} = \varepsilon_t \quad \textbf{(1.3.16)}$$

(1.3.16) lygtyje ξ_t priklauso nuo ε_t ir jo buvusiųjų reikšmių $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, ...$, bet negali priklausyti nuo būsimų reikšmių $\varepsilon_{t+1}, \varepsilon_{t+2}, ...$.

Apibrėžkime *poslinkio atgal operatorių L*:

$$L^k \xi_t = \xi_{t-k}\ .\qquad \textbf{(1.3.17)}$$

Pažymėjus

$$H(z) = \sum_{u=0}^{\infty} h_u z^u\ ,\qquad \textbf{(1.3.18)}$$

modelį (1.3.16) galima užrašyti operatorine forma:

$$H(L)\xi_t = \varepsilon_t\ ,\qquad \textbf{(1.3.19)}$$

ir formaliai išspręst ξ_t atžvilgiu:

$$\xi_t = H^{-1}(L)\varepsilon_t\ ,\qquad \textbf{(1.3.20)}$$

jei tik $H(z)$ neturi nulių vienetiniame skritulyje ir ant jo kontūro: $|z| \le 1$. Funkciją $H^{-1}(z)$ užrašius skleidiniu $H^{-1}(z) = g_0 + g_1 z + g_2 z^2 + \ldots$, (1.3.20) išraiška lygiavertė

$$\xi_t = \sum_{u=0}^{\infty} g_u \varepsilon_{t-u}\qquad \textbf{(1.3.21)}$$

arba

$$\xi_t = G(L)\varepsilon_t\ ,\qquad \textbf{(1.3.22)}$$

čia $G(z) = \sum_{u=0}^{\infty} g_u z^u$.

Bendrą tiesinio modelio sudarymo uždavinį dabar galima formuluoti taip: turimiems $\{\xi_t\}$ sekos stebėjimams $\xi_1, \xi_2, \ldots, \xi_N$ įvertinti tokią nežinomų parametrų seką $\{h_u\}$, kad (1.3.16) pakeistų $\{\xi_t\}$ seką į nepriklausomųjų dydžių ε_t seką.

Reikalaujama iš baigtinio skaičiaus duomenų įvertinti begalinį skaičių parametrų, todėl bendruoju atveju tai vėl neišsprendžiama problema. Privaloma toliau siaurinti klasę, kurioje ieškotume sprendinio. Priartėjame prie baigtinio parametrų skaičiaus tiesinių modelių klasės, kurioje anksčiau formuluotas uždavinys jau išsprendžiamas. Tam yra naudojami ARMA modeliai, kurie aprašo stacionarų procesą kaip balto triukšmo tiesinį filtrą su baigtiniu skaičiumi parametrų. Autoregresijos ir slenkančiojo vidurkio procesai yra ARMA proceso atskiri atvejai.

1.3.5 STACIONARŪS TIESINIAI MODELIAI

Stacionarus procesas ξ_t vadinamas *p eilės autoregresijos procesu* (*AR(p)*), jei jis išreiškiamas:

$$\xi_t = \mu + a_1 \xi_{t-1} + \ldots + a_p \xi_{t-p} + \varepsilon_t\ ,\quad t \in Z\ ,\qquad \textbf{(1.3.23)}$$

čia ε_t - baltas triukšmas.

Pažymėję $P(z) = 1 - a_1 z - \ldots - a_p z^p$, lygybę (1.3.23) galima užrašyti:

$$P(L)\tilde{\xi}_t = \varepsilon_t, \quad \tilde{\xi}_t = \xi_t - E\xi_t. \qquad \textbf{(1.3.24)}$$

Be to, $\mu = P(1)E\xi_t$.

Stacionarus procesas ξ_t vadinamas *q eilės slenkamojo vidurkio* (angl. – moving average) procesu (*MA(q)*), jei jis išreiškiamas:

$$\xi_t = \mu + \varepsilon_t + b_1\varepsilon_{t-1} + \dots + b_q\varepsilon_{t-q}, \quad t \in Z, \qquad \textbf{(1.3.25)}$$

čia ε_t - balto triukšmo procesas.

Pažymėję $Q(z) = 1 + b_1 z + \dots + b_q z^q$, gauname $\mu = E\xi_t$ ir

$$\tilde{\xi}_t = Q(L)\varepsilon_t. \qquad \textbf{(1.3.26)}$$

MA procesas yra reguliarus procesas, kuris gaunamas tiesiškai nufiltruojant baltą triukšmą su baigtiniu skaičiumi nenulinių koeficientų, t.y. filtro dažnuminė charakteristika yra trigonometrinis polinomas.

Stacionarus procesas ξ_t vadinamas *ARMA(p,q)* procesu, jei

$$\xi_t = \mu + a_1\xi_{t-1} + \dots + a_p\xi_{t-p} + \varepsilon_t + b_1\varepsilon_{t-1} + \dots + b_q\varepsilon_{t-q}, \quad t \in Z, \qquad \textbf{(1.3.27)}$$

čia ε_t - balto triukšmo procesas.

Stacionarus procesas ξ_t, tenkinantis lygybę (1.3.27), egzistuoja tada ir tik tada, jei polinomas *P(z)* neįgauna nulinių reikšmių ant vienetinio apskritimo (kompleksinių skaičių plokštumoje):

$$P(z) \neq 0, \quad |z| = 1.$$

1.3.6 NESTACIONARŪS TIESINIAI MODELIAI

Tarp ekonominių kintamųjų nėra sunku rasti tokius, kurie akivaizdžiai nėra stacionarūs – santaupas, šalies BVP ir pan., kadangi šie rodikliai normaliom sąlygomis auga. Tačiau jų pokyčiai (pvz. per metus) dažnai elgiasi kaip stacionarūs procesai.

Atsitiktinis procesas ξ_t vadinamas *d – eilės integruotu* (žymima $\xi \in I(d)$), jei jo *d* eilės pokyčiai yra stacionarus procesas, o *d* – 1 eilės pokyčiai nėra stacionarūs.

Pažymėkime:

$$\Delta\xi_t = \xi_t - \xi_{t-1} = (1-L)\xi_t.$$

Tada:

$$\Delta^2\xi_t = \Delta\xi_t - \Delta\xi_{t-1} = \xi_t - 2\xi_{t-1} + \xi_{t-2} = (1-L)^2\xi_t.$$

Bendru atveju:

$$\Delta^d\xi_t = \Delta^{d-1}\xi_t - \Delta^{d-1}\xi_{t-1} = (1-L)^d\xi_t. \qquad \textbf{(1.3.28)}$$

Taigi $\xi \in I(d) \Leftrightarrow \Delta^d\xi_t$ yra stacionarus procesas. Jei pats ξ_t yra stacionarus, žymima $\xi \in I(0)$. Tuo atveju, kai $\xi \in I(1)$

, galioja lygybė

$$\xi_t = \xi_0 + \sum_{\tau=1}^{t} \eta_\tau, \qquad t = 1, 2, \ldots \qquad \textbf{(1.3.29)}$$

čia η_τ - stacionarus procesas. Taigi ξ_t gaunamas sumuojant stacionaraus proceso reikšmes. Iš čia ir pavadinimas – integruoti procesai.

Atsitiktinis procesas $\xi_t \in I(d)$ vadinamas *ARIMA(p,d,q)* procesu, jei jo d eilės pokyčiai $\eta_t = (1-L)^d \xi_t$ yra ARMA(p,q) stacionarus procesas. Taigi, galioja lygybė:

$$P(L)(1-L)^d \xi_t = Q(L)\varepsilon_t, \qquad \textbf{(1.3.30)}$$

čia $P(z)$ ir $Q(z)$ - p ir q eilės polinomai atitinkamai, o ε_t - balto triukšmo procesas.

1.3.7 BENDRA TIESINIO PROGNOZAVIMO TEORIJA IR STATISTINŲ MODELIŲ PANAUDOJIMAS PROGNOZEI

Statistinio modelio sukūrimas nagrinėjamiems duomenims nėra savitikslis uždavinys. Kiekvienas modelis yra tam tikra tikrovės idealizacija, todėl galimą modelį panaudot sprendžiant tokius uždavinius:

1. prognozuoti būsimas sekos reikšmes;
2. modeliuoti daugiau panašių realizacijų;
3. atkurti trūkstamas reikšmes stebėjimų sekoje;
4. išgryninti stebėjimus, atmetant reikšmes, atsiradusias sekoje dėl pašalinio poveikio.

Prognozė suprantama kaip būsimų proceso reikšmių įvertinimas remiantis turimomis proceso reikšmėmis.

Tarkime, stebime atsitiktinį vektorių $X = (X_1, \ldots, X_n)^T$. Atsitiktinio dydžio Y tiesinė prognozė:

$$\hat{Y} = a + b_1 X_1 + \ldots + b_n X_n = a + b^T X \qquad \textbf{(1.3.31)}$$

Prognozės tikslumo matas – vidutinė kvadratinė paklaida:

$$\Delta = \Delta(a, b) = E\varepsilon^2, \quad \varepsilon = Y - \hat{Y} \qquad \textbf{(1.3.32)}$$

Vidutinė kvadratinė paklaida gaunama mažiausia, kai koeficientai parenkami taip, kad

$$E\varepsilon = 0, \qquad \mathrm{cov}(\varepsilon, X) = 0$$

Optimalūs koeficientai randami iš lygčių

$$\mathrm{cov}(\varepsilon, X) = \mathrm{cov}\left(Y - a - b^T X, X\right) = R_{YX} - b^T R_X = 0$$

$$E\varepsilon = EY - a - b^T EX = 0$$

Jei kovariacinė matrica R_{XX} neišsigimusi, tai sprendinys vienas:

$$b^* = R_{XX}^{-1} R_{XY}, \quad a^* = EY - b^{*T} EX.$$

1.3.7.1 TRENDAS

Laiko eilučių trendas, išreiškiantis bendrą didėjimo ar mažėjimo tendenciją, dažniausiai yra surandamas naudojant mažiausiųjų kvadratų metodą ir regresinę analizę. Trendas yra nusakomas algebrine funkcija. Ji gali būti parinkta įvairiausių pavidalų.

Tiesinis trendas taikomas, kai matavimo gretimų reikšmių skirtumai (pirmieji skirtumai) yra artimi vienas kitam. Tiesinio trendo lygtis:

$$Y = b_0 + b_1 \cdot t.$$

Čia b_0 ir b_1 - nežinomieji trendo koeficientai, o trendo kintamasis laiko eilutėse reiškia sunumeruotus matavimo momentus. Nežinomieji trendo koeficientai nustatomi pagal formules:

$$b_1 = \frac{\overline{xy} - \bar{x} \cdot \bar{y}}{\overline{x^2} - \bar{x}^2},$$

$$b_o = \bar{y} - b_1 \bar{x}.$$

Čia brūkšnelis virš kintamojo žymi jo vidurkį.

1.3.7.2 PAPRASTASIS IR SVERTINIS SLENKAMŲJŲ VIDURKIŲ METODAS

Pronozuodami pagal slenkamųjų vidurkių metodą, tariame, kad prognozuojama reikšmė geriausiai reprezentuojama n prieš tai stebėtų reikšmių aritmetiniu vidurkiu. Simboliškai tai galima užrašyti formule:

$$\hat{y} = \frac{y_{t-1} + y_{t-2} + \dots + y_{t-n}}{n}.$$

Šis prognozavimo metodas vadinamas paprastuoju slenkamųjų vidurkių prognozavimo metodu. Jei laukiamas nedidelis duomenų pasikeitimas, reikėtų naudoti didesnį dėmenų n skaičių. Laukiant didesnio pasikeitimo, reikėtų prognozuoti su mažesniu n.

Dažnai naudojamas patobulintas paprastasis slenkamųjų vidurkių metodas. Jo esmė remiais faktu, kad dažniausiai paskutiniosios laiko eilutės reikšmės turi didesnę įtaką prognozuojamam rezultatui nei ankstenės. Todėl yra imamas svertinis prieš tai stebėtų reikšmių vidurkis:

$$\hat{y} = d_1 \cdot y_{t-1} + d_2 \cdot y_{t-2} + \dots + d_n \cdot y_n,$$

kur koeficientai (svoriai) tenkina lygybę $d_1 + d_2 + \dots + d_n = 1$. Šis prognozavimo metodas vadinamas svertiniu slenkamųjų vidurkiu metodu.

Koeficiento d_i reikšmė parenkama didesnė prieš kintamąjį, turintį didesnę įtaką. Kokias n ir d_i reikšmes parinkti, kad gautume tiksliausią prognozę, priklauso nuo tyrimus atliekančio statistiko.

1.3.7.3 STACIONARUS TIESINIS PROCESAS

Tarkime, ξ_t yra stacionarus procesas su vidurkiu $E\xi_t = \mu$ ir kovariacine funkcija $R(\tau) = \operatorname{cov}(\xi_t, \xi_{t+\tau})$.

Stebima imtis $(\xi_1, \dots, \xi_n)$, o reikia prognozuoti ξ_s, kur $s > n$. Optimali tiesinė prognozė

$$\hat{\xi}_s = \alpha + \beta_1 \xi_1 + \dots + \beta_n \xi_n$$

gaunama, kai:

$$\beta = R_X^{-1} R_{X\xi_s}, \quad \alpha = \mu - \beta^T E X = \mu(1 - \beta_1 - \dots - \beta_n),$$

čia $X = (\xi_1, \dots, \xi_n)^T$.

Todėl $R_X = [R(i-j)]_{i,j=1,\dots,n}$, $R_{X\xi_s} = (R(s-1), R(s-2), \dots, R(s-n))^T$.

1.3.7.4 NESTACIONARUS TIESINIS PROCESAS

Jei stebime $\xi_0, \xi_1, \dots, \xi_n$, kur ξ_t yra ARIMA (p, d, q) procesas, tai pažymėję

$$\eta_t = (1 - L)^d \xi_t$$

randame $\eta_d, \eta_{d+1}, \dots, \eta_n$. Iš šios imties įvertiname nežinomus polinomų $P(z)$ ir $Q(z)$ koeficientus, apskaičiuojame proceso η_t koreliacinę funkciją $r(\tau)$ ir η taikome bendrą tiesinio prognozavimo teoriją.

Gavus prognozes $\hat{\eta}_t, t = n+1, n+2, \dots$, atitinkamas prognozes $\hat{\xi}_t$ galima rasti iš išraiškos:

$$\eta_t = (1 - L)^d \xi_t = \sum_{k=0}^{d} (-1)^k \binom{d}{k} \xi_{t-k},$$

čia $\binom{d}{k} = \dfrac{d!}{k!(d-k)!}$.

Žinodami η_t ir $\xi_1, \dots, \xi_n$ reikšmes ξ_t, rekurentiniu būdu galime surasti

$$\xi_t = \eta_t - \sum_{k=1}^{d} (-1)^k \binom{d}{k} \xi_{t-k}, \quad t = n+1, n+2, \dots$$

Nustatant tiriamo proceso ξ_t integruotumo eilę, praktikoje dažniausiai naudojamas *Dickey – Fuller* testas arba jo modifikacijos. Šis testas naudoja AR(1) modelį

$$\xi_t = \mu + a\xi_{t-1} + \varepsilon_t$$

ir tikrina hipotezę H_0: $a = 1$, esant alternatyviai hipotezei: H_1: $a < 1$. Jei hipotezė H_0 priimama, daroma išvada, kad ξ_t nėra stacionarus, ir pereinama prie analogiško $\Delta\xi_t$ nagrinėjimo. Jei ir $\Delta\xi_t$ nėra stacionarus, tiriami antros eilės pokyčiai $\Delta^2\xi_t$ ir taip toliau.

1.3.8 MODELIO EILĖS NUSTATYMO BŪDAI

1.3.8.1 MAŽIAUSIOS KANONINĖS KORELIACIJOS METODAS (SCAN)

Šis metodas padeda preliminariai nustatyti stacionaraus arba nestacionaraus ARMA modelio eilę. Tarkime, yra stacionari arba nestacionari laiko eilutė $\{z_t : 1 \le t \le n\}$, turinti pataisytą vidurkį $\tilde{z}_t = z_t - \mu$, autoregresijos eilę $p+d$ ir slenkamojo vidurkio eilę q.

Nežinomai autoregresijos eilei $m = p_{\min}, \dots , p_{\max}$ ir nežinomai slenkamojo vidurkio eilei $j=q_{\min},\dots,q_{\max}$ nustatyti atliekami tokie veiksmai:

1) Tarkime $Y_{m,t} = (\tilde{z}_t, \tilde{z}_{t-1}, \dots, \tilde{z}_{t-m})'$. Apskaičiuojama $(m+1)\times(m+1)$ formato matrica:

$$\hat{\beta}(m, j+1) = \left(\sum_t Y_{m,t-j-1} Y'_{m,t-j-1}\right)^{-1} \left(\sum_t Y_{m,t-j-1} Y'_{m,t}\right)$$

$$\hat{\beta}^*(m, j+1) = \left(\sum_t Y_{m,t} Y'_{m,t-j-1}\right)^{-1} \left(\sum_t Y_{m,t} Y'_{m,t-j-1}\right)$$

$$\hat{A}^*(m, j) = \hat{\beta}^*(m, j+1)\hat{\beta}(m, j+1), \quad t = j + m + 2, \dots, n$$

2) Iš $\hat{A}^*(m, j)$ randama mažiausia tikrinė reikšmė $\hat{\lambda}^*(m, j)$ ir atitinkamas normalizuotas tikrinis vektorius $\Phi_{m,j} = \left(1, -\phi_1^{(m,j)}, -\phi_2^{(m,j)}, \dots, -\phi_m^{(m,j)}\right)$.

$\hat{\lambda}^*(m, j)$ yra kvadratinis kanoninis koreliacijos įvertis.

3) Naudojant $\Phi_{m,j}$ kaip proceso AR(m) koeficientus, pagal formulę

$$w_t^{(m,j)} = \tilde{z}_t - \phi_1^{(m,j)}\tilde{z}_{t-1} - \phi_2^{(m,j)}\tilde{z}_{t-2} - \ldots - \phi_m^{(m,j)}\tilde{z}_{t-m}$$

įvertinamos liekanos, kai $t = j + m + 1,\ldots,n$.

4) Iš liekanų autokoreliacijos $r_k(w)$, pagal formulę

$$\mathrm{var}\left(\hat{\lambda}^*(m,j)^{1/2}\right) \approx \frac{d(m,j)}{n-m-j},$$

čia $d(m,j) = \left(1 + 2\sum_{i=1}^{j-1} r_k(w^{(m,j)})\right)$, įvertinama kvadratinių kanoninių autokoreliacijų standartinė paklaida.

Kaip atpažinimo kriterijus, naudojama statistika $c(m,j) = -(n-m-j)\ln(1-\hat{\lambda}^*(m,j)/d(m,j))$, kuri asimptotiškai yra χ_1^2, jei $m = p+d$ ir $j \geq q$, arba jeigu $m \geq p+d$ ir $j = q$. Kai $m>p$ ir $j<q$, yra daugiau nei viena teorinė nulinė kanoninė koreliacija tarp $Y_{m,t}$ ir $Y_{m,t-j-1}$. Kadangi $\hat{\lambda}^*(m,j)$ yra mažiausia kanoninė koreliacija kiekvienam (m,j), $c(m,j)$ procentiliai yra mažesni už χ_1^2 procentilius. Todėl galima priimti χ_1^2. Kai $m<p$ ir $j<q$, jokios išvados apie $c(m,j)$ padaryti negalima.

SCAN metodo lentelė, sudaryta iš $c(m,j)$, padeda nustatyti kuri iš tikrinių reikšmių $\hat{\lambda}^*(m,j)$ reikšmingai skiriasi nuo nulio.

1.3.8.2 IŠPLĖSTOSIOS IMTIES AUTOKORELIACINĖS FUNKCIJOS METODAS (ESACF)

Šis metodas padeda preliminariai nustatyti stacionaraus arba nestacionaraus ARMA modelio eilę. Tarkime, yra stacionari arba nestacionari laiko eilutė $\{z_t : 1 \leq t \leq n\}$, turinti pataisytą vidurkį $\tilde{z}_t = z_t - \mu$, autoregresijos eilę $p+d$ ir slenkamojo vidurkio eilę q. ESACF metodas analizuoja autokoreliacines funkcijas susietas su filtruotomis sekomis, turinčiomis pavidalą

$$w_t^{(m,j)} = \hat{\Phi}_{(m,j)}(B)\tilde{z}_t = \tilde{z}_t - \sum_{i=1}^{m}\hat{\phi}_i^{(m,j)}\tilde{z}_{t-i},$$

čia B – postūmio atgal operatorius,

$m = p_{\min},\ldots, p_{\max}$ – nežinoma autoregresijos eilė,

$j = q_{\min}+1,\ldots, q_{\max}+1$ – slenkamojo vidurkio nežinoma eilė,

$\hat{\phi}_i^{(m,j)}$ - autoregresijos parametrų įverčiai, tariant, kad seka yra ARMA(m,j) procesas.

Grynai autoregresiniams modeliams (j=0) $\hat{\phi}_i^{(m,0)}$ įvertinimui naudojamas įprastas mažiausių kvadratų metodas. ARMA modeliams įverčiai apskaičiuojami pagal rekurentinę formulę, pradedant nuo $\hat{\phi}_i^{(m,0)}$:

$$\hat{\phi}_i^{(m,j)} = \hat{\phi}_i^{(m+1,j-1)} - \hat{\phi}_{i-1}^{(m,j-1)} \frac{\hat{\phi}_{m+1}^{(m+1,j-1)}}{\hat{\phi}_m^{(m,j-1)}}$$

Filtruotų sekų imties autokoreliacijos funkcijos j-asis vėlinimas – $w^{(m,j)}_t$, yra išplėstosios imties autokoreliacijos funkcija ir žymima $r_{j(m)} = r_j(w^{(m,j)})$. Standartinės $r_{j(m)}$ paklaidos apskaičiuojamos naudojant imties autokoreliacinės funkcijos dispersijos aproksimaciją:

$$\mathrm{var}(r_{j(m)}) \approx (1 + \sum_{t=1}^{j-1} r^2(w^{(m,j)}))$$

Jeigu tikrasis modelis yra ARMA($p+d,q$), tai filtruotos sekos $w^{(m,j)}_t$, išplaukia iš MA(q), kai $j \geq q$ modelio:

$$r_{j(p+d)} \approx 0,\ j > q$$

$$r_{j(p+d)} \neq 0,\ j = q$$

Išplėstosios imties autokoreliacija tenkina

$$r_{j(m)} \approx 0,\ j - q > m - p - d \leq 0,$$

$$r_{j(m)} \neq c(m - p - d,\ j - q), 0 \leq j - q \leq m - p - d,$$

čia $c(m\text{-}p\text{-}d,\ j\text{-}q)$ konstanta nelygi nuliui.

Modelio ARMA eilė nustatoma iš ESACF metodo lentelės, kuri sudaroma iš $r_{j(m)}$ eilėms $m = p_{\min},\ldots, p_{\max}$ ir $j = q_{\min} + 1,\ldots, q_{\max} + 1$.

2. TIRIAMOJI DALIS

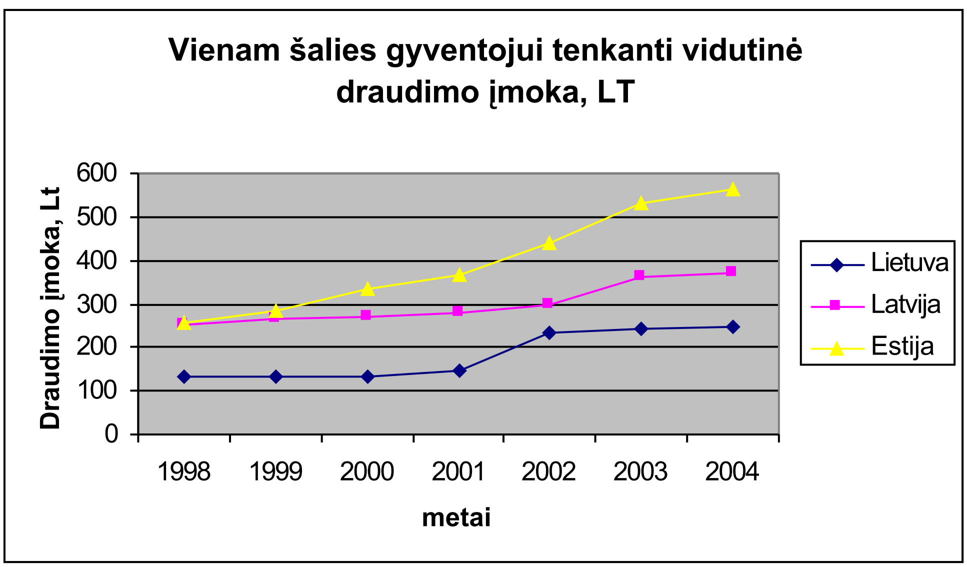
2.1 LIETUVOS, LATVIJOS IR ESTIJOS DRAUDIMO RINKŲ PALYGINIMAS

Lygindami draudimo rinkas pasinaudosime duomenimis, kuriuos skelbia kiekvienos šalies valstybinės draudimo priežiūros komisijos. Draudimo rinkas lyginsime pagal draudimo įmokų dydį vienam šalies gyventojui, draudimo kompanijų skaičių, gyvybės ir ne gyvybės draudimo užimamą dalį draudimo rinkoje.

Draudimo kompanijų mokumo nenagrinėsime, kadangi Lietuvoje ne visos draudimo kompanijos skelbia savo finansines ataskaitas. Net ir pačių didžiausių draudimo kompanijų internetiniuose puslapiuose nerasime balanso ar pelno (nuostolio) ataskaitų.

2.1.1 DRAUDIMO RINKŲ PALYGINIMAS PAGAL DRAUDIMO ĮMOKŲ DYDĮ VIENAM GYVENTOJUI

1998 metais Lietuvoje vienas šalies gyventojas draudimo paslaugoms išleido 129,91 lito (32,48 JAV dolerio), o 1997 metais - 77 litus (19 JAV dolerių). Tuo tarpu 1998 metais Estijoje vienam gyventojui vidutiniškai teko – 255,28 lito (63,82 JAV dolerio), o Latvijoje - 250,56 lito (62,64 JAV dolerio). Palyginti su Vakarų Europos šalimis, tai yra nedidelės sumos. Tačiau Lietuvoje, priešingai nei Latvijoje bei Estijoje, dar nebuvo Transporto priemonių savininkų ir valdytojų civilinės atsakomybės privalomojo draudimo įstatymo, 2.1 pav.



2.1 pav. Vienam šalies gyventojui tenkanti draudimo įmokų suma, Lt

2002-aisiais metais įsigaliojus TPCAD įstatymui Lietuvoje, draudimo rinkų situacija nedaug tepasikeitė. Pagal draudimo įmokų dydį, tenkantį vienam šalies gyventojui, nagrinėjamuoju laikotarpiu Lietuva draudiminės įmokos dydžiu, tenkančiu vienam šalies gyventojui, labiausiai priartėjo prie Latvijos ir Estijos, tačiau lydere ir toliau išliko Estija.

Visos šalys turi vienodai draudimo rūšių, tik Estijoje priešingai nei Lietuvoje ir Latvijoje populiaresnis gyvybės draudimas.

Lietuvos, Latvijos ir Estijos vidutinių draudimo įmokų, tenkančių vienam šalies gyventojui, vidurkiai ir standartiniai nuokrypiai pateikti 2.1 lentelėje. Iš pateiktos lentelės matome, kad mažiausias išsibarstymas yra Latvijos, o didžiausias – Estijoje.

2.1 lentelė

Vidutinės draudimo įmokos skaitinės charakteristikos

	Vidutinių draudimo įmokų vidurkis, Lt	Standartinis nuokrypis
Lietuva	181.93	56.64
Latvija	229.03	48.25
Estija	396.53	119.50

2.1.2 DRAUDIMO RINKŲ PALYGINIMAS PAGAL DRAUDIMO KOMPANIJŲ SKAIČIŲ IR UŽIMAMĄ DRAUDIMO RINKOS DALĮ

1998 metų pabaigoje Lietuvoje licencijas turėjo 32 draudimo įmonės. 26 iš jų - ne gyvybės draudimo įmonės, 4 - gyvybės draudimo įmonės ir 2 kredito draudimo įmonės 2.2 lentelė. Kol kas neišskirsime draudimo kompanijų, užsiimančių TPCAD skaičiaus, kadangi nagrinėjame kompanijų skaičiaus kitimą Lietuvoje nuo 1991-ųjų metų, o Lietuvos Respublikos transporto priemonių savininkų ir valdytojų civilinės atsakomybės privalomojo draudimo įstatymas priimtas 2001 m. birželio 14 d. TPCAD pradėjo galioti 2002 m. sausio 1d., o reikalavimas apdrausti juo transporto priemones įsigaliojo dar po 3 mėnesių, nuo balandžio mėn. 1 dienos. Lietuva yra paskutinė šalis Europoje, įvedusi šią privalomą draudiminę apsaugą savo gyventojams.

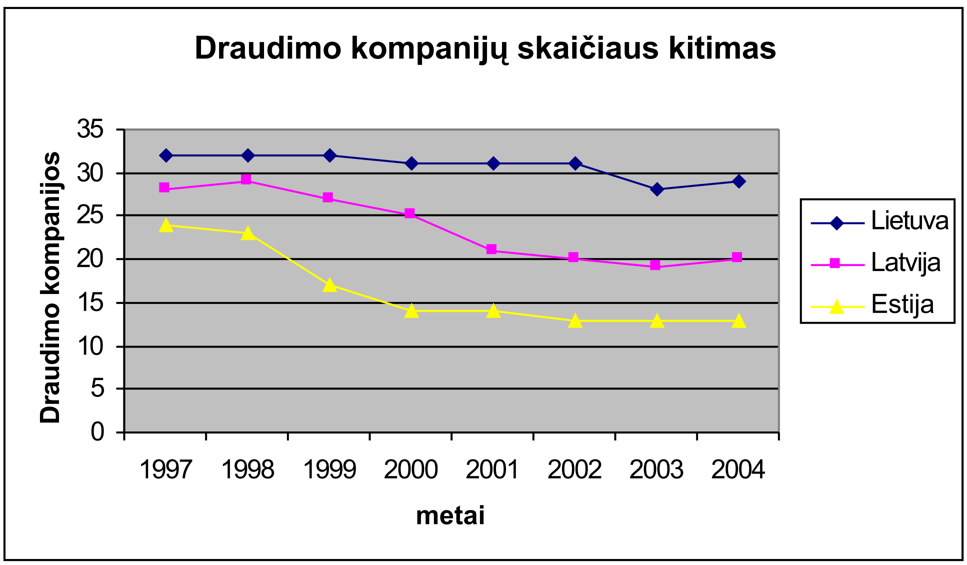
2.2 lentelė

Draudimo kompanijų skaičiaus kitimas Lietuvoje

Metai	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Išduota licencijų / Licences issued	6	18	13	7	8	1	3	4	3	3	3			

Anuliuota licencijų / Licences revoked	0	0	4	5	7	1	7	4	3				3	
Įmonių, turinčių licencijas, skaičius / Number of licenced companies	6	24	33	35	36	36	32	32	32	31	31	31	28	29
Gyvybės draudimo įmonės								4	5	9	9	9	9	10
Ne gyvybės draudimo įmonės	6	24	33	35	36	36	32	28	27	22	22	22	19	19

Šiandien Lietuvoje užsiimti draudimine veikla licenzijas turi 29 draudimo įmonės. 10 iš jų – gyvybės draudimo įmonės, 19 – ne gyvybės draudimo įmonės.



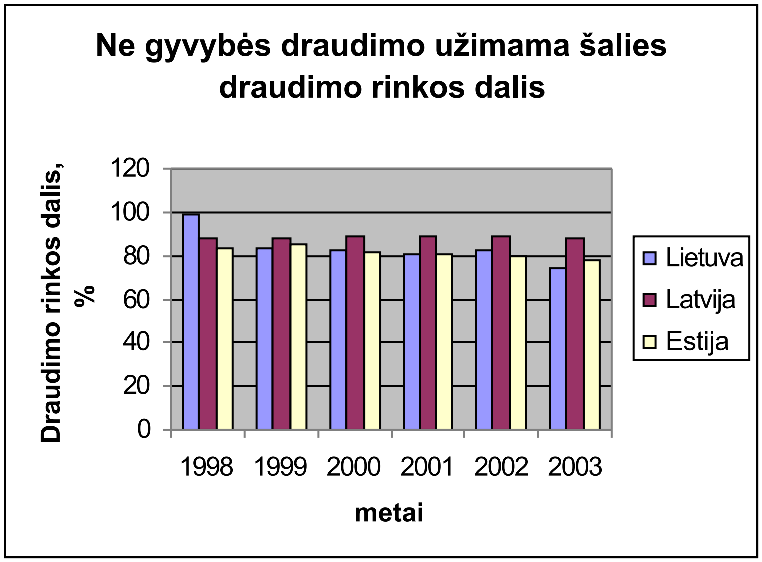
2.2 pav. Draudimo kompanijų skaičiaus kitimas

Lygindami draudimo kompanijų skaičių Lietuvoje, Latvijoje ir Estijoje, matome kad kompanijų skaičiaus augimo tendencijos panašios. 1997 m. turinčių licenzijas užsiimti draudimine veikla įmonių skaičius buvo didžiausias, po to sekė sumažėjimas, o dabar draudimo kompanijų skaičius pamažu nusistovi, geriausias pavyzdys - Estija.

Jeigu palygintume pagal gyvybės ir ne gyvybės draudimo kompanijų skaičių, gautume ta pačią situaciją. Lietuvoje veikia daugiausiai gyvybės ir ne gyvybės draudimu užsiimančių draudimo įmonių. Estijoje abiejų draudimo rūšių kompanijų veikia mažiausiai. Jei Lietuvoje ir Latvijoje ne gyvybės draudimu užsiimančių draudimo kompanijų yra beveik dvigubai daugiau, nei gyvybės veikla užsiimančių draudimo kompanijų, tai Estijoje skirtumas tarp draudimo kompanijų užsiimančių gyvybės ir ne gyvybės draudimu yra mažiausias. Grafikai, iliustruojantys šią situaciją, pateikti prieduose.

Palyginę 2.1.1 skyriuje, nagrinėtą vidutinę draudiminę įmoką, tenkančią vienam šalies gyventojui ir draudimo kompanijų skaičių, pastebime, kad kuo šalyje veikia mažiau draudimo kompanijų, tuo didesnė vidutinė draudimo įmoka, tenkanti vienam šalies gyventojui. Daugiausia draudimo kompanijų turinčioje Lietuvoje, vidutinė draudimo įmoka, tenkanti vienam šalies gyventojui, yra mažiausia, o Estijoje, kur veikia mažiausiai draudimo kompanijų, vidutinė draudiminė įmoka, tenkanti vienam šalies gyventojui, yra didžiausia.

Pagal užimamą draudiminės rinkos dalį galime teigti, kad visose nagrinėjamose šalyse didžiąją rinkos dalį užima ne gyvybės draudimas 2.3 pav. Gyvybės draudimas nėra populiarus, nors Lietuvoje gyvybės draudimo užimama rinkos dalis didėja, priešingai nei Latvijoje. Latvijoje per 6 metus gyvybės draudimo užimama rinkos dalis keitėsi tik dešimtosiomis procento dalimis. Gyvybės draudimo užimamos šalies draudimo rinkos dalies grafikas pateiktas prieduose.



2.3 pav. Ne gyvybės draudimo užimama šalies draudimo rinkos dalis

Ne gyvybės draudimo didžiąją dalį sudaro TPCAD. Plačiau panagrinėsime 2003–ųjų metų situaciją.

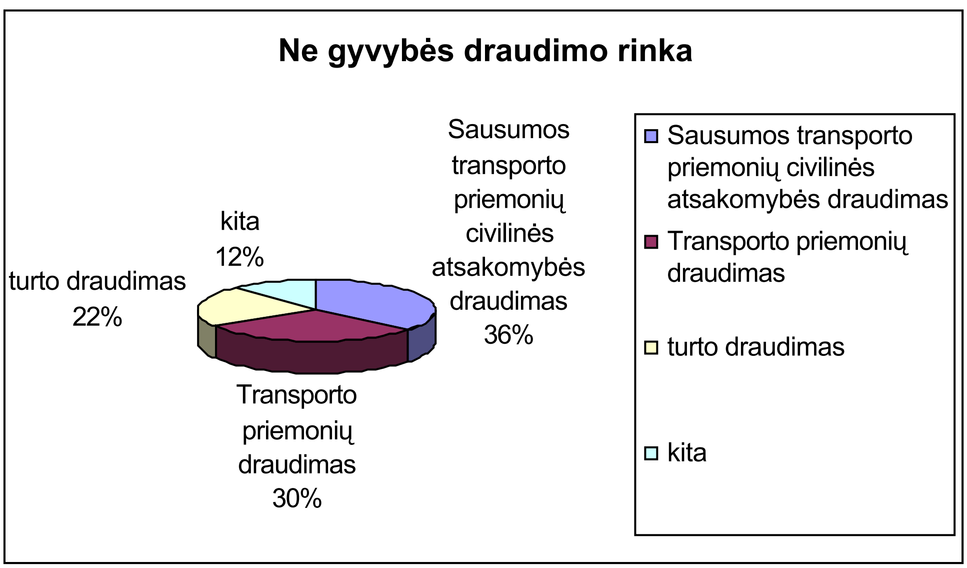
Lietuvoje ne gyvybės draudimo rinka per 2003 metus, lyginant su 2002-aisiais metais, sumažėjo 2.4 proc. Ne gyvybės draudimo rinkos sumažėjimą lėmė 19.7 proc. sumažėjusios Transporto priemonių savininkų ir valdytojų civilinės atsakomybės privalomojo draudimo įmokos.

Didžiąją dalį ne gyvybės draudimo rinkos užima sausumos transporto priemonių civilinės atsakomybės draudimas (33.00 proc.), transporto priemonių draudimas (23.9 proc.) ir turto draudimas (16.9 proc.) 2.4 pav.

2.4 pav. Ne gyvybės draudimo rinka Lietuvoje 2003 m.

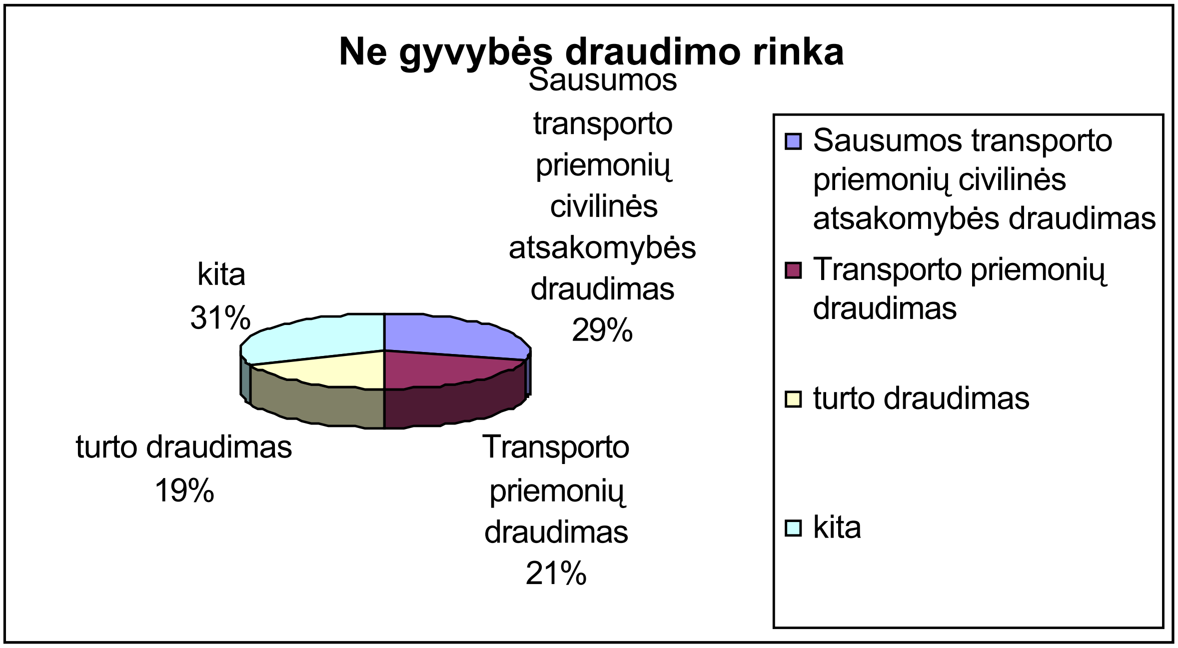
2003 metais daugiausia išmokėta transporto priemonių draudimo išmokų (30.60 proc.), turto draudimo išmokų (29.00 proc.) ir sausumos transporto priemonių civilinės atsakomybės draudimo išmokų (24.10 proc.). Šią situaciją iliustruojanti diagrama pateikta prieduose.

Estijoje taip pat didžiąją dalį ne gyvybės draudimo rinkos užima sausumos transporto priemonių civilinės atsakomybės draudimas (36.00 proc.), transporto priemonių draudimas (30 proc.) ir turto draudimas (22 proc.) 2.5 pav.



2.5 pav. Ne gyvybės draudimo rinka Estijoje 2003 m.

Latvijoje irgi didžiąją dalį ne gyvybės draudimo rinkos užima sausumos transporto priemonių civilinės atsakomybės draudimas (28.80 proc.), transporto priemonių draudimas (21.30 proc.) ir turto draudimas (19.00 proc.) 2.6 pav.



2.6 pav Ne gyvybės draudimo rinka Latvijoje 2003 m.

2.2 LIETUVOS, LATVIJOS IR ESTIJOS TPCAD SUTARČIŲ PROGNOZAVIMAS

TPCAD prognozavimui parinktas todėl, kad nagrinėjamose valstybėse užima didesniąją dalį ne gyvybės draudimo rinkos.

2.2.1 LIETUVOS TPCAD SUTARČIŲ PROGNOZAVIMAS PAPRASTUOJU IR SVERTINIU SLENKAMŲJŲ VIDURKIŲ METODU

Prognozuosime 2004 metų balandžio mėnesio draudimo sutarčių skaičių. Prognozę atliksime paprastuoju ir svertiniu pločio 3 slenkamųjų vidurkių metodu (2.3 lentelė). Svorius imsime lygius 0.2, 0.4 ir 0.4. Toks svorių parinkimas rodo, kad didžiausią įtaką prognozei mūsų manymu turi du paskutiniai mėnesiai.

2.3 lentelė

Prognozavimas paprastuoju ir svertiniu slenkamųjų vidurkių metodu

Data	Sutarčių skaičius	Paprastasis slenkamųjų vidurkių metodas	Prognozės tikslumas	Svertinis slenkamųjų vidurkių metodas	Prognozės tikslumas
2002 balandis	45212	0	0	0	
2002 gegužė	50744	0	0	0	
2002 birželis	44059	0	0	0	
2002 liepa	42672	46672	1,59973334	46964	1,841783056
2002 rugpjūtis	33779	45825	14,5106116	44841	12,23722688
2002 rugsėjis	36269	40170	1,5217801	39392	0,975437824
2002 spalis	48358	37573	11,6309035	36554	13,93438594
2002 lapkritis	38161	39469	0,17099921	40607	0,598095936
2002 gruodis	35824	40929	2,60644284	41861	3,645019876
2003 sausis	69707	40781	83,6713476	39266	92,6678834
2003 vasaris	79235	47897	98,2049352	49845	86,37956122
2003 kovas	243746	61589	3318,12941	66742	3133,055762
2003 balandis	285338	130896	2385,23314	143134	2022,20345
2003 gegužė	79839	202773	1511,27684	227481	2179,804205
2003 birželis	65308	202974	1895,20193	194820	1677,335814
2003 liepa	66717	143495	589,486128	115126	234,3470008
2003 rugpjūtis	122743	70621	271,666814	68778	291,2242811
2003 rugsėjis	73138	84923	13,8878368	88846	24,67286978
2003 spalis	61411	87533	68,2341469	91696	91,7169111
2003 lapkritis	63215	85764	50,8457401	78368	22,96194702
2003 gruodis	68077	65921	0,46468988	64478	1,2952801
2004 sausis	88225	64234	57,5552087	64799	54,8777476
2004 vasaris	98061	73172	61,9445728	75164	52,42817678
2004 kovas	234447	84788	2239,79161	88130	2140,872302
Prognozė balandžiui		140244		150648	
Prognozės tikslumas			126776,348		121390,7514

Prognozuodami pagal slenkamųjų vidurkių metodą, balandžio mėnesio sutarčių skaičių gausime 140244, o pagal svertinį – 150648. Prognozės tikslumas didesnis paprastojo slenkamojo vidurkio metodo 1267763,84>1213907,51. 2004 m. balandį buvo sudaryta 234562 sutarčių, taigi tikrajai reikšmei artimesnė prognozė - svertinių slenkamojo vidurkių metodo, nors paprastojo slenkamųjų vidurkių metodo prognozės tikslumas didesnis.

2.2.2 LATVIJOS TPCAD SUTARČIŲ PROGNOZAVIMAS PAPRASTUOJU IR SVERTINIU SLENKAMŲJŲ VIDURKIŲ METODU

Prognozuosime 2004 metų antrojo ketvirčio draudimo sutarčių skaičių. Prognozę atliksime paprastuoju ir svertiniu pločio 3 slenkamųjų vidurkių metodu (2.4 lentelė). Svorius imsime lygius 0.2, 0.4 ir 0.4. Toks svorių parinkimas rodo, kad didžiausią įtaką prognozei mūsų manymu turi du paskutiniai mėnesiai.

2.4 lentelė

Prognozavimas paprastuoju ir svertiniu slenkamųjų vidurkių metodu

Data	Sutarčių skaičius	Paprastasis slenkamųjų vidurkių metodas	Prognozės tikslumas	Svertinis slenkamųjų vidurkių metodas	Prognozės tikslumas
2001 1 ketvirtis	23725	0	0	0	
2001 2 ketvirtis	46342	0	0	0	
2001 3 ketvirtis	72567	0	0	0	
2001 4 ketvirtis	92528	47545	202,35	52309	161,76
2002 1 ketvirtis	44772	70479	66,08498	75306	93,23496
2002 2 ketvirtis	51865	69956	32,72722	69433	30,86487
2002 3 ketvirtis	81111	63055	32,60191	57160	57,36312
2002 4 ketvirtis	181708	59249	1499,613	62145	1429,536
2003 1 ketvirtis	46400	104895	342,1626	115501	477,4893
2003 2 ketvirtis	68845	103073	117,1556	107465	149,1535
2003 3 ketvirtis	82365	98984	27,62022	82440	0,000557
2003 4 ketvirtis	103123	65870	138,7786	69764	111,2823
2004 1 ketvirtis	40499	84778	196,06	87964	225,2945
Prognozė 2-ajam ketvirčiui		75329		73922	
Prognozės tikslumas			26551,54		27359,79

Prognozuodami pagal slenkamųjų vidurkių metodą, antrąjį ketvirtį sutarčių skaičių gausime 75329, o pagal svertinį –73922. Prognozės tikslumas mažesnis paprastojo slenkamojo vidurkio metodo 2655,154<2735,979. 2004 m. 2-ąjį ketvirtį buvo sudaryta 53982 sutarčių, taigi tikrajai reikšmei artimesnė prognozė - svertinių slenkamojo vidurkių metodo. Taigi galime teigti, kad kuo didesnis prognozės tikslumas, tuo prognozuojama reikšmė artimesnė tikrajam sudarytų sutarčių skaičiui.

2.2.3 ESTIJOS TPCAD SUTARČIŲ PROGNOZAVIMAS PAPRASTUOJU IR SVERTINIU SLENKAMŲJŲ VIDURKIŲ METODU

Prognozuosime 2004 metų pirmojo ketvirčio draudimo sutarčių skaičių. Prognozę atliksime paprastuoju ir svertiniu pločio 3 slenkamųjų vidurkių metodu (2.5 lentelė). Svorius imsime lygius 0.2, 0.4 ir 0.4. Toks svorių parinkimas rodo, kad didžiausią įtaką prognozei mūsų manymu turi du paskutiniai mėnesiai.

2.5 lentelė

Prognozavimas paprastuoju ir svertiniu slenkamųjų vidurkių metodu

Data	Sutarčių skaičius	Paprastasis slenkamųjų vidurkių metodas	Prognozės tikslumas	Svertinis slenkamųjų vidurkių metodas	Prognozės tikslumas
2000 1 ketvirtis	85628	0	0	0	
2000 2 ketvirtis	87866	0	0	0	
2000 3 ketvirtis	85624	0	0	0	
2000 4 ketvirtis	83542	86373	0,801267	86522	0,887802
2001 1 ketvirtis	88528	85677	0,81263	85240	1,081357
2001 2 ketvirtis	86123	85898	0,005063	85953	0,002897
2001 3 ketvirtis	85512	86064	0,030507	86569	0,111683
2001 4 ketvirtis	83579	86721	0,987216	86360	0,773174
2002 1 ketvirtis	90351	85071	2,787488	84861	3,01401
2002 2 ketvirtis	89970	86481	1,217545	86674	1,086098

2002 3 ketvirtis	90432	87967	0,607787	88844	0,252111
2002 4 ketvirtis	89839	90251	0,016974	90231	0,015366
2003 1 ketvirtis	91523	90080	0,208129	90102	0,20181
2003 2 ketvirtis	89237	90598	0,185232	90631	0,194379
2003 3 ketvirtis	90671	90200	7,659838	90272	0,015936
2003 4 ketvirtis	92594	90477	0,801267	90268	0,541121
Prognozė 1-ajam ketvirčiui		90834		91153	
Prognozės tikslumas			16120,94		8177,744

Prognozuodami pagal slenkamųjų vidurkių metodą, pirmąjį ketvirtį sutarčių skaičių gausime 90834, o pagal svertinį – 91153. Prognozės tikslumas didesnis paprastojo slenkamojo vidurkio metodo 16,12094>8,177744. 2004 m. 1-ąjį ketvirtį buvo sudaryta 90292 sutarčių, taigi tikrajai reikšmei artimesnė prognozė - paprastojo slenkamojo vidurkių metodo. Taigi galime teigti, kad kuo didesnis prognozės tikslumas, tuo prognozuojama reikšmė artimesnė tikrajam sudarytų sutarčių skaičiui.

2.2.4 PROGNOZAVIMO REZULTATŲ PALYGINIMAS

Turėdami tikruosius duomenis ir slenkamojo vidurkio paprastojo bei svertinio prognozavimo rezultatus galime palyginti prognozavimo rezultatų tikslumą.

Prognozuodami Lietuvos TPCAD sutarčių skaičių paprastojo ir svertinio slenkamųjų vidurkio metodais, pastebime, kad kuo mažesnis tikslumas, tuo prognozuojama reikšmė artimesnė tikrajam sudarytų sutarčių skaičiui. Taigi galime daryti išvadą, kad šie prognozavimo metodai turimiems duomenims netinka ir net prieštarauja pagrindimiam prognozavimo principui - kuo didesnis tikslumas, tuo prognozuojama reikšmė artimesnė tikrajai.

Prognozuodami Latvijos TPCAD sutarčių skaičių matome, kad kuo didesnis tikslumas, tuo prognozuojama reikšmė artimesnė tikrajam sudarytų sutarčių skaičiui. Tačiau prognozavimo tikslumas vis dar mažas.

Labiausiai šis prognozavimo metodas tinka Estijos TPCAD sutarčių skaičiui prognozuoti. Prognozuojamas ir tikrasis sudarytų sutarčių skaičius skiriasi mažiausiai.

Taigi galime teigti, kad prognozavimas paprastųjų ir svertinių slenkamųjų vidurkių metodais tiksliausias Estijos draudimo sutarčių skaičiui, visiškai netinkamas Lietuvos draudimo skaičiaus prognozavimui (2.6 lentelė).

2.6 lentelė

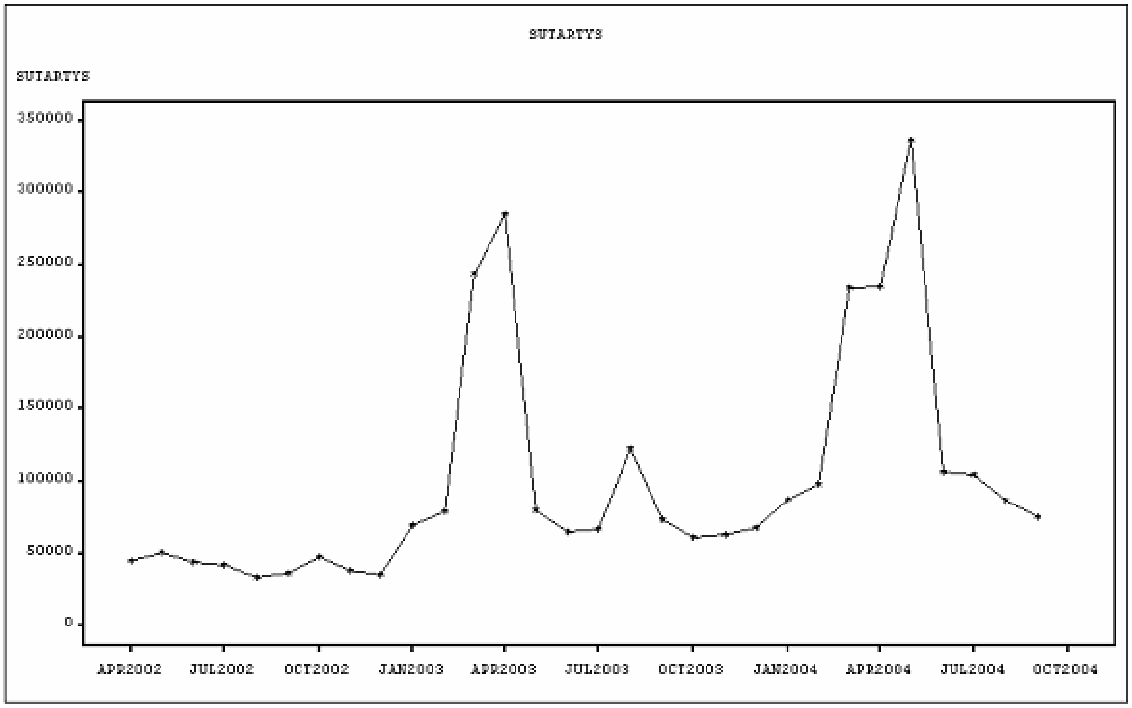
Prognozavimo rezultatų palyginimas

	Prognozuojamas sutarčių skaičius	Sudarytų sutarčių skaičius	Skirtumas
Lietuva	150648	234562	83914
Latvija	73922	53982	19940
Estija	90834	90292	542

2.3 LAIKO EILUČIŲ MODELIO PARINKIMAS

2.3.1 KINTAMOJO *LIETUVA* LAIKO EILUČIŲ MODELIO PARINKIMAS

Pagal turimus TPCAD sutarčių duomenis nuo 2002-ųjų metų balandžio nubraižome grafiką (2.7 pav.). Naudosime duomenis nuo 2002-ųjų metų balandžio iki 2004-ųjų metų rugsėjo mėnesio, paskutinių trijų 2004-ųjų mėnesių į imtį netrauksime, nes kintamajam *lietuva* parinkus laiko eilučių modelį, bus patikrinta ar šios reikšmės patenka į prognozuojamų reikšmių pasikliautinąjį intervalą.



2.7 pav. Lietuvos TPCAD sutarčių pasiskirstymo grafikas

Grafike matome du staigius draudimo sutarčių skaičiaus padidėjimus. Šiems padidėjimams įtakos turi tai, kad TPCAD reikalavimas privalomai apdrausti transporto priemones įsigaliojo nuo 2002 m. balandžio 1 d. Taigi galime tikėtis, kad kiekvienais metais kovo, balandžio mėnesiais bus sudaryta daugiausia draudimo sutarčių.

Tam, kad procesui būtų galima sudaryti laiko eilučių modelį, būtina išsiaiškinti, ar jis nėra grynai atsitiktinis. Tam yra atliekamas hipotezės apie baltąjį triukšmą patikrinimas, kurio rezultatas pateiktas 2.7 lentelėje.

2.7 lentelė

Baltojo triukšmo hipotezės tikrinimas kintamojo *lietuva* procesui

Autocorrelation Check for White Noise

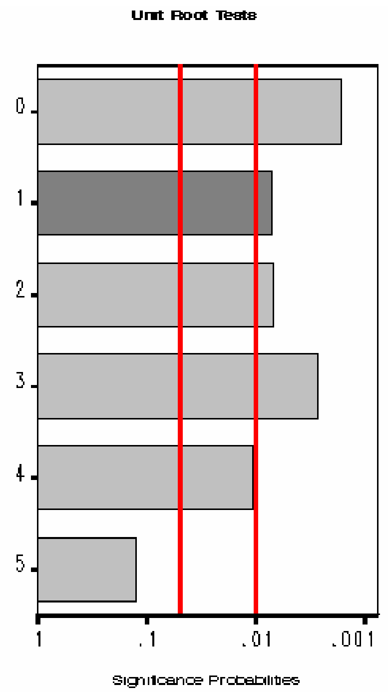
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	14.26	6	0.0269	0.561	0.233	-0.040	-0.085	-0.112	-0.170

Baltojo triukšmo hipotezės tikrinimas atliekamas proceso autokovariacinėms funkcijoms. Kaip matyti iš 2.7 lentelėje pateikiamų rezultatų, apskaičiuota *p*-reikšmė yra 0,0269<0,05, todėl hipotezę apie kintamojo *lietuva* proceso baltąjį triukšmą galima atmesti.

Kitas žingsnis nagrinėjant laiko eilutes – nustatyti laiko eilutės modelio eilę. Tam yra naudojama statistinio paketo SAS/ETS posistemės procedūra ARIMA bei SAS Time Series Viewer ir SAS Time Series Forecasting System.

Laiko eilučių modelio eilės alternatyvų parinkimas atliekamas dviem metodais: mažiausios kanoninės koreliacijos (SCAN) ir išplėstosios imties autokoreliacinės funkcijos (ESACF) metodais. Modelio eilė nustatoma esant reikšmingumo lygmeniui $\alpha = 0{,}05$.

Pirmoji nagrinėjama alternatyva - *(p+d,q)*=(1,0), čia *p* – autoregresijos eilė, *d* – integruotumo eilė. Šiam procesui atlikus Dickey – Fuller'io testą, esant autoregresijos eilei *p*=1 (2.8 pav.), buvo nustatyta, kad procesas yra stacionarus (0,071<0,05). Todėl jam galima pritaikyti AR(1) modelį.



2.8 pav. Dickey – Fuller'io testas *(p+d,q)*=(1,0)

Sudarytam AR(1) modeliui mažiausių kvadratų metodu apskaičiavus parametrų įverčius, atliktas hipotezės apie liekanų baltojo triukšmo procesą patikrinimas (2.8 lentelė).

2.8 lentelė

Baltojo triukšmo hipotezės tikrinimas AR(1) modelio liekanoms

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-------------------	-Autocorrelations-	-----------------			
6	2.23	5	0.8170	0.059	0.017	-0.205	-0.022	-0.022	-0.120
12	4.61	11	0.9486	-0.040	-0.082	0.034	-0.186	0.025	0.073
18	15.80	17	0.5384	0.377	0.116	-0.153	-0.030	-0.085	-0.055
24	17.01	23	0.8088	-0.030	-0.055	-0.025	-0.025	-0.059	-0.008

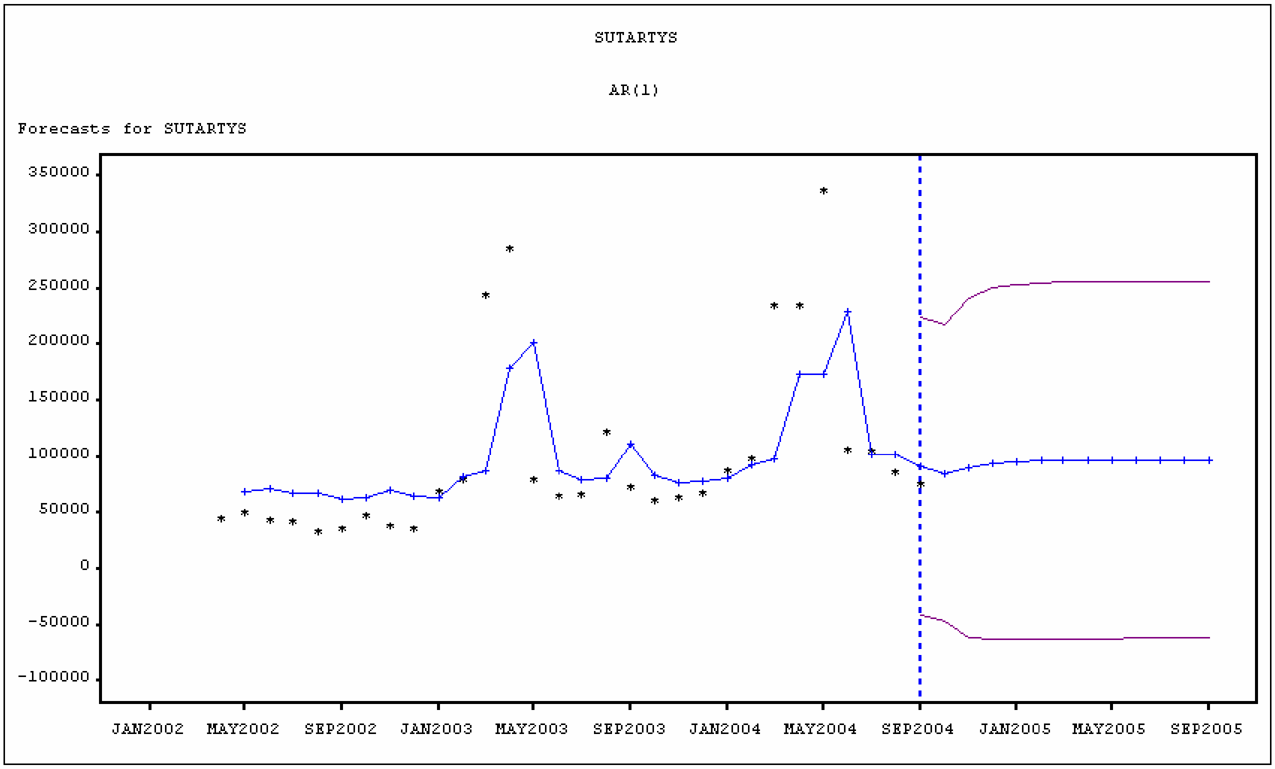
Lentelėje 2.6 pateikti rezultatai rodo, kad sudaryto AR(1) modelio kintamajam *lietuva* liekanos yra grynai atsitiktinės, nes apskaičiuotos *p*-reikšmės visiems suvėlinimams yra didesnės už nustatytą reikšmingumo lygmenį 0,05. Vadinasi sudarytas

modelis kintamajam *lietuva* tinka.

Modelis AR(1):

$$\xi_t = \xi_0 + a_1 \xi_{t-1},$$

čia $\xi_0 = 97559$, $a_1 = 0{,}55464$.



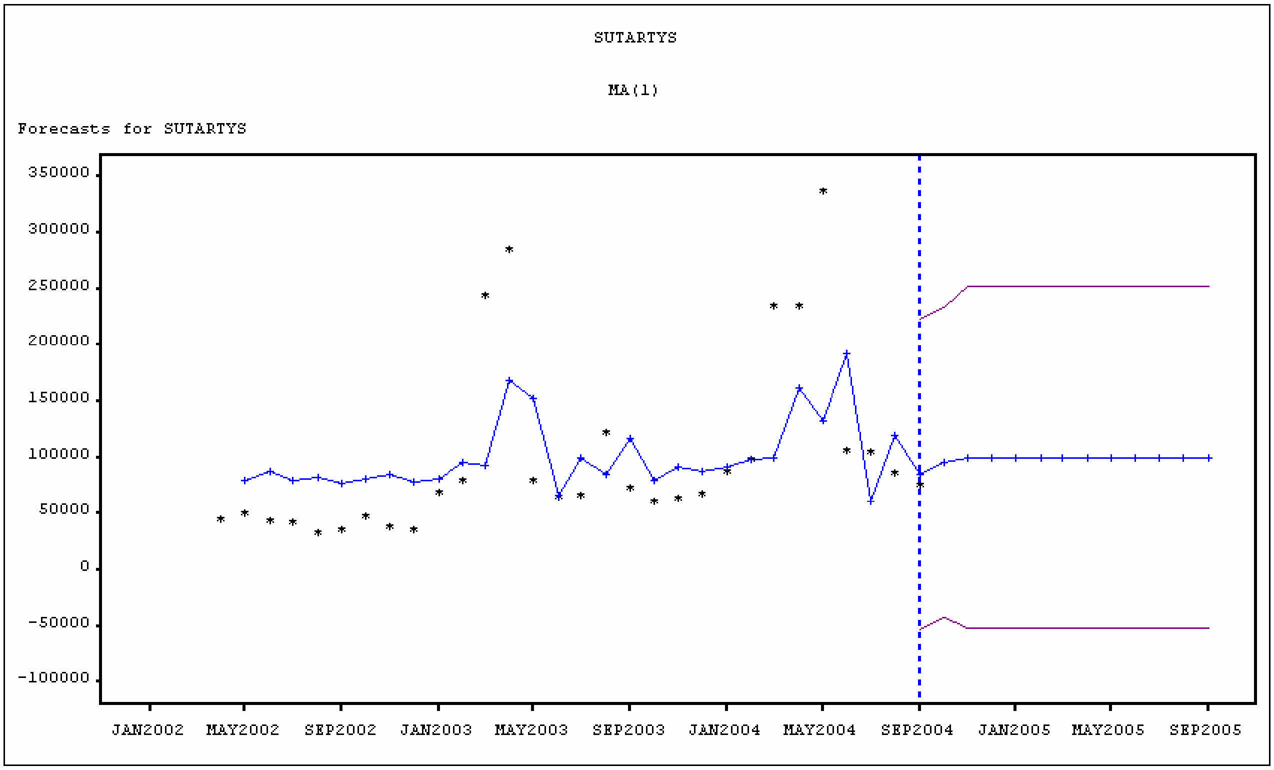
2.9 pav. AR(1) modelio prognozės grafikas

Paveiksle (2.9 pav.) stebėtos reikšmės pažymėtos taškais, o kreivė atspindi jų aproksimaciją modeliu AR(1). AR(1) modelio grafike matyti, kad prognozės pasikliautinasis intervalas labai platus ir visiškai neįvertina kiekvienų metų kovo, balandžio mėnesį išaugančio draudimo sutarčių skaičiaus. Todėl panagrinėsime daugiau prognozavimo modelių.

Modelis MA(1):

$$\xi_t = \xi_0 + a_1 \xi_{t-1},$$

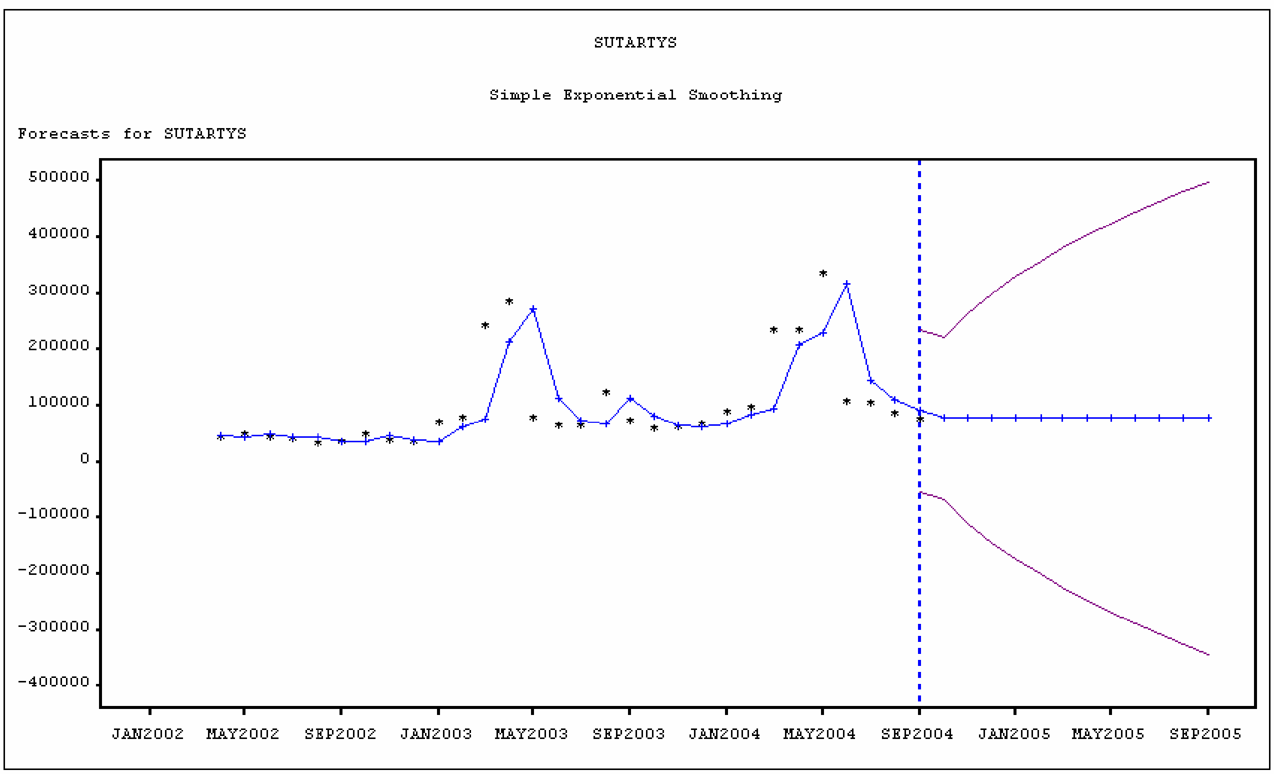
čia $\xi_0 = 99892$, $a_1 = -0{,}45645$.



2.10 pav. MA(1) modelio prognozės grafikas

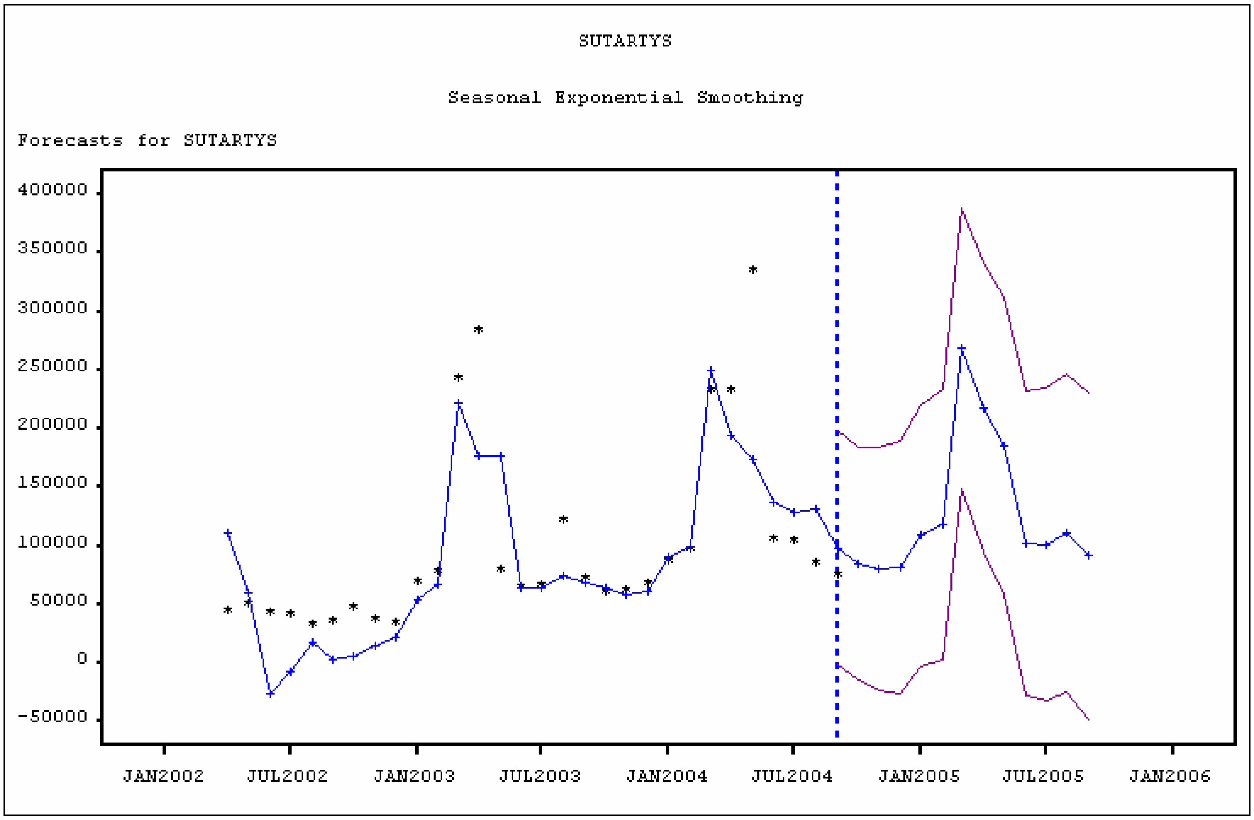
Prognozavimui panaudosime paprastąjį eksponentinį glodinimą:

Matome, kad aproksimacijos kreivė mažiau nutolusi nuo tikrųjų reikšmių (2.11 pav.) lyginant su anksčiau aptartais dviem atvejais (AR(1) ir MA(1)). Tačiau prognozės intervalai vis dar labai netikslūs.

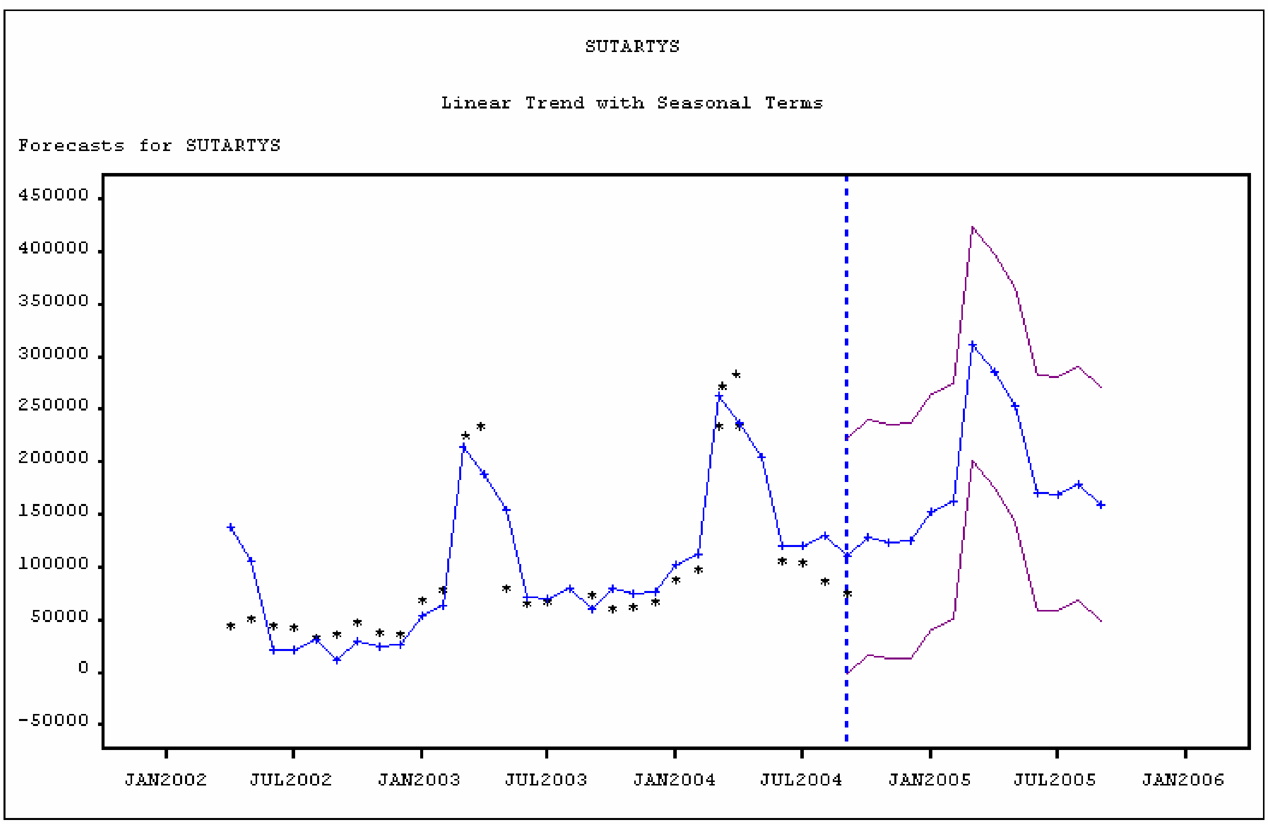


2.11 pav. Paprastasis eksponentinis glodinimas

Kadangi matome sezoniškumą, taikysime metous, įvertinančius sezoniškumą.

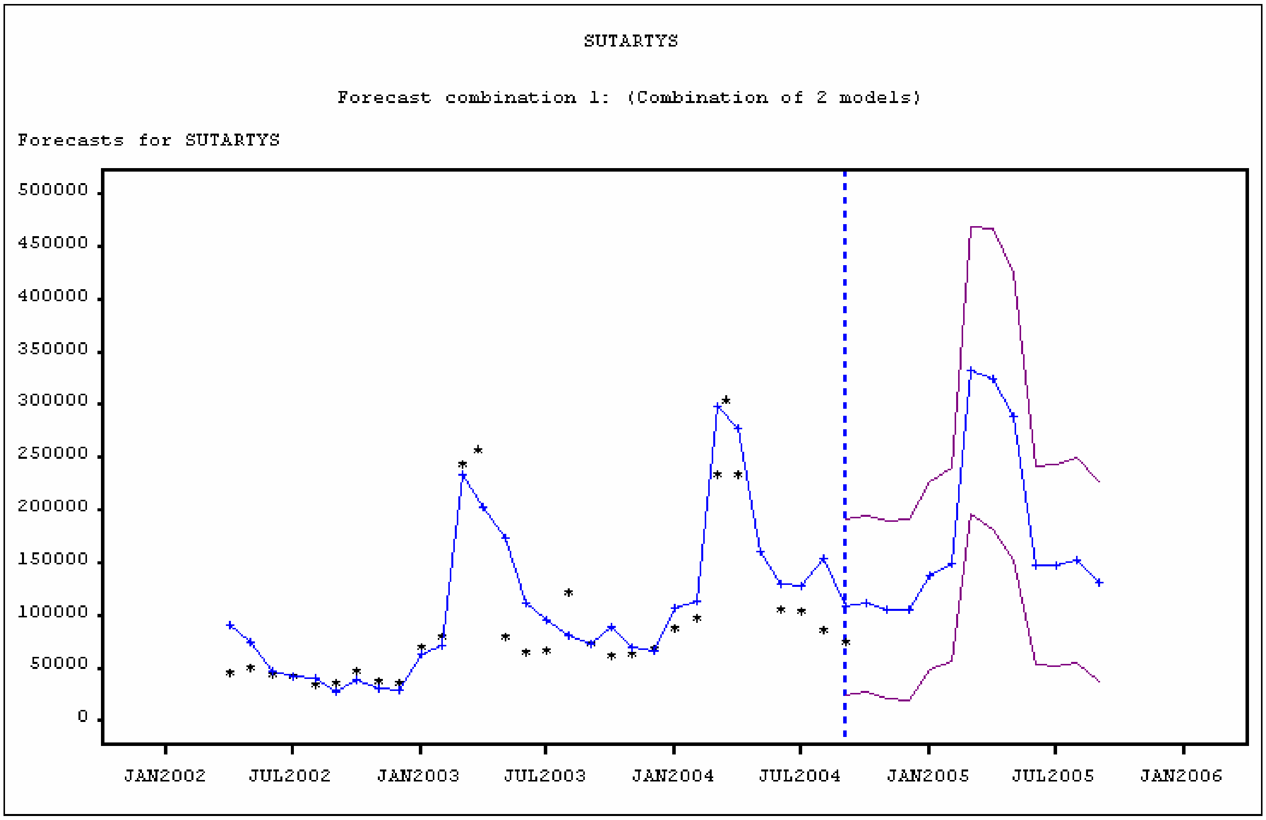


2.12 pav. Sezoninis eksponentinis glodinimas



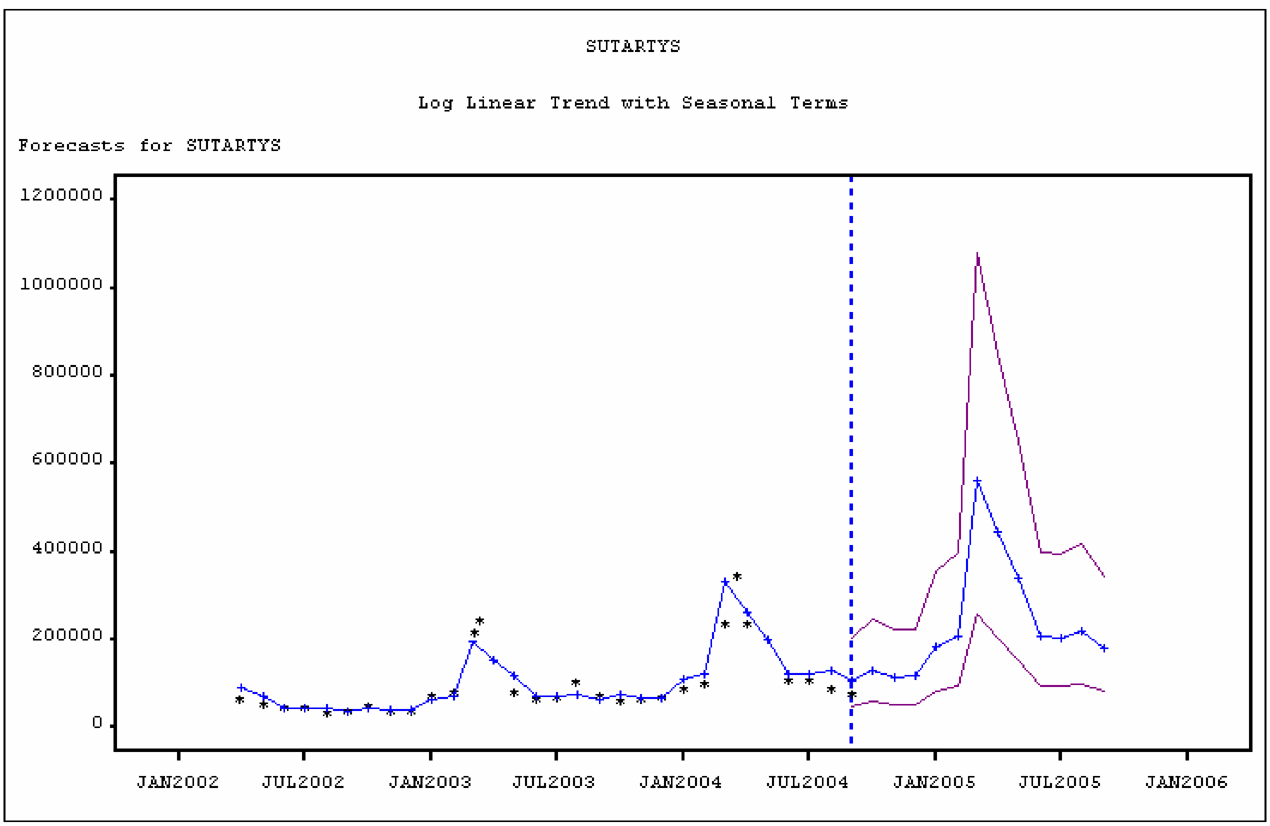
2.13 pav. Tiesinis trendas su sezoniniais svyravimais

Pasinaudosime SAS galimybe sukurti prognazavimo modelių kombinacijas. Panaudosime Winterio multiplikatyvinį (grafikas prieduose) ir tiesinio trendo su sezoniškumo įvertinimais modelius.



2.14 pav. Winterio multiplikatyvinio ir tiesinio trendo su sezoniniais svyravimais kompozicija

Logaritminis tiesinio trendo su sezoniniais įverčiais modelis.



2.15 pav. Logaritminis tiesinis trendas su sezoniniais svyravimais

2.9 lentelė

Prognozavimo metodų paklaidų palyginimas

Metodas	Vidutinė absoliutinė paklaida	Vidutinė procentinė paklaida
AR(1)	44595,1	45,09
MA(1)	50255,3	55,54
Paprastasis eksponentinis glodinimas	43,292,6	38,91
Sezoninis eksponentinis glodinimas	33016,5	41,7
Winterio multiplikatyvinis metodas	38484,8	37,49
Tiesinis trendas su sezoniniais svyravimais	29929	36,79
Tiesinio trendo su sezoniniais svyravimais ir Winterio multiplikatyvinio metodo kompozicija	31241,8	31,48
Logaritminis tiesinis trendas su sezoniniais svyravimais	27280,1	23,32

Paprastasis logaritminis eksponentinis glodinimas	42064,6	41,69
Brauno eksponentinis glodinimas	55946,1	58,01

Anksčiau nepaminėtų prognozavimo metodų grafikus rasime prieduose.

Palyginę prognozavimo metodus pagal vidutinę absoliutinę ir vidutinę procentinę paklaidą matome (2.9 lentelė), kad mažiausios prognozavimo paklaidos logaritminio tiesinio trendo su sezoniniais svyravimais.

Logaritminio tiesinio trendo su sezoniniais svyravimais lygtis:

$$\ln \xi = \ln \xi_0 + a_1 \cdot \text{trendo kintamasis} + \ln \text{sezoniškumo indeksas}$$

čia $\ln \xi_0 = 10{,}14928$, $a_1 = 0{,}04387$.

Palyginsime tikrąsias reikšmes ir logaritminiu tiesinio trendo su sezoniniais svyravimais prognozavimo metodu apskaičiuotas reikšmes (2.10 lentelė):

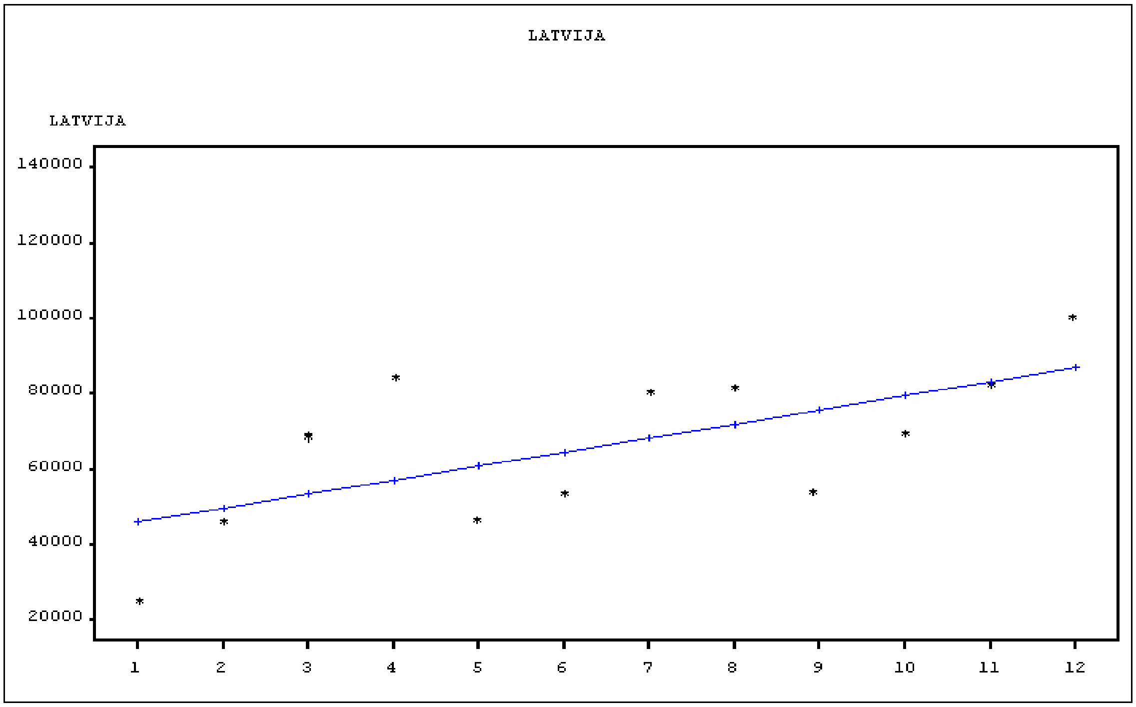
2.10 lentelė

Tikrųjų ir prognozuotų reikšmių palyginimas

Data	Tikroji reikšmė	Prognozė	Sezoniškumo indeksas, ln
2004 m. spalis	75256	120027	0,18623
2004 m. lapkritis	73041	108178	0,03842

2.3.2 KINTAMOJO *LATVIJA* LAIKO EILUČIŲ MODELIO PARINKIMAS

Prognozę atliksime pagal 2001-2003-ųjų metų TPCAD sutarčių skaičių ketvirčiais. Prognozuosime 2004-ųjų m. pirmojo ketvirčio draudimo sutarčių skaičių ir prognozes palyginsime su jau žinomu sudarytu sutarčių skaičiumi. Prognozavimui naudosime tiesinį trendą.

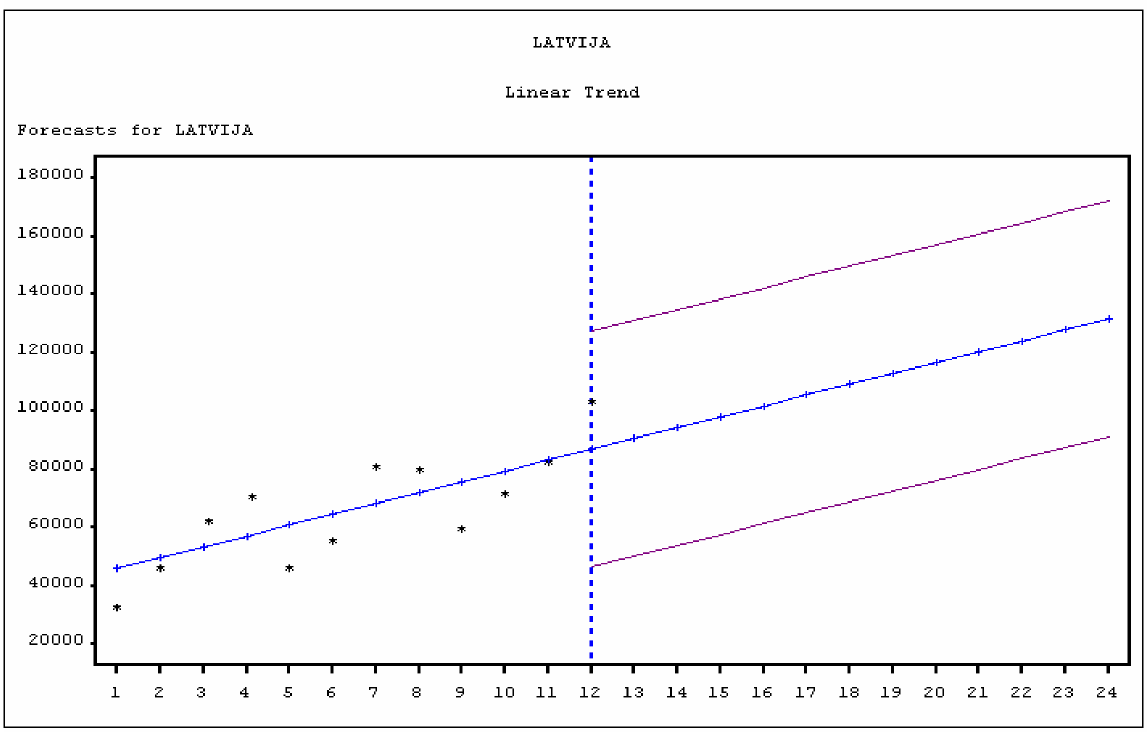


2.16 pav. Latvijos TPCAD sutarčių pasiskirstymo grafikas

Tiesinio trendo lygtis:

$$\xi_t = \xi_0 + a_1 \xi_{t-1},$$

čia $\xi_0 = 42303$, $a_1 = 3727$.



2.17 pav. Draudimo sutarčių prognozė tiesinio trendo atveju

Palyginsime sudarytą ir prognozuojamą sutarčių skaičių (2.11 lentelė):

2.11 lentelė

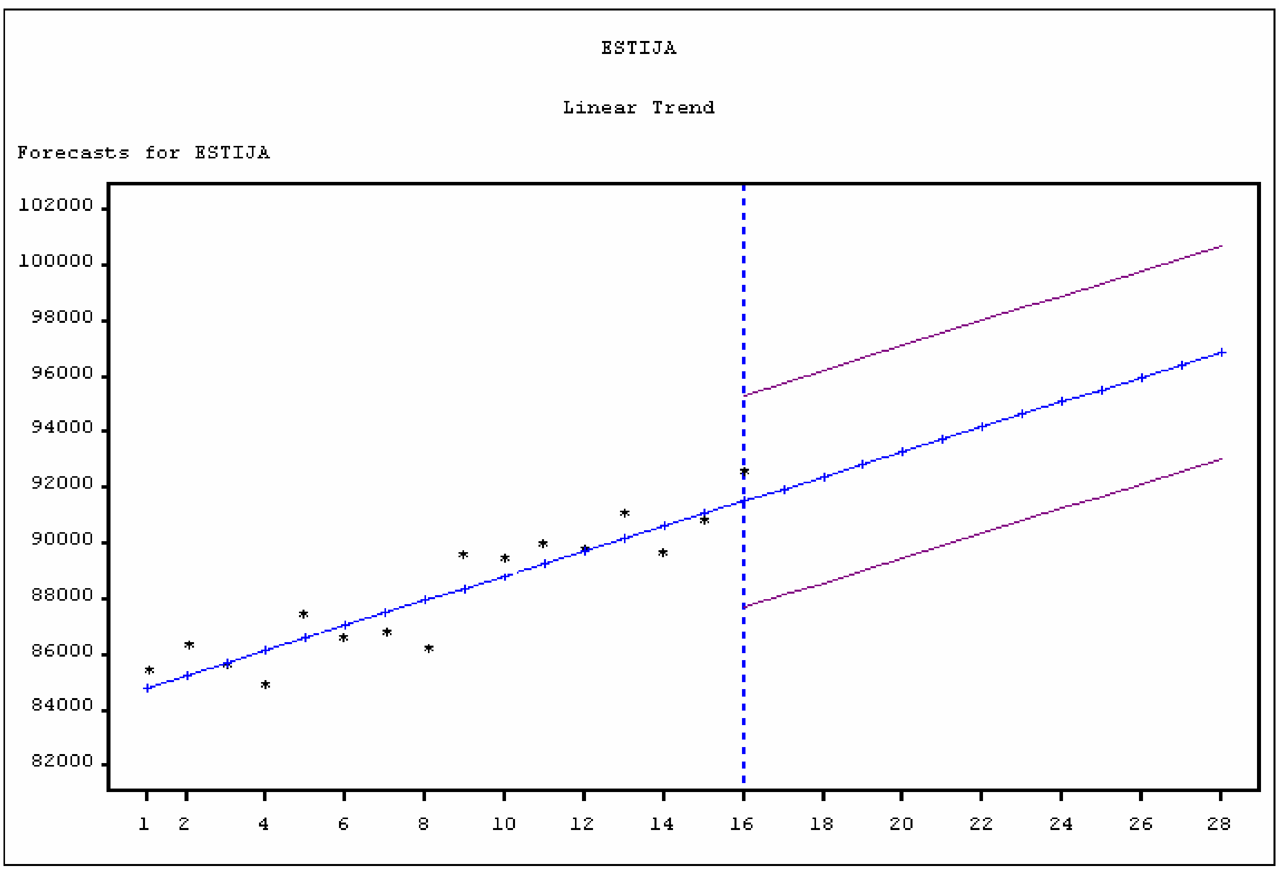
Tikrųjų ir prognozuotų reikšmių palyginimas

Prognozavimo metodas	Sudarytas sutarčių skaičius	Prognozuojamas sutarčių skaičius	Vidutinė procentinė paklaida
Tiesinis trendas	40499	90755	29,3157
Logaritminis tiesinis trendas	40499	103038	29,5169
Holto eksponentinis glodinimas	40499	92544	32,8857

Logaritminio tiesinio trendo ir Holto eksponentini glodinimo grafikus rasite prieduose.

2.3.3 KINTAMOJO *ESTIJA* PROGNOZAVIMO MODELIO PARINKIMAS

Prognozuosime pagal 2000-2003 m. TPCAD sutarčių skaičių ketvirčiais. Prognozes palyginsime su 2004-ųjų metų pirmojo ketvirčio draudimo sutarčių skaičiumi. Taikysime tiesinį trendą.



2.18 pav. Tiesinio trendo prognozės grafikas

Tiesinio trendo lygtis:

$$\xi_t = \xi_0 + a_1 \xi_{t-1},$$

čia $\xi_0 = 84396$, $a_1 = 446{,}16912$.

Palyginsime sudarytą ir prognozuojamą sutarčių skaičių (2.12 lentelė):

2.12 lentelė

Tikrųjų ir prognozuotų reikšmių palyginimas

Prognozavimo metodas	Sudarytas sutarčių skaičius	Prognozuojamas sutarčių skaičius	Vidutinė procentinė paklaida
Tiesinis trendas	**90292**	**91981**	**1,70894**
Holto eksponentinis glodinimas	**90292**	**92176**	**1,74834**

Holto eksponentinio glodinimo grafiką rasite prieduose.

IŠVADOS

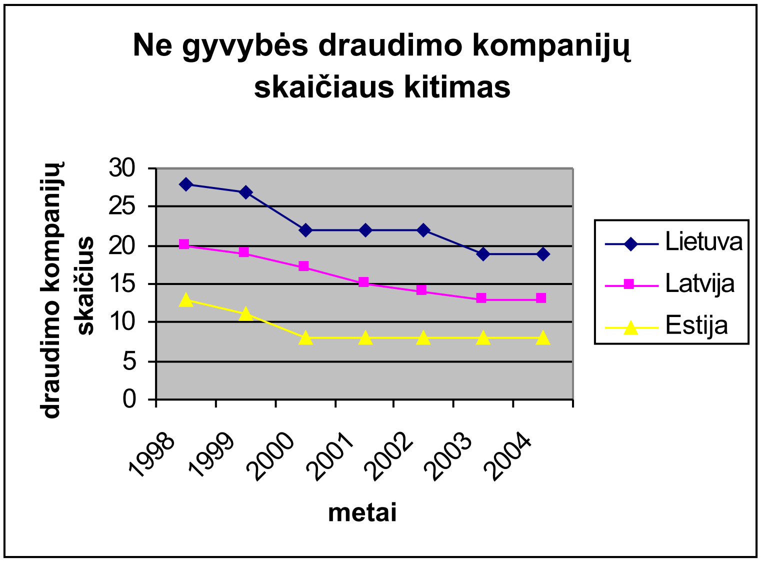
Susipažinus su Estijos ir Latvijos draudimo rinkomis ir palyginus su Lietuvos draudimo rinka, gauti tokie rezultatai:

1. Palyginus trijų valstybių draudimo rinkas pagal draudimo kompanijų skaičių, vidutinę draudimo įmoką vienam šalies gyventojui, gyvybės ir ne gyvybės draudimo užimamą draudimo rinkos dalį nustatyta, kad labiausiai nusistovėjusi ir stabiliausia draudimo rinka – Estijoje.
2. Paprastojo ir svertinio slenkamųjų vidurkių prognozavimo metodai tiksliausiai prognozuoja Estijos TPCAD sutarčių skaičių.
3. Kiekvienam kintamajam buvo parinkti keli prognozavimo modeliai, iš kurių įvertinus paklaidų dydį atrinktas geriausiai atitinkantis stebėjimus: kintamajam *lietuva*: logaritminis tiesinis trendas su sezoniniais svyravimais, kintamiesiems *latvija* ir *estija:* tiesinis trendas.
4. Pagal parinktus prognozavimo modelius atliktas TPCAD sutarčių prognozavimas.
5. Gautos prognozės, palygintos su 2004-ųjų metų duomenimis ir nustatyta, kad prognozuojami duomenys artimi tikriesiems duomenims.

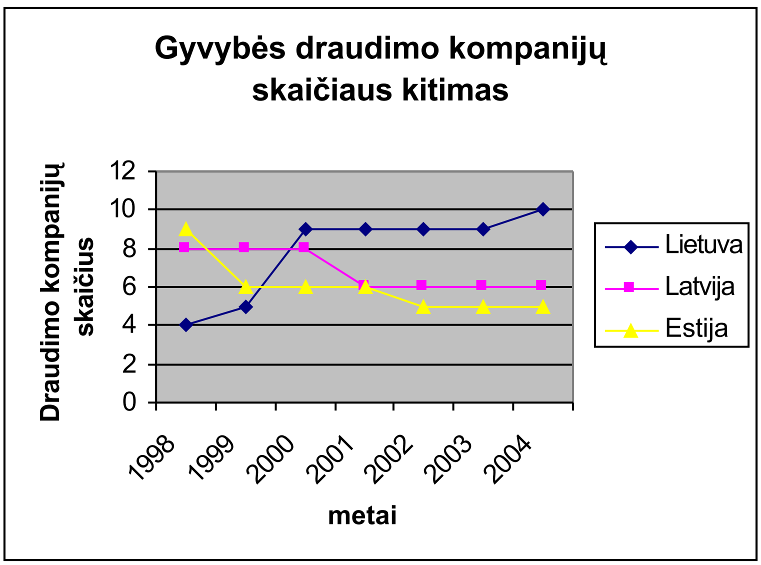
LITERATŪROS SĄRAŠAS

1. V. Čekanavičius, G. Murauskas. Statistika ir jos taikymai, I. Vilnius: TEV, 2001. – 239 p.
2. V. Čekanavičius, G. Murauskas. Statistika ir jos taikymai, II. Vilnius: TEV, 2002. – 271 p.
3. V.Sakalauskas. Duomenų analizė su "Statistica", Vilnius: Margi raštai, 2003, 235p.
4. N. Kligienė. Įvadas į atsitiktinių sekų statistinę analizę, Vilnius, Technika, 1998. – 138 psl.
5. J.Rebecca J. Elliott – Learning SAS in the Computer Lab, Duxbury Press, 1995. – 175p.
6. J.Čepinskis, D.Raškinis ir kiti. Draudimas, Kaunas, Pasaulio lietuvių kultūros, mokslo ir švietimo centras, 1999. - 460 p.
7. www.dpt.lt
8. www.fi.ee
9. www.fktk.lv

1 PRIEDAS. GYVYBĖS IR NE GYVYBĖS DRAUDIMO VEIKLA UŽSIIMANČIŲ KOMPANIJŲ SKAIČIAUS PALYGINIMAS

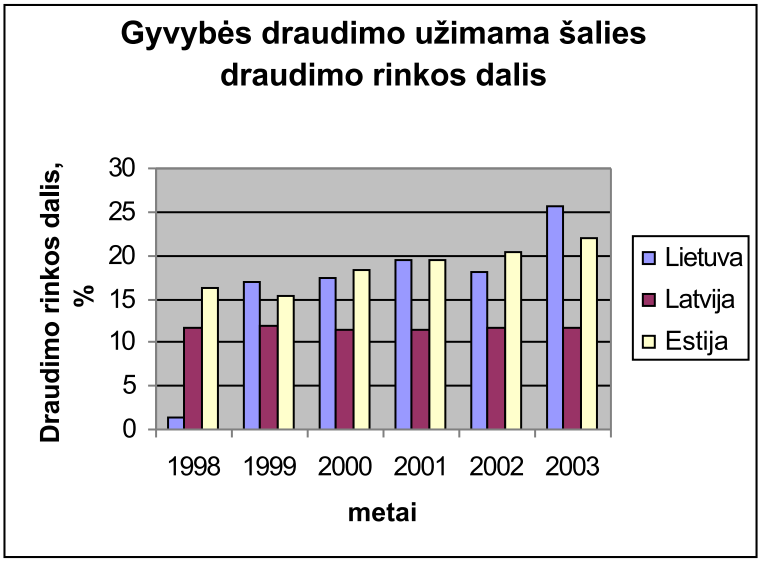


1.1 **pav. Ne gyvybės draudimu užsiimančių draudimo kompanijų skaičiaus kitimas**

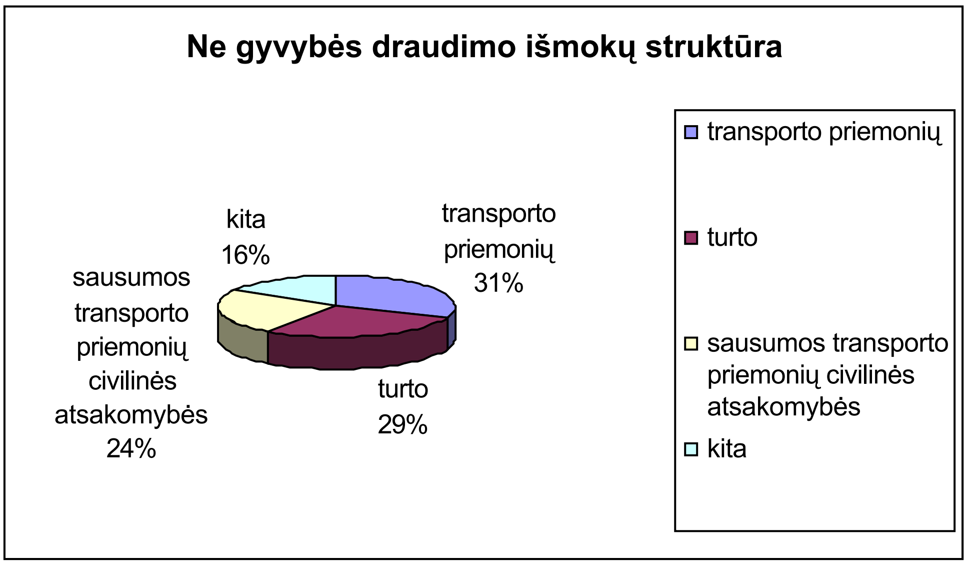


1.2 pav. Gyvybės draudimu užsiimančių draudimo kompanijų skaičiaus kitimas

2 PRIEDAS. GYVYBĖS DRAUDIMO UŽIMAMA ŠALIES DRAUDIMO RINKOS DALIS

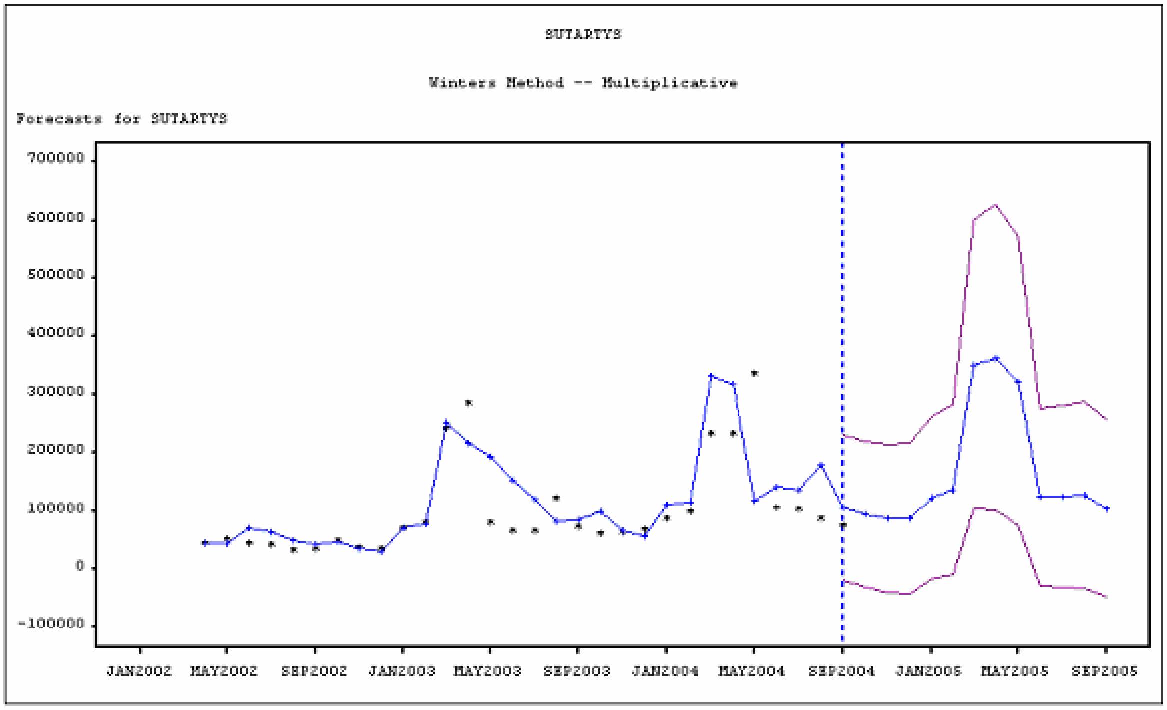


2.1 **pav. Gyvybės draudimo užimama šalies draudimo rinkos dalis**

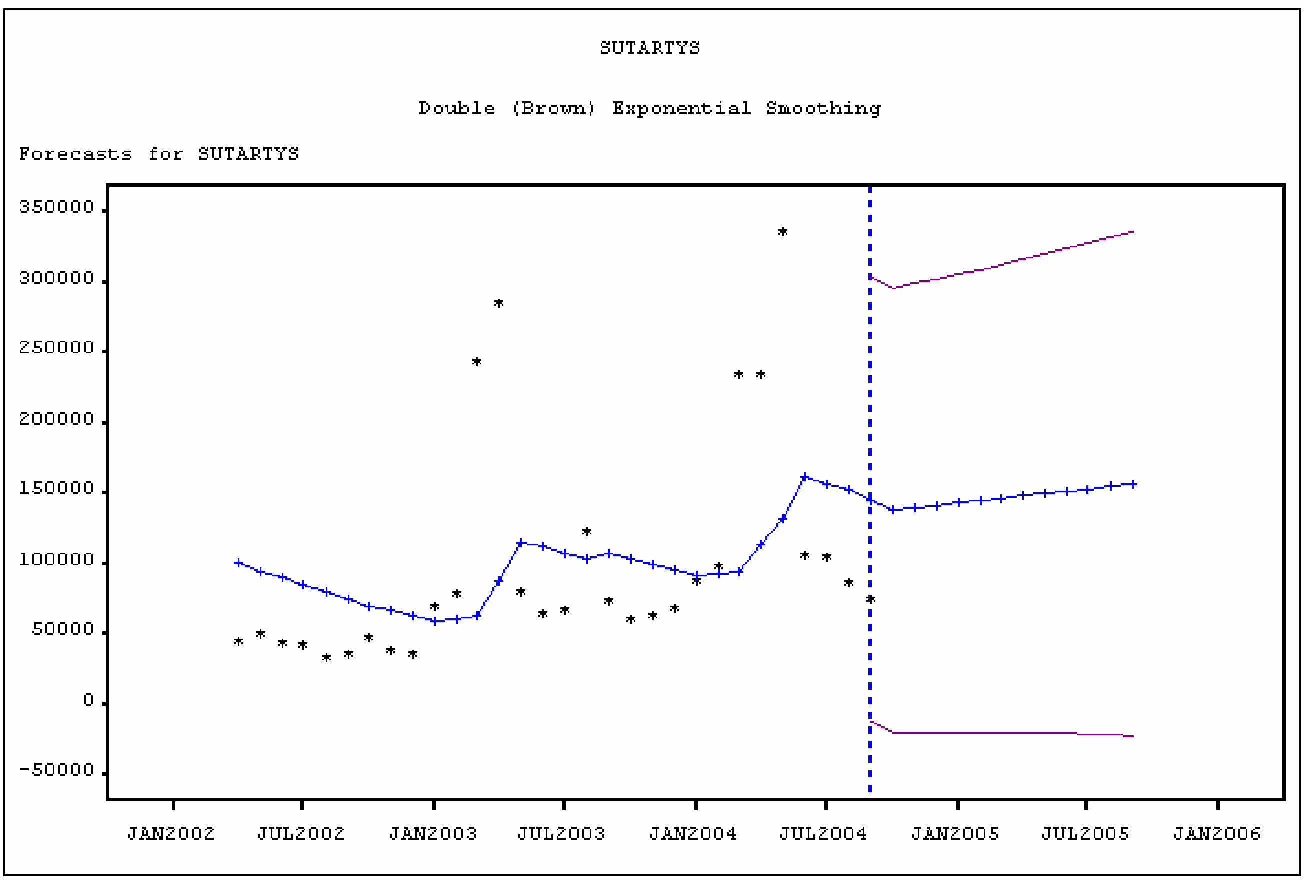


2.2 pav**. Ne gyvybės draudimo išmokų struktūra Lietuvoje 2003 m.**

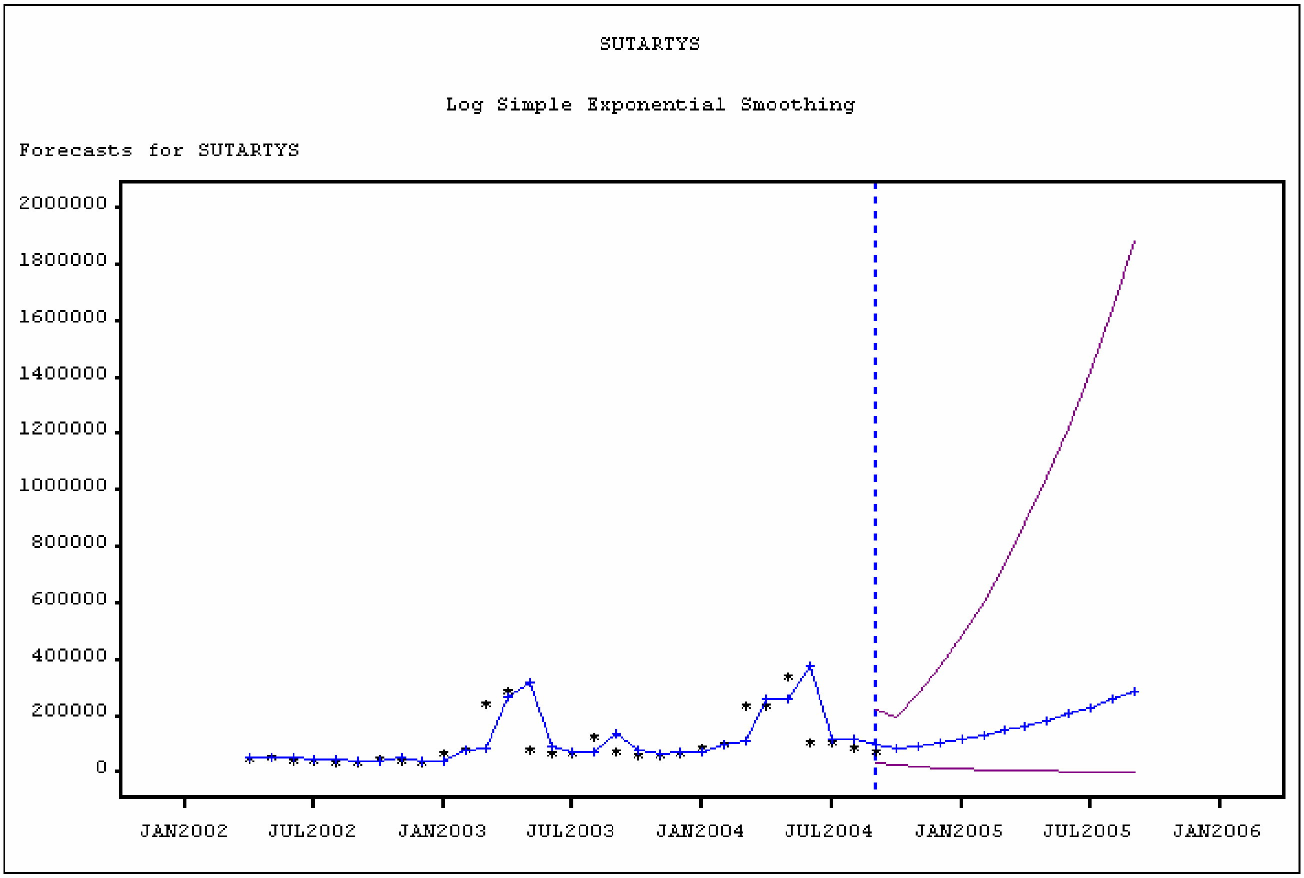
3 PRIEDAS. PROGNOZAVIMO MODELIAI KINTAMAJAM *LIETUVA*



3.1 pav. Winterio multiplikatyvinio metodo prognozės

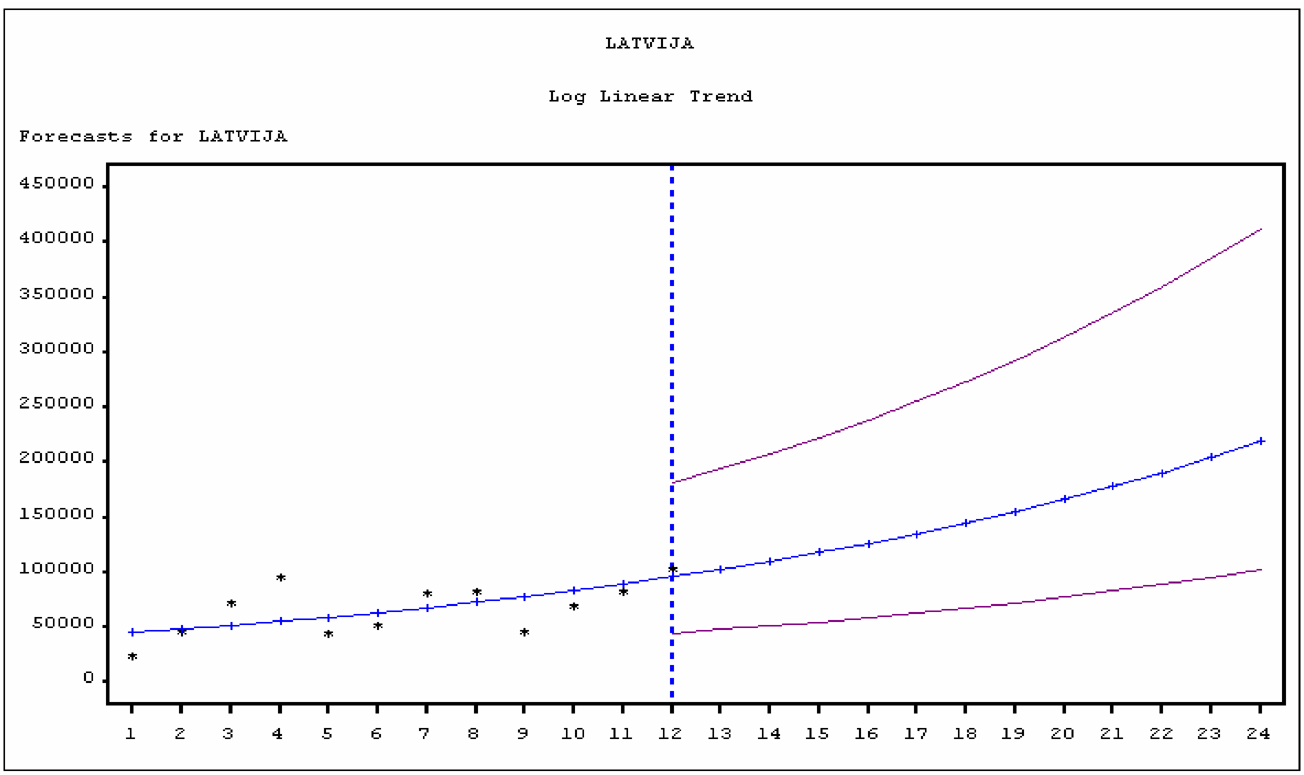


3.2 pav. Brauno eksponentinis glodinimas

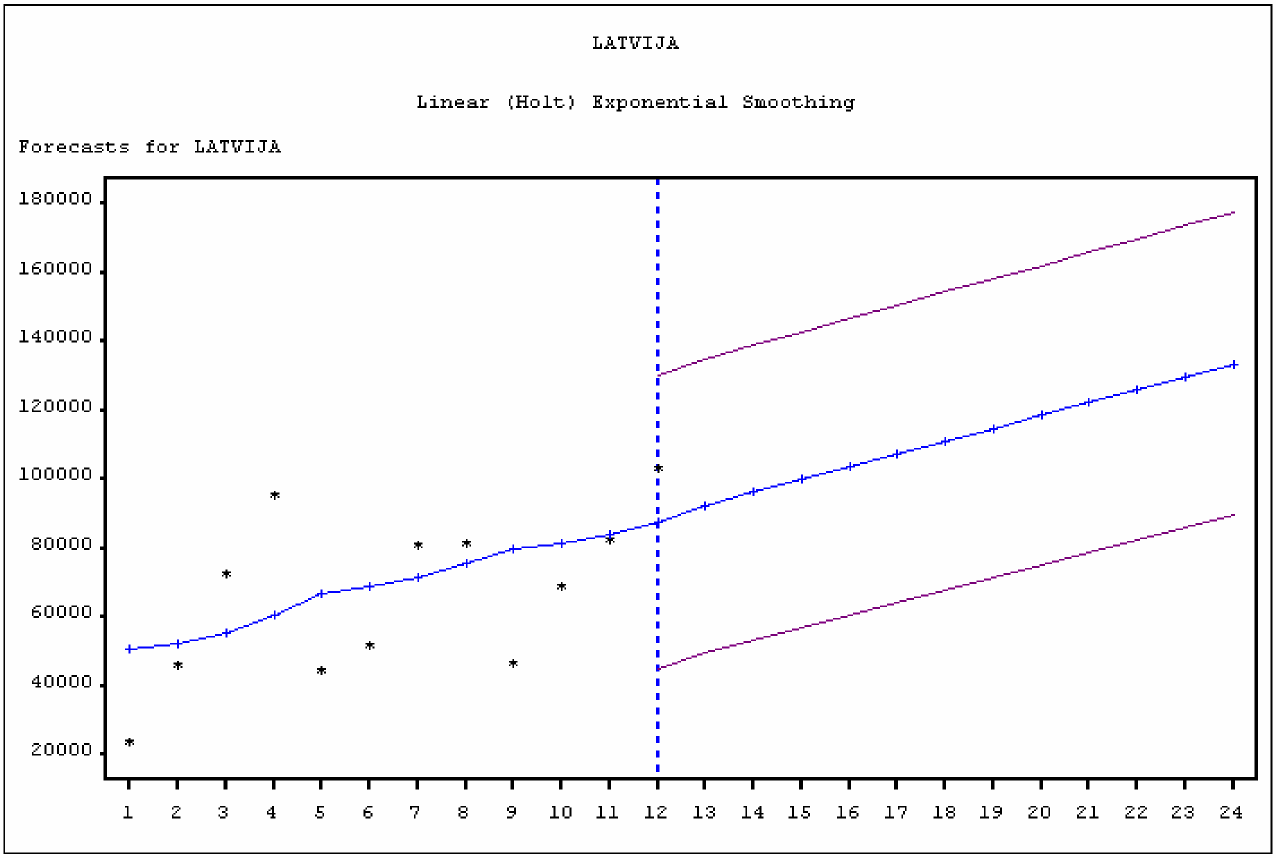


3.3 pav. Logaritminis paprastasis eksponentinis glodinimas

4 PRIEDAS. PROGNOZAVIMO MODELIAI KINTAMAJAM *LATVIJA*

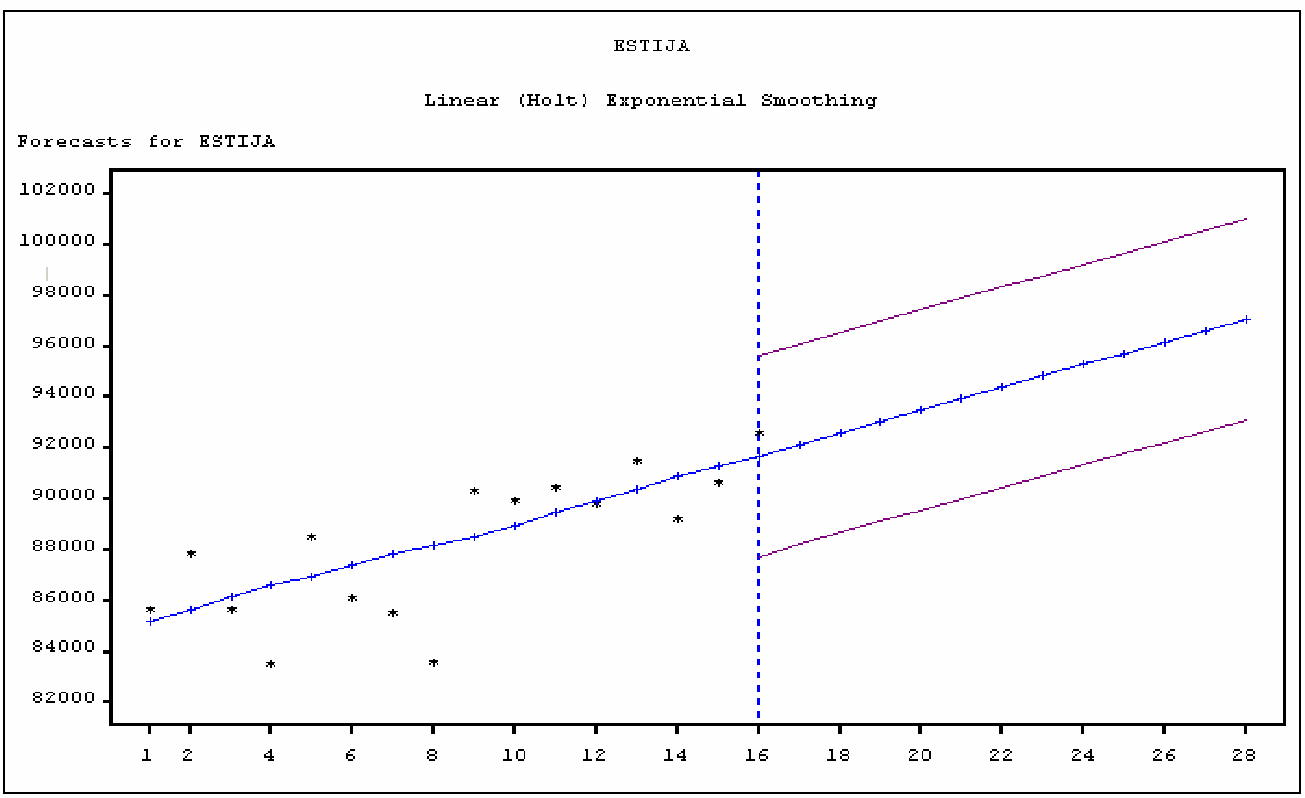


4.1 **pav. Logaritminis tiesinis trendas**



4.2 **pav. Holto eksponentinis glodinimas**

5 PRIEDAS. PROGNOZAVIMO MODELIAI KINTAMAJAM *ESTIJA*



5.1 pav. Holto eksponentinio glodinimo grafikas

6 PRIEDAS. LAIKO EILUČIŲ MODELIO KINTAMAJAM *LIETUVA* SUDARYMAS

```
data salys1;
input metai lietuva; /*Kintamuju ivedimas*/
cards;

200204 45212
200205 50744
200206 44059
200207 42672
200208 33779
200209 36269
200210 48358
200211 38161
200212 35824
200301 69707
200302 79235
200303 243746
200304 285338
200305 79839
200306 65308
200307 66717
200308 122743
200309 73138
200310 61411
200311 63215
200312 68077
200401 88225
200402 98061
200403 234447
200404 234562
200405 336556
200406 106789
200407 104872
200408 86696
200409 75570
;
run;

proc univariate data=salys1;
var lietuva;
run;

proc arima data=salys1; /*Procedura ARIMA kintamajam lietuva*/
identify var=lietuva scan esacf alpha=0.05; /*modelio eiles nustatymas*/
identify var=lietuva; /* MA(1) vertinimas*/
estimate p=1 q=0 method=uls;
identity var=lietuva; /* AR(1) vertinimas*/
estimate p=0 q=1 method=uls;
run;
quit;
```