



**KAUNO TECHNOLOGIJOS UNIVERSITETAS  
MATEMATIKOS IR GAMTOS MOKSLŲ FAKULTETAS  
TAIKOMOSIOS MATEMATIKOS KATEDRA**

**Eglė Ruigienė**

**KAUNO KOMUNALINIŲ ATLIEKŲ KIEKIO  
ANALIZĖ IR PROGNOZAVIMAS**

Magistro darbas

**Vadovas  
doc. dr. T. Ruzgas**

**KAUNAS, 2014**



**KAUNO TECHNOLOGIJOS UNIVERSITETAS**  
**MATEMATIKOS IR GAMTOS MOKSLŲ FAKULTETAS**  
**TAIKOMOSIOS MATEMATIKOS KATEDRA**

**TVIRTINU**  
**Katedros vedėjas**  
**doc. dr. N. Listopadskis**

**KAUNO KOMUNALINIŲ ATLIEKŲ KIEKIO**  
**ANALIZĖ IR PROGNOZAVIMAS**

Taikomosios matematikos magistro baigiamasis darbas

**Vadovas**  
**doc. dr. T. Ruzgas**  
**2014 06 01**

**Recenzentas**  
**doc.dr. J.Židanavičiūtė**  
**2014 06 01**

**Atliko**  
**FMMM-2 gr. stud.**  
**E. Ruigienė**  
**2014 05 30**

**KAUNAS, 2014**

**KVALIFIKACINĖ KOMISIJA**

- Pirmininkas:** Juozas Augutis, Vytauto Didžiojo universiteto Matematikos ir statistikos katedros profesorius (VDU)
- Sekretorius:** Eimutis Valakevičius, Matematinio modeliavimo katedros profesorius (KTU)
- Nariai:** Arūnas Barauskas, dr., direktoriaus pavaduotojas (UAB „Danet Baltic“)  
Vytautas Janilionis, Taikomosios matematikos katedros docentas (KTU)  
Zenonas Navickas, Taikomosios matematikos katedros profesorius (KTU)  
Jonas Valantinas, Taikomosios matematikos katedros profesorius (KTU)  
Kristina Šutienė, Matematinio modeliavimo katedros docentė (KTU)

**Ruigiene E. Forecasting and analysis of Kaunas municipal solid waste: Master's work in applied mathematics / supervisor dr. T. Ruzgas; Department of Applied mathematics, Faculty of Mathematics and Natural Sciences, Kaunas University of Technology. – Kaunas; 2014. – 45 p.**

## **SUMMARY**

The time series forecasting is widely applied in all over the world and in many various ranges. The main aim of this master's work – to compose the forecasting model of Kaunas municipal waste by using exogenous variables. According the data of 2000-2009 year was made prediction for two years forward. These forecasts was made by using four different forecasting models, those are: Autoregressive integrated moving average, Seasonal Dummy model was used with exogenous variables included, such as consumable goods and services price difference, unemployment level, minimal wage per hour. After many countings, analyses with statistical program SAS, and data researches was identified, that the best model for Kaunas municipal waste forecasting was Seasonal Dummy model was used with exogenous variables included, such as consumable goods and services price difference. This master's work might be useful in national projects to reduce the pollution or help to concentrate in forecasts which will help consider what new vacancies can be created to plan further moves to research and develop environmental-friendly questions.

**Ruigienė E. Kauno komunalinių atliekų kiekio analizė ir prognozavimas: Taikomosios matematikos magistro darbas / vadovas doc. dr. dr. T. Ruzgas; Taikomosios matematikos katedra, Matematikos ir gamtos mokslų fakultetas, Kauno Technologijos Universitetas. – Kaunas, 2014. – 45 p.**

## **SANTRAUKA**

Laiko eilučių prognozavimas yra plačiai taikomas visame pasaulyje ir įvairiose srityse. Pagrindinis šio magistro darbo tikslas - sudaryti Kauno komunalinių atliekų prognozavimo modelį, naudojant išorinius kintamuosius. 2000-2009 metų duomenims sudarytos prognozės. Šios prognozės buvo gautos naudojant keturis skirtingus prognozavimo modelius: ARIMA, sezoninius fiktyvių kintamųjų modelius, įtraukiančius nedarbo lygį, minimalų valandinį atlygį bei vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokytį. Po daugelio gautų skaičiavimų, analizių su statistikos programa SAS, ir duomenų tyrimų nustatyta, kad geriausias modelis Kauno komunalinių atliekų prognozavimo buvo į modelį įtraukiant vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokytį. Baigiamasis magistro darbas gali būti naudingas nacionalinio lygio projektuose sprendžiant taršos mažinimo problemą arba padėti supaprastinti prognozes, kurios padės nuspręsti, kokias darbo vietas reikia kurti siekiant planuoti tolesnius žingsnius mokslinių tyrimų plėtojimui ir vystyti ekologijos klausimus, modernizuojant susijusius objektus, siekiant kiek įmanoma mažesnio poveikio aplinkai ir geresnio atliekų apdorojimo efektyvumo.

## TURINYS

ĮVADAS.....	9
1. BENDROJI DALIS.....	10
1.1. LAIKO EILUTĖS.....	10
1.2. SEZONINIAI SVYRAVIMAI.....	10
1.3. PROGNOZAVIMO METODAI .....	11
1.3.1. AUTOREGRESINIS INTEGRUOTAS SLENKAMŪJŲ VIDURKIŲ METODAS .....	11
1.3.2. SEZONINIS FIKTYVIŲ KINTAMŪJŲ METODAS .....	14
1.4. LAIKO EILUTĖS STACIONARUMO NUSTATYMAS .....	16
1.5. NEPARAMETRINIS LAIKO EILUČIŲ NESTEBIMŲ KOMPONENČIŲ VERTINIMO METODAS X-12-ARIMA.....	17
1.5.1. REGARIMA METODAS .....	19
1.5.2. MODELIAVIMO IR MODELIŲ PALYGINAMOSIOS DIAGNOSTIKOS.....	20
1.5.3. NESTEBIMŲ LAIKO EILUTĖS KOMPONENČIŲ VERTINIMAS.....	21
1.5.4. NESTEBIMŲ LAIKO EILUTĖS KOMPONENČIŲ VERTINIMO DIAGNOSTIKA .....	23
1.6. MODELIO NUSTATYMO KRITERIJAI.....	27
1.7. KRYŽMINĖ KORELIACIJA.....	29
1.8. SUDERINTAS SEZONIŠKUMO NUSTATYMO KRITERIJUS .....	30
2. TIRIAMOJI DALIS .....	32
2.1. DUOMENYS .....	32
2.2. KAUNO KOMUNALINIŲ ATLIEKŲ PROGNOZAVIMAS TAIKANT NEPARAMETRINĮ LAIKO EILUČIŲ NESTEBIMŲ KOMPONENČIŲ VERTINIMO METODĄ X-12-ARIMA .....	32
2.3. KAUNO KOMUNALINIŲ ATLIEKŲ PROGNOZAVIMAS TAIKANT FIKTYVIŲ KINTAMŪJŲ SEZONINĮ METODĄ .....	38
IŠVADOS .....	44
LITERATŪRA.....	45
1 PRIEDAS .....	46
2 PRIEDAS .....	58
3 PRIEDAS .....	61
4 PRIEDAS .....	64
5 PRIEDAS .....	69
6 PRIEDAS .....	72

## LENTELIŲ SĄRAŠAS

<b>1.1 lentelė. Prognozavimo tikslumo nustatymas</b> .....	<b>28</b>
<b>2.1 lentelė. Suderintas sezoniškumo kriterijus</b> .....	<b>33</b>
<b>2.2 lentelė. ARIMA modelio informaciniai kriterijai</b> .....	<b>36</b>
<b>2.3 lentelė. ARIMA modelio parametrų įverčiai</b> .....	<b>37</b>
<b>2.4 lentelė. Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio parametrų įverčiai (Nedarbo lygis)</b> .....	<b>39</b>
<b>2.5 lentelė. Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio parametrų įverčiai (minimalus valandinis atlygis)</b> .....	<b>40</b>
<b>2.6 lentelė. Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio parametrų įverčiai (vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokytis)</b> .....	<b>42</b>

## PAVEIKSLŲ SĄRAŠAS

<b>1.1 pav. X-12-ARIMA metodo laiko eilučių nestebimų komponentių vertinimo procedūra ..</b>	<b>19</b>
<b>1.2 pav. Suderintas kriterijus.....</b>	<b>31</b>
<b>2.1 pav. Atliekos vienam gyventojui 2000 sausio mėn. – 2009 gruodžio mėn.....</b>	<b>32</b>
<b>2.2 pav. Pradinių ir sezoniškai koreguotų eilučių grafikas .....</b>	<b>33</b>
<b>2.3 pav. Kauno komunalinių atliekų autokorelacių diagrama .....</b>	<b>34</b>
<b>2.4 pav. Kauno komunalinių atliekų dalinių autokorelacių diagrama.....</b>	<b>34</b>
<b>2.5 pav. Kauno komunalinių atliekų autokorelacių diagrama, atlikus sezoninės dalies diferencijavimą .....</b>	<b>35</b>
<b>2.6 pav. Kauno komunalinių atliekų dalinės autokorelacių diagrama, atlikus sezoninės dalies diferencijavimą .....</b>	<b>35</b>
<b>2.7 pav. Balto triukšmo ir vienetinės šaknies diagramos .....</b>	<b>36</b>
<b>2.8 pav. ARIMA modelio prognozuojama laiko eilutė.....</b>	<b>37</b>
<b>2.9 pav. Kryžminės korelacijos tarp Kauno komunalinių atliekų kiekio ir nedarbo lygio (1), minimalaus vidutinio atlygio (2), vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokyčio (3) .....</b>	<b>38</b>
<b>2.10 pav. Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio prognozuojama laiko eilutė (nedarbo lygio).40</b>	
<b>2.11 pav. Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio prognozuojama laiko eilutė (minimalus valandinis atlygis) .....</b>	<b>41</b>
<b>2.12 pav. Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio prognozuojama laiko eilutė (vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokytis).....</b>	<b>43</b>



## IVADAS

Paskutiniu laiku Lietuvoje vis labiau įsivyrėja spartesnis ekonominių rodiklių vystimasis – kyla darbo užmokestis, kuriamos darbo vietos, mažinami biurokratiniai trikdžiai, skatinamas verslo rėmimas. Visi šie teigiami dalykai turi ir antrąją tamsesnę pusę – didėjantis vartojimas sukuria ir didžiulius atliekų kiekius, kuriuos didina ne tik buitiniai vartotojai, bet ir gamyklos, smulkesni verslo objektai. Tai kelia susirūpinimą ateities tendencijomis, nes jei ir toliau kylant atliekų kiekiui neieškosime inovacijų ar neintegruosime modernesnių technologijų, galime turėti liūdną pasėkmį. Pirmiausia kas aktualu ir ypač reikalinga – tai numatyti tendencijas, ir ko galima tikėtis ateityje. Tą galima daryti tik vykdant monitoringą, analizes, prognozuojant atliekų kiekius. Šiame darbe analizuosiu ir prognozuosiu kas ir kaip įtakos atliekų susidarymą ateityje.

*Darbo tikslas* – sudaryti Kauno komunalinių atliekų kiekio prognozavimo modelius, taikant sezoninį fiktyvių kintamųjų metodą ir įtraukiant egzogeninius kintamuosius.

Pasitelkus kryžminę koreliaciją nustatytas ekonominių–socialinių rodiklių poveikis atliekų kiekiui, sudaryti fiktyvių kintamųjų prognozavimo modeliai. Naudojant X-12-ARIMA metodą, nustatoma, ar atliekų kiekio laiko eilutei būdingas sezoniškumas, sudaromas ARIMA modelis. Analizės ir prognozavimo modeliai yra sukuriami naudojantis SAS programine įranga, sezoniniai fiktyvių kintamųjų prognozavimo modeliai sudaromi su SAS programinės įrangos laiko eilučių prognozavimo sistema (Time Series Forecasting System).

Bendrojoje dalyje aprašyti prognozavimo metodai taikomi realiems duomenims, t.y. Kauno komunalinių atliekų kiekio vienam gyventojui per mėnesį. Sudaromi prognozavimo modeliai, įvertinamas jų patikimumas, įtraukiami egzogeniniai kintamieji – nedarbo lygis, minimalus valandinis atlygis bei vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokytis.

Gauti atliekų prognozių rezultatai analizuojami ir apibendrinami tiriamojoje dalyje.

Šio darbo dalis buvo pristatyta 2014 m. Kauno Technologijos Universiteto rengtoje konferencijoje „Matematika ir matematikos dėstymas – 2014“.

## 1. BENDROJI DALIS

### 1.1. LAIKO EILUTĖS

Laiko eilutė – duomenų seka, sudaryta iš tam tikrais laiko momentais fiksuotų stebimų dydžių, arba per periodą stebimų dydžių sumos. Duomenys turi būti pateikti vienodu periodiškumu ir gali būti bet kokio dažnumo: kasdieniniai, savaitiniai, mėnesiniai, ketvirčių ir pan.

Pagrindinis laiko eilučių analizės tikslas yra nustatyti duomenų kitimo dėsningumus, matematinių modelių pagalba aprašyti juos ir galiausiai tam tikru metodu prognozuoti būsimas laiko eilutės reikšmes. Taip pat naudojant laiko eilučių prognozavimo metodus privalu atkreipti dėmesį, ar pasirinktas metodas leidžia pakankamai tiksliai prognozuoti. Prognozavimo paklaida apibrėžiama kaip skirtumas tarp stebimos laiko eilutės reikšmės ir prognozuotos. Vienas prognozavimo tikslumo matų – tų skirtumų kvadratų suma [4, p. 3].

Analizuojant laiko eilutes sprendžiami du uždaviniai:

1. Nagrinėjamų duomenų pagrindinių faktorių – veiksnių – darančių įtaką duomenims, išskyrimas. Šio uždavinio sprendimui gali būti taikomas duomenų glodinimo, autokoreliacijos metodai.
2. Ateities rezultatų prognozavimas, kur populiariausi metodai – slenkamųjų vidurkių ir autoregresijos [9, p. 160].

### 1.2. SEZONINIAI SVYRAVIMAI

Laiko eilučių sezoniniai svyravimai pasireiškia kaip reguliarūs, sisteminiai nuokrypiai nuo trendo. Labai dažnai tie svyravimai yra sąlygojami sezoniškumo. Šis faktas atsispindi būtent šių svyravimų pavadinime.

Vienas populiariausių ir vaizdžiausių būdų nustatyti, kad duotoji eilutė yra veikiamą sezoniškumo – yra skirtumų tarp trendo ir laiko eilutės reikšmių nagrinėjimas. Jei tų skirtumų svyravimai yra reguliarūs, galima teigti, kad laiko eilutė yra veikiamą sezoniškumo [9, p. 175].

### 1.3. PROGNOZAVIMO METODAI

Kai turimi duomenys išsidėstę visiškai atsitiktinai ir iš jų sunku išskirti tendą bei sezoniskumo komponentę, reikalingi specifiniai prognozavimo metodai. Panagrinėsime keletą laiko eilučių prognozavimo metodų, kai duomenis generuojantis procesas yra stacionarusis.

Norint taikyti tokius prognozavimo metodus nestacionariesiems procesams, nestacionarieji procesai transformuojami, gaunant stacionarųjį minėtų procesų pavidalą, t.y. panaikinant tendą. Ši procedūra vadinama diferencijavimu. Tendą galima panaikinti ir paprasčiausiai iš kiekvieno nagrinėjamos sekos nario atimant atitinkamą trendo reikšmę. Tačiau labiausiai paplitęs transformacijos metodas – proceso diferencijavimas, kada kiekviena eilutės reikšmė yra pakeičiama šios reikšmės ir ankstesnės reikšmės skirtumu [8, p. 190].

#### 1.3.1. AUTOREGRESINIS INTEGRUOTAS SLENKAMŪJŲ VIDURKIŲ METODAS

ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average Process) – autoregresinis integruotas slenkamųjų vidurkių metodas yra plačiai naudojamas laiko eilučių analizei. Jo esmė – sujungti autoregresijos, diferencijavimo ir slenkamųjų vidurkių metodo galimybes [8, p. 205]. Visos trys sudėtinės dalys yra pagrįstos atsitiktinio triukšmo (nepaaiškiamo išsibarstymo), iškreipiančio laiko eilutės sisteminę komponentę, koncepcija ir turi savo būdingą reakcijos į šį atsitiktinį triukšmą aprašymo būdą [4, p.12].

**Autoregresija.** Šiame metode kiekviena laiko eilutės reikšmė yra tiesinė prieš tai buvusios reikšmės ar reikšmių funkcija. Pirmos eilės autoregresinėje lygtyje yra naudojama tik viena prieš tai buvusi reikšmė, antros eilės – dvi prieš tai esančios reikšmės ir t.t.. Pirmos eilės autoregresinė lygtis, apibrėžianti  $y_i$  reikšmę, gali būti užrašyta taip:

$$y_i = \phi \cdot y_{i-1} + \varepsilon_i, \quad (1.3.1.1)$$

čia  $\phi$  – koeficientas, nusakantis kaip stipriai kiekviena laiko eilutės reikšmė priklauso nuo prieš tai buvusių reikšmių. Kai šio koeficiento reikšmės yra daugiau -1 ir mažiau 1 (kas būna dažniausiai), ankstesnių reikšmių įtaka mažėja eksponentiškai.

**Diferencijavimas.** Laiko eilutės dažnai atspindi tam tikro proceso kumuliacinį efektą, t.y. procesas apsprendžia laiko eilutės reikšmių kaitą, bet ne bendrą reikšmių lygį – bendras lygis yra pokyčių kiekviename periode kumuliacinė suma. Tokios eilutės yra vadinamos integruotomis. Ilgalaikėje perspektyvoje jas generuojančio proceso vidurkis gali nesikeisti, tačiau trumpoje atkarpoje eilutės reikšmės gali žymiai nukrypti nuo vidurkio. Integruotos laiko eilutės yra diferencijuojamos, kad išskirti šiuos informacinę reikšmę turinčius pokyčius ir suvesti eilutę generuojantį procesą į stacionarųjį pavidalą.

**Slenkamųjų vidurkių metodas.** Šiame metode kiekviena laiko eilutės reikšmė yra apsprendžiama dabartinės triukšmo reikšmės bei vienos ar kelių prieš tai buvusių triukšmo reikšmių, kurių pagrindu yra skaičiuojamas vidurkis, skaičių. Pirmos eilės slenkamųjų vidurkių lygtis, apibrėžianti  $y_i$  reikšmę, gali būti užrašyta taip:

$$y_i = \varepsilon_i - \Theta \cdot \varepsilon_{i-1}, \quad (1.3.1.2)$$

Taigi skirtingai nuo autoregresijos, kur kiekviena reikšmė yra svertinis paskutiniųjų reikšmių vidurkis, kiekviena slenkamųjų vidurkių proceso reikšmė yra svertinis paskutiniųjų triukšmo reikšmių vidurkis.

Sezoninis  $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$  modelis (Box G.E.P, Jenkins G.M. 1976) priklausomai laiko eilutei  $\{y_t: 1 \leq t \leq n\}$  matematiškai užrašomas:

$$(1 - B)^d(1 - B^s)^D y_t = \mu + \frac{\theta(B)\Theta(B^s)}{\phi(B)\Phi(B^s)} \varepsilon_t, \quad (1.3.1.3)$$

čia  $p$  nurodoma iš autoregresijos dalies,  $P$  – iš sezoninės autoregresijos dalies,  $d$  – diferencijavimo kartų skaičius,  $D$  – iš sezoninio diferencijavimo,  $q$  – slenkančio vidurkio proceso,  $Q$  – sezoninio slenkančio vidurkio proceso,  $s$  – sezoninio ciklo ilgis,  $\mu$  – trukmės vidurkis,  $B$  yra vėlinimo operatorius:

$$BY_t = y_{t-1}, \quad (1.3.1.4)$$

$\phi(B)$  yra autoregresijos operatorius, naudojamas kaip daugianaris vėlinimo operatoriuje:

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p, \quad (1.3.1.5)$$

ir  $\Phi(B^s)$  yra sezoninis autoregresijos operatorius, naudojamas kaip daugianaris vėlinimo operatoriuje:

$$\Phi(B^s) = 1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps}, \quad (1.3.1.6)$$

$\theta(B)$  – slenkančio vidurkio operatorius, naudojamas kaip daugianaris vėlinimo operatoriuje:

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q, \quad (1.3.1.7)$$

$\Theta(B)$  – sezoninio slenkančio vidurkio operatorius, naudojamas kaip daugianaris vėlinimo operatoriuje:

$$\Theta(B^s) = 1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_q B^{qs}, \quad (1.3.1.8)$$

$\varepsilon_t$  – atsitiktinė paklaida.

Optimalus modelis randamas naudojant autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos funkcijas. Autokoreliacijos funkcija vėlavime  $k$ , naudoja laiko eilučių, su savaime atsilikusių  $k$  laiko vienetų, koreliaciją. Autokovariacijos funkcija vėlavime  $k$ , apskaičiuojama pagal formulę:

$$r_k = E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = E(y_t y_{t-k}) - \mu^2 \quad (1.3.1.9)$$

Pirmas žingsnis taikant ARIMA modelį, yra procesų, apsprendžiančių laiko eilučių pobūdį, identifikacija. Turi būti nustatytos modelio ARIMA( $p, d, q$ ) parametrų  $p$ ,  $d$ ,  $q$  reikšmės (čia neįvertinamas sezoniškumo efektas; sezoniškumui įvertinti reikalingi papildomi parametrai).

Pirmiausia, pagal nubraižytą autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos grafiką yra nustatomas laiko eilutę generuojančio proceso stacionarumas – procesas yra laikomas stacionariu, kai proceso vidurkis bei dispersija nesikeičia keičiantis laikui. Jeigu procesas yra nestacionarus, reikia naudoti transformacijas, kurios suveda jį į stacionarų pavidalą. Labiausiai paplitęs transformacijos metodas – proceso diferencijavimas, kada kiekviena eilutės reikšmė yra pakeičiama šios reikšmės ir ankstesnės reikšmės skirtumu. Jeigu po diferencijavimo procesas nepasidaro stacionariu, diferencijavimas kartojamas. Kai svyravimai vyksta dideliame diapazone naudojama taip pat logaritminė bei kvadratinės šaknies transformacija.

Suvedus procesą į stacionarų pavidalą, tuo pačiu nustatoma ir parametro  $d$  reikšmė, kuri lygi pritaikytų diferencijavimo procedūrų skaičiui. Paprastai  $d$  lygus 0 arba 1.

Parametrų  $p$  ir  $q$  reikšmės paprastai būna 0, 1 arba 2. Teisingas  $p$  ir  $q$  parametrų reikšmes padeda nustatyti autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos funkcijos [4, p.12].

ARMA/ARIMA modelį galima taikyti tik stacionarioms laiko eilutėms.

### 1.3.2. SEZONINIS FIKTYVIŲ KINTAMŲJŲ METODAS

Bendrajai duomenų kitimo tendencijai nusakyti chronologine tvarka naudojamas tiesinis trendas, kuris modeliuojamas kaip:

$$T_t = \beta_0 + \beta_1 t, \quad (1.3.2.1)$$

tai reiškia, kad ilgalaikėje perspektyvoje per tam tikrą laiką yra tiesinis augimas, kur  $\beta_0$  - laisvasis narys,  $\beta_1$  – trendo tiesinės komponentės koeficientas, o sezoniškumui įvertinti naudojami sezoninių komponentių fiktyvūs (ang. dummy) kintamieji.  $s$  ilgio sezoniniam ciklui sezoniniai fiktyvūs regresoriai įtraukiami  $I_{k,t}: 1 \leq k \leq (s - 1)$  modeliams, kurie apima vėlinamą laiką trukmę ir  $I_{k,t}: 1 \leq k \leq s$  modeliams, kurie pašalina atidėtą trukmę. Kiekvienas sezoninio fiktyvaus regresoriaus elementas yra arba 0 arba 1, remiantis šia taisykle:

$$I_{k,t} = \begin{cases} 1, & \text{kai } k = t \text{ mod } s \\ 0, & \text{priešingu atveju} \end{cases} \quad (1.3.2.2)$$

Reikia atkreipti dėmesį į tai, jeigu modelyje įtraukiama vėlinama laiko trukmė, sezoninių fiktyvių regresorių skaičius yra vienetu mažesnis negu  $s$ , kad užtikrinti, jog tiesinė sistema yra pilnas rangas. Perdavimo funkcijos svoriai dinaminiam regresoriui modeliuojami kaip  $\omega$  ir  $\delta$  daugianarių santykis:

$$\Psi(B) = \frac{\omega(B)}{\delta(B)}(1 - B)^l B^b, \quad (1.3.2.3)$$

kur  $l$  – prognozuojamų laiko eilučių diferencijavimo eilė,  $B$  – teorinis laiko uždelsimas prognozuoti laiko eilučių poveikį.

$\omega(B)$  – prognozuojamų laiko eilučių perdavimo funkcijos daugianario skaitiklis:

$$\omega(B) = 1 - \omega_1 B - \dots - \omega_u B^u, \quad (1.3.2.3)$$

$\delta(B)$  – prognozuojamų laiko eilučių perdavimo funkcijos daugianario vardiklis:

$$\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_v B^v. \quad (1.3.2.4)$$

Prognozavimo modelis su įvesties eilutėmis  $X_t$  užrašomas:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \Psi(B)X_t + \sum_{k=1}^{11} s_k I_{k,t} + \varepsilon_t \quad (1.3.2.5)$$

Šis modelis išreiškia atsako eilučių kaip atsitiktinių praeities reikšmių svyravimų ir kitų įvesties eilučių praeities reikšmių kombinaciją. Endogeninio kintamojo eilutės taip pat vadinamos priklausomomis eilutėmis arba išvesties eilutėmis. Įvesties laiko eilutes taip pat siūloma vadinti nepriklausomomis eilutėmis arba prognozavimo eilutėmis. Atsako kintamasis, priklausomas kintamasis, nepriklausomas kintamasis ir prognozavimo kintamasis yra kiti dažnai naudojami terminai. [6].

## 1.4. LAIKO EILUTĖS STACIONARUMO NUSTATYMAS

Laiko eilutės stacionarumui nustatyti gali būti naudojama autokoreliacijos analizė. Autokoreliacijos funkcija pateikia pradinių duomenų ir pastumtų per tam tikrą narių skaičių duomenų koreliacijos koeficiento reikšmių seką. Autokoreliacijos funkcijos reikšmė postūmiui  $k$  yra skaičiuojama pagal (1.2) formulę:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (y_t - \bar{y})(y_{t-k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}, \quad (1.4.1)$$

čia  $\bar{y}$  – vidurkis,  $n$  – stebėjimų skaičius.

Dalinės autokoreliacijos funkcija prie postūmio  $k$  yra skaičiuojama pašalinant tarpinių postūmių (1, 2, ...,  $k-1$ ) įtaką. Dalinės autokoreliacijos funkcijos reikšmė postūmiui  $k$  yra apibrėžiama kaip regresijos lygties

$$Y_t = \phi_{k1} \cdot Y_{t-1} + \phi_{k2} \cdot Y_{t-2} + \dots + \phi_{kk} \cdot Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (1.4.2)$$

koeficientas  $\phi_{kk}$  (čia  $\varepsilon_t$  – atsitiktinis triukšmas) [4, p. 13-14].

Taip pat laiko eilutės stacionarumas gali būti nustatomas remiantis Dickey – Fuller vienatinės šaknies kriterijumi. Tai hipotezių apie laiko eilučių stacionarumą tikrinimas. Pagrindinė hipotezė  $H_p$  ir alternatyvi hipotezė  $H_a$  formuluojamos taip:

$H_p$ :  $a = 1$  – laiko eilutė nėra stacionari;

$H_a$ :  $a < 1$  – laiko eilutė yra stacionari.

Skaičiuojama  $t$  statistika:

$$t = \frac{\hat{a}-1}{se(\hat{a})}, \quad (1.4.3)$$



čia  $\hat{a}$  yra koeficiento  $a$  mažiausio kvadrato įvertis, o  $se(\hat{a})$  – šio įverčio standartinė paklaida. Žinoma, kad  $t$  yra Student'o a.d.  $T_{n-2}$  realizacija – jei  $t$  mažesnis už  $\alpha=0,05$  eilės  $T_{n-2}$  kvantilį,  $H_a$  atmetama ir teigiama, jog eilutė yra stacionari [14].

Ljung–Box  $\chi^2$  kriterijus ( $Q$  statistika) naudojamas tada, kai norima nustatyti, ar modelio liekanos yra baltasis triukšmas. Tada tikrinamos hipotezės apie paklaidų autokoreliacijas. Pagrindinė hipotezė  $H_p$  ir alternatyvi hipotezė  $H_a$  formuluojamos taip:

$H_p$ : nėra paklaidų autokoreliacijos;

$H_a$ : yra paklaidų autokoreliacija.

Skaičiuojama  $Q$  statistika:

$$Q_k = n(n+2) \sum_{i=1}^k (n-i)^{-1} r_i^2 \sim \chi_{\alpha}^2(k-p-q), \quad (1.4.4)$$

kur  $n$  – stebinių skaičius,  $k$  – vėlavimo periodų skaičius,  $r_i$  –  $i$ -ojo vėlavimo autokoreliacijos įvertis,  $\alpha$  – reikšmingumo lygmuo,  $p$  – autoregresijos proceso vėlavimo eilė, o  $q$  – slenkamųjų vidurkių vėlavimo eilė.

Paklaidos nėra autokoreliuotos, jeigu apskaičiuota  $Q$  statistikos reikšmė yra mažesnė už kritinę teorinio  $\chi_{\alpha}^2(k-p-q)$  skirstinio reikšmę [7].

## **1.5. NEPARAMETRINIS LAIKO EILUČIŲ NESTEBIMŲ KOMPONENČIŲ VERTINIMO METODAS X-12-ARIMA**

Neparametrinis laiko eilučių nestebimų komponentų vertinimo metodas X-12-ARIMA sukurtas X-11 (J. Shiskin, A. H. Young ir J. C. Musgrave, 1967) ir X-11-ARIMA/88 programų (E. B. Dagum, 1988) metodų pagrindu [13].

X-12 procedūra sezoniškai koreguoja mėnesio arba ketvirčio laiko eilutes, siekiant išlyginti duomenų periodinius svyravimus. Procedūra naudoja adityvius ar multiplikatyvius patikslinimus ir sukuria išvesties duomenų rinkinį, kuriame yra koreguotos laiko eilutės ir tarpiniai skaičiavimai [11].

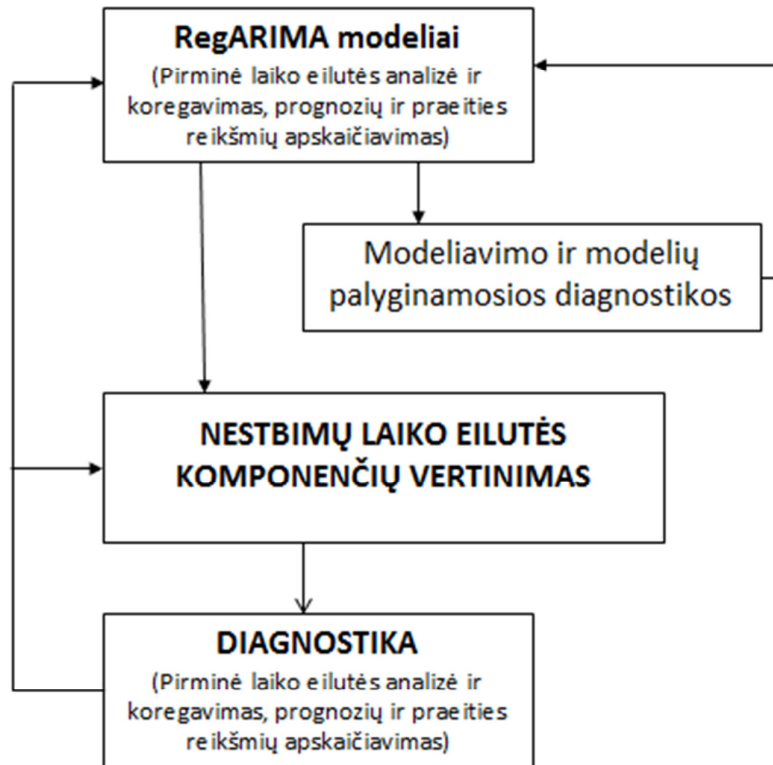
X-12 procedūra dažniausiai naudojama sezoninių koreguotų eilučių sudarymui. Sezoninio komponento eliminavimas iš laiko eilučių palengvina iš eilės einančių mėnesių ar ketvirčių palyginimą. Dažniausiai sezoniškai koreguotų eilučių grafikas pateikia daugiau informacijos apie tendencijas ar išsidėstymą nei nekoreguotų laiko eilučių [13].

Pagrindiniai X-12-ARIMA metodo komponentai yra tiesinis regresijos modeliavimas su ARIMA laiko eilučių paklaidomis (regARIMA), modeliavimo ir modelio palyginamosios diagnostikos, nestebimų laiko eilutės komponentų vertinimas ir diagnostika.

X-11 metodas pritaiko ARIMA modelį pradinėms laiko eilutėms ir tada naudoja modelio prognozę jų pratęsimui. Laiko eilučių pratęsimas gerina sezoniškumo faktorių įvertinimą ir paverčia patikslinimus į sezoniškai koreguotas laiko eilutes, kai yra stebimi nauji duomenys. Sezoninis laiko eilučių koregavimas remiasi prielaida, kad sezoniniai svyravimai gali būti įvertinti pradinėse laiko eilutėse,  $O_t$ ,  $t = 1, \dots, n$  ir atskirti nuo tendencijų ciklo bei nereguliarių svyravimų. Šios laiko eilutės sezoninė komponentė  $S_t$  yra apibrėžiama kaip vidaus metų pokytis, kuris kartojamas nuolat metai po metų. Tendencijų ciklo komponentė  $C_t$  apima pokytį dėl ilgos trukmės trendo, verslo ciklo ir kitų ilgalaikių ciklinių faktorių. Dieninė komponentė  $D_t$  yra apibrėžiama kaip pokytis, kuris gali būti priskiriamas kalendoriaus dedamajai. Neregulioji komponentė  $Y_t$  apibūdinama kaip liekanų pokytis. Daugelis ekonominių laiko eilučių yra susijusios su multiplikatyviuoju modeliu ( $O_t = S_t C_t D_t I_t$ ), o kitos su adityviuoju modeliu ( $O_t = S_t + C_t + D_t + I_t$ ). Laiko eilutė – eliminavus sezoninę komponentę – susideda tik iš tendencijų ciklo ir nereguliosios komponentės.

Multiplikatyviajame modelyje tendencijų ciklo komponentė  $C_t$  išlaiko tą pačią skalę kaip ir pradinės eilutės  $O_t$ , kol  $S_t, D_t$  ir  $I_t$  kinta apie 1.0 [11].

X-12-ARIMA metodo nestebimų komponentų vertinimo procedūra pavaizduota 1.1 paveiksle. Laiko eilučių nestebimų komponentų vertinimui X-12-ARIMA metodu, daroma prielaida, kad laiko eilutę sudaro trys nestebimos komponentės: trendas, sezoninė ir atsitiktinė komponentės. Vertinimas atliekamas trimis etapais: pirminė dekompozicija, sezoninės komponentės ir laiko eilutės, eliminavus sezoninę komponentę įvertinimas, galutinis Hendersono trendo ir galutinės atsitiktinės komponentės nustatymas [12].



1.1 pav. X-12-ARIMA metodo laiko eilučių nestebimų komponentių vertinimo procedūra

### 1.5.1. REGARIMA METODAS

Tiesinio regresijos modeliavimo su ARIMA laiko eilučių paklaidomis (regARIMA) principas yra apskaičiuoti laiko eilutės praėties reikšmes ir eliminuoti įvairius veiksnus prieš sezoninės komponentės eliminavimą. RegARIMA modeliai X-12-ARIMA metode naudojami ir automatiniam adityvių išsiskiriančių reikšmių ir lygio postūmių identifikavimui.

Tegu  $B$  žymi poslinkio atgal operatorių:  $By_t = y_{t-1}$ . X-12-ARIMA naudojamus regARIMA  $(p, d, q)(P, D, Q)$  laipsnio modelius galima užrašyti:

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D(Y_t - \sum_{i=1}^r \beta_i x_{it}) = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \quad (1.5.1.1)$$

čia  $s$  – sezono ilgis ir  $s = 4$  arba  $12$ . Polinomai  $\phi_p(z)$ ,  $\Phi_P(z)$ ,  $\theta_q(z)$ ,  $\Theta_Q(z)$  su laipsniais  $p, P, q$  ir  $Q$  atitinkamai turi pastovias išraiškas lygias vienetui. Šie polinomai turi apribojimus, nes  $\theta_q(z)$  ir  $\Theta_Q(z)$  reikšmės yra didesnės arba lygios vienetui, kad  $\phi_p(z)$  ir  $\Phi_P(z)$  turėtų reikšmes didesnes už vienetą.

Kadangi „ $a_t$ “ yra laikomas nepriklausomų kintamųjų seka su vidurkiu 0 ir pastovia dispersija  $\sigma_a^2$ , kaip matyti iš šių apribojimų

$$w_t = (1 - B)^d(1 - B^s)^D(Y_t - \sum_{i=1}^r \beta_i x_{it}) \quad (1.5.1.2)$$

yra stacionarių laiko eilučių kovariacija, kuri atitinka lygties skirtumą:

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)w_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \quad (1.5.1.3)$$

Taigi, įtraukiant  $y_t$ , šį modelį galime išreikšti taip:

$$(1 - B)^d(1 - B^s)^D Y_t = \sum_{i=1}^r \beta_i ((1 - B)^d(1 - B^s)^D X_{it} + w_t) \quad (1.5.1.4)$$

Tai yra regresijos modelis su stacionariomis ARMA paklaidomis  $w_t$ , tinkamai apskaičiuotam skirtumui  $y_t$ . Jo regresoriai gaunami taikant tas pačias diferencijavimo operacijas  $x_{it}$ . Modelis, su prielaida, kad  $w_t$  yra nepriklausomi ir vienodai pasiskirstę  $N(0, \sigma^2)$ , nustato tikimybinę funkciją, kuri maksimaliai įvertina regresijos koeficientus  $\beta_i$ ,  $\sigma^2$  ir  $\phi_p(B)$ ,  $\Phi_P(B^s)$ ,  $\theta_q(B)$ ,  $\Theta_Q(B^s)$  koeficientus. Numatyta tikimybė X-12-ARIMA yra visiškai tiksli Gauso tikimybė. Modelio vertinime, bet kuris ARMA koeficientas gali būti laikomas fiksuotu, pavyzdžiui, nulinės vertės.[10]

## 1.5.2. MODELIAVIMO IR MODELIŲ PALYGINAMOSIOS DIAGNOSTIKOS

Diagnostikos regARIMA metodo tikrinimas atliekamas naudojant įvairias modelio liekanų analizes. Pagrindinis tikslas yra patikrinti, ar modelio liekanos yra balto triukšmo procesas, nepriklausomai ir vienodai pasiskirstęs  $N(0, \sigma^2)$ . Patikrinimo specifikacija yra sudaryti įvairias diagnostikos statistikas naudojant pritaikyto modelio liekanas. Kad patikrinti autokoreliaciją, X-12-

ARIMA iš liekanų gali sukurti autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos grafikus, kartu su Ljung–Box testu (Q statistika). X-12-ARIMA taip pat gali sukurti pagrindinę liekanų aprašomąją statistiką ir standartizuotų liekanų histogramą. Svarbus laiko eilučių modelių diagnostinio tikrinimo aspektas yra išskirčių nustatymas.

X-12-ARIMA modelių išskirčių specifikacija leidžia automatiškai nustatyti adityvias išskirtis (AOs), laikinas išskirtis (TCs) ir lygmens pokyčius (LSs). X-12-ARIMA išskirčių nustatymo metodas įtraukia  $t$ -statistikos reikšmingumo apskaičiavimą kiekvienam išskirčių tipui kiekvienu laiko momentu, paiešką pagal šias  $t$ -statistikas reikšmingoms išskirtims nustatyti ir atitinkamai prideda AO, LS ar TC regresijos kintamuosius į modelį.

Sezoninis išlyginimas, kuris palieka nustatytų liekanų sezoninį ir kalendorinį poveikį koreguotoms laiko eilutėms, paprastai laikomas netinkamu. Net jeigu nėra nustatyto liekanų poveikio, sezoninis išlyginimas bus netinkamas, jeigu koreguotos reikšmės turėjo didelius pakeitimus, kai jos buvo perskaičiuojamos, nes ateities laiko eilutės reikšmės tampa tinkamomis. Dažnai esminiai pakeitimai priverčia duomenų vartotojus nepasitikėti pritaikytų duomenų naudingumu. Nestabilūs koregavimai gali būti neišvengiami.

### 1.5.3. NESTEBIMŲ LAIKO EILUTĖS KOMPONENČIŲ VERTINIMAS

Nestebimų laiko eilutės komponentių vertinimo procedūra mėnesinio periodiškumo laiko eilutėms gali būti užrašoma:

1. Jeigu  $Y_t$  mėnesinio periodiškumo laiko eilutė, be išsiskiriančių reikšmių, tai pirmame etape apskaičiuojamas pirminis trendas:

$$T_1(t) = \frac{1}{24}Y(t-6) + \frac{1}{12}Y(t-5) + \dots + \frac{1}{12}Y(t) + \dots + \frac{1}{12}Y(t+5) + \frac{1}{24}Y(t+6) \quad (1.5.3.1)$$

Naudojant svartinį slenkantį vidurkį apskaičiuojama pradinė preliminari sezoninė komponentė:

$$\hat{S}_1(t) = \frac{1}{9}SI_1(t-24) + \frac{2}{9}SI_1(t-12) + \frac{3}{9}SI_1(t) + \frac{2}{9}SI_1(t+12) + \frac{1}{9}SI_1(t+24) \quad (1.5.3.2)$$

Adytyvaus modelio atveju:

$$SI_1(t) = Y(t) - T_1(t) \quad (1.5.3.3)$$

Preliminarus sezoninis faktorius apskaičiuojamas:

$$S_1(t) = \hat{S}_1(t) - \left( \frac{\hat{S}_1(t-6)}{24} + \frac{\hat{S}_1(t-5)}{12} + \dots + \frac{\hat{S}_1(t+5)}{12} + \frac{\hat{S}_1(t+6)}{24} \right) \quad (1.5.3.4)$$

Pradinė laiko eilutė, eliminavus sezoną, apskaičiuojama:

$$A_1(t) = Y(t) - S_1(t) \quad (1.5.3.5)$$

2. Antrajame etape įvertinama sezoninė komponentė ir gaunama laiko eilutė eliminavus sezoninę komponentę. Tam nustatomi Hendersono svoriai  $h_j^{(2H+1)}$ ,  $-H \leq j \leq H$ , ( $h_j = h_{-j}$ )

$$h_j^{(2H+1)} = \frac{315[(n-1)^2-j^2][n^2-j^2][(n+1)^2-j^2][3n^2-16-11j^2]}{8n(n^2-1)(4n^2-1)(4n^2-9)(4n^2-25)} \quad (1.5.3.6)$$

Bei tenkinantys savybes:

$$\sum_{j=-p}^p h_j = 1, \sum_{j=-p}^p j h_j = 0, \sum_{j=-p}^p j^2 h_j = 0. \quad (1.5.3.7)$$

Apskaičiuojamas tarpinis trendas:

$$T_2(t) = \sum_{j=-H}^H h_j^{(2H+1)} A_1(t+j). \quad (1.5.3.8)$$

Naudojant svertinį slenkantį vidurkį, įvertinama preliminari sezoninė komponentė

$$\begin{aligned} \hat{S}_2(t) = & \frac{1}{15} SI_2(t-36) + \frac{2}{15} SI_2(t-24) + \frac{3}{15} SI_2(t-12) + \frac{3}{15} SI_2(t) + \frac{3}{15} SI_2(t+12) + \\ & \frac{2}{15} SI_2(t+24) + \frac{1}{15} SI_2(t+36). \end{aligned} \quad (1.5.3.9)$$

Adityvaus modelio atveju:

$$SI_2(t) = Y(t) - T_2(t) \quad (1.5.3.10)$$

Apskaičiuojama galutinė sezoninė komponentė

$$S_2(t) = \hat{S}_2(t) - \left( \frac{\hat{S}_2(t-6)}{24} + \frac{\hat{S}_2(t-5)}{12} + \dots + \frac{\hat{S}_2(t+5)}{12} + \frac{\hat{S}_2(t+6)}{24} \right) \quad (1.5.3.11)$$

Įvertinama laiko eilutė, kuriai eliminuota sezoninė komponentė:

$$A_2(t) = Y(t) - S_2(t) \quad (1.5.3.12)$$

3. Trečiajame etape įvertinamas galutinis Hendersono trendas ir galutinė atsitiktinė komponentė.

Galutinio trendo įvertinimas atliekamas pagal

$$T_3(t) = \sum_{j=-H}^H h_j^{(2H+1)} A_2(t+j). \quad (1.5.3.13)$$

Galutinė atsitiktinė komponentė apskaičiuojama:

$$IR_3(t) = A_2(t) - T_3(t). \quad (1.5.3.14)$$

#### **1.5.4. NESTEBIMŲ LAIKO EILUTĖS KOMPONENČIŲ VERTINIMO DIAGNOSTIKA**

Laiko eilučių nestebimos komponentės tikrinamos apskaičiuojant diagnostines statistikas, tikrinant liekanų autokoreliaciją, nepriklausomumą, liekanų pasiskirstymą pagal normalųjį dėsnį. Modeliuojant X-12-ARIMA metodu vertinamos  $M1$ ,  $M3$ - $M11$  kokybės statistikos. Šios statistikos

įgyja reikšmes nuo 0 iki 3. Sudarytų modelių kokybė tinkama, jei  $M1$ ,  $M3$ – $M11$  statistikų reikšmės yra mažesnės už 1 [10].

$M1$  statistika matuoja atsitiktinės komponentės įtaką laiko eilutei. Jei atsitiktinė komponentė reikšmingai įtakoja laiko eilutės reikšmes, tai sudėtinga pakankamai tiksliai išskirti nestebimas laiko eilutės komponentes:

$$M1 = 10 * \frac{\bar{I}_3^2}{\bar{O}_3'^2}, \quad (1.5.4.1)$$

$$\text{čia } \bar{O}_l'^2 = \bar{I}_l^2 + \overline{TC}_l^2 + \bar{S}_l^2,$$

$$\bar{O}_l'^2 = \sum_{t=2}^N \frac{(IR_t - IR_{t-l})^2}{(N-1)}, \quad \overline{TC}_l^2 = \sum_{t=2}^N \frac{(TC_t - TC_{t-l})^2}{(N-1)}, \quad \bar{S}_l^2 = \sum_{t=2}^N \frac{(S_t - S_{t-l})^2}{(N-1)}$$

$IR$  – atsitiktinė komponentė,  $TC$  – trendo-ciklo komponentė,  $S$  – sezoninė komponentė.

$M3$  statistika matuoja atsitiktinės ir trendo komponentių ryšį. Mėnesinio dažnumo laiko eilutėms ši statistika apskaičiuojama taip:

$$M3 = \frac{1}{2} \times \left( \frac{\bar{I}}{\overline{TC}} - 1 \right), \quad (1.5.4.2)$$

Ketvirtinio dažnumo laiko eilutėms

$$M3 = \frac{1}{0,67} \times \left( \frac{\bar{I}}{\overline{TC}} - 0,33 \right), \quad (1.5.4.3)$$

$M4$  statistika vertina, ar liekamasis narys yra atsitiktinis. Tam naudojama  $ADR$  statistika, kuri parodo vidutinį nuosekliai einančių mėnesių skaičių, kurių pokyčiai yra to paties ženklo (augimas arba kritimas).

$$M4 = \frac{\left| \frac{N-1}{ADR} \frac{2(N-1)}{3} \right|}{2,577 \times \sqrt{\frac{16N-29}{90}}} \quad (1.5.4.4)$$



$M5$  statistika vertina atsitiktinės komponentės ir trendo-ciklo komponentės pokyčių dydį. Apskaičiuojami  $\frac{\bar{I}_k}{TC_k}$  santykiai, kur  $k$  yra vėlinimo parametras ( $k$  kinta nuo 1 iki 12 mėnesinio dažnumo laiko eilutėms, arba nuo 1 iki 4 ketvirtinio dažnumo laiko eilutėms). Surandamas toks  $k$ , kad  $\frac{\bar{I}_k}{TC_k} \leq 1$ ,

su bet kuriuo  $j \geq k$ . Kai  $MCD' = (k - 1) + \frac{\frac{\bar{I}_{k-1} - 1}{TC_{k-1}}}{\frac{\bar{I}_{k-1}}{TC_{k-1}} \frac{\bar{I}_k}{TC_k}}$ , tai mėnesinio dažnumo laiko eilutėms:

$$M5 = \frac{MCD' - 0,5}{5}, \quad (1.5.4.4)$$

Ketvirtinio dažnumo laiko eilutėms:

$$M5 = \frac{QCD' - 0,17}{1,67}, \quad (1.5.4.5)$$

čia  $QCD'$  apskaičiuojamas ketvirtinio dažnumo laiko eilutėms analogiškai kaip ir  $MDC'$  mėnesinio dažnumo.

$M6$  statistika vertina ar įmanoma kokybiškai atskirti atsitiktinę komponentę nuo sezoninės.

$$M6 = \frac{1}{2,5} \times \left| \frac{\bar{I}}{\bar{S}} - 4 \right|. \quad (1.5.4.6)$$

$M7$  statistika naudojama, nustatyti ar sezoninę komponentę galima vertinti naudojant X-12-ARIMA metodą.

$$M7 = \sqrt{\frac{1}{2} \left( \frac{7}{F_S} + \frac{3F_M}{F_S} \right)}. \quad (1.5.4.7)$$

$$\text{čia } F_S = \frac{S_A^2 / (k-1)}{S_R^2 / (n-k)}, \quad F_M = \frac{S_B^2 / (N-1)}{S_R^2 / (N-1)(k-1)},$$

$$\text{o } S_A^2 = N \sum_{j=1}^k \left( \sum_{i=1}^N \frac{X_{ij}}{N} - \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^N \frac{X_{ij}}{kN} \right)^2,$$

$$S_B^2 = k \sum_{i=1}^N \left( \sum_{j=1}^k \frac{X_{ij}}{k} - \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^N \frac{X_{ij}}{kN} \right)^2,$$

$$S_R^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k \left( X_{ij} - \sum_{j=1}^k \frac{X_{ij}}{k} - \sum_{i=1}^N \frac{X_{ij}}{N} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^N \frac{X_{ij}}{kN} \right)^2.$$

$M8$  statistika matuoja sezoninės komponentės svyravimų dydį.

$$M8 = 100 \times |\Delta \bar{S}| \times \frac{1}{10}, \quad (1.5.4.7)$$

$$\text{čia } |\Delta \bar{S}| = \frac{1}{\sum_{j=1}^k (n_{j-1})} \sum_{j=1}^k \sum_{i=2}^{n_j} |S_{i,j} - S_{i-1,j}|.$$

$M9$  statistika matuoja sezoninės komponentės svyravimų tendencijas. Jei sezoninėje komponentėje yra tik atsitiktiniai svyravimai, tai  $M9$  statistikos reikšmė bus artima 0.

$$M9 = \frac{10}{\sum_{j=1}^k (n_{j-1})} \sum_{j=1}^k |S_{n_j,j} - S_{1,j}|. \quad (1.5.4.8)$$

$M10$  statistika sutampa su  $M8$  statistika, jei matuojame paskutinių trijų metų svyravimus.

$$M10 = 100 \times |\Delta \bar{S}|_R \times \frac{1}{10}, \quad (1.5.4.9)$$

$$\text{čia } |\Delta \bar{S}|_R = \frac{1}{3k} \sum_{j=1}^k \sum_{i=n_j-2}^{n_j} |S_{i,j} - S_{i-1,j}|.$$

$M11$  statistika sutampa su  $M9$  statistika, jei matuojame paskutinių trijų metų svyravimus.

$$M11 = \frac{10}{3k} \sum_{j=1}^k |S_{n_j,j} - S_{n_j-2,j}|. \quad (1.5.4.10)$$

Laiko eilutės Ljung-Box statistika, esant vėlavimui  $M$  apskaičiuojama taip:

$$Q' = n(n+2) \sum_{k=1}^M \frac{r_k^2}{n-k}. \quad (1.5.4.11)$$

Box-Pierce statistika naudojama  $H_0$  hipotezei tikrinti, kuri teigia, kad tarp liekanų nėra sezoninės autokoreliacijos.  $H_0$  priimama, kai Box-Pierce statistikos reikšmė yra mažesnė už reikšmingumo

lygmens  $\alpha$  lygio  $\chi^2$  skirstinio kvantilį ( $\chi^2_{2,\alpha}$ ). Box-Pierce statistika, esant vėlavimui  $M$  apskaičiuojama taip:

$$Q = n \sum_{k=1}^M r_k^2. \quad (1.5.4.12)$$

Liekanų autokoreliacija vertinama naudojama Durbino-Watsono kriterijaus statistiką:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^T (\varepsilon_t + \varepsilon_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2}. \quad (1.5.4.13)$$

## 1.6. MODELIO NUSTATYMO KRITERIJAI

Tikslius modelių prognozavimas yra pasirenkamas įvertinant skirtingas statistines metrikas. Šiuo atveju, panaudojamas populiariausias modelių pasirinkimo kriterijus:

- Apibrėžtumo koeficientas  $r^2$ :

$$r^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2} \quad (1.6.1)$$

$\hat{Y}_t$  ir  $\bar{Y}$  yra kintamojo  $Y$  įvertinimai, apskaičiuoti iš regresijos lygties,  $\hat{Y}_t$  yra apskaičiuojama vertė pagal atitinkamą laiko nuoseklumą, ir  $\bar{Y}$  yra kintamojo  $Y$  vidurkis,  $n$ -imties dydis. Apibrėžtumo koeficientas palygina gautą prognozę iš modelio su prognoze kuri visada naudoja nuoseklų vidurkį.  $r^2$  lygus nuliui kai kvadratinių liekanų suma iš modelio yra ta pati kaip kvadratinių liekanų vidurkio suma.  $r^2$  yra netoli 1 kada liekanų kvadratinė suma yra daug mažesnė už kvadratinių nuokrypių nuo vidurkio sumos. Kai naudojamas  $r^2$ , pasirenkamas modelis kurio didesnis  $r^2$  koeficientas.

- Pataisytas apibrėžtumo koeficientas  $r^2_{koreg.}$ .

$$r^2_{koreg.} = 1 - \left[ \frac{n-1}{n-m} (1 - r^2) \right] \quad (1.6.2)$$

- Vidutinė kvadratinė paklaida MSE:

MSE nurodo kvadratinų liekanų sumas priklausančias nuo skaičiaus  $m$  iš numatytų parametru modelyje. Ne taip kaip kiti, MSE parodo modelį su mažiausiai numatytų parametru. MSE kriterijus pasirenka modelį pagal kurį MSE mažiausias.

$$MSE = \frac{1}{n-m} \sum_{t=1}^n (Y_t - \hat{Y}_t)^2 \quad (1.6.2)$$

- Vidutinės kvadratinės paklaidos šaknis RMSE:

Vidutinės kvadratinės paklaidos šaknis, žymima RMSE.

$$RMSE = \sqrt{MSE} \quad (1.6.3)$$

- Vidutinė absoliuti procentinė paklaida MAPE:

$$MAPE = \frac{100\%}{n} \sum_{t=1}^n |Y_t - \hat{Y}_t| / Y_t \quad (1.6.4)$$

Naudojama tik eilutėms ir kai prognozės yra teigiamos. Įvertina paklaidos dydį lyginant su laiko eilutės reikšmėmis. Tai ypatingai svarbu, kai jos yra didelės. Vidutinė procentinė absoliutinė paklaida nusako santykinį prognozavimo tikslumą ir, juo remiantis, galima palyginti skirtingų rodiklių prognozes. Prognozavimo tikslumo nustatymas pagal MAPE pateiktas lentelėje (žr. 1.1 lent.) [2].

**1.1 lentelė**

**Prognozavimo tikslumo nustatymas**

<b>MAPE %</b>	<b>Prognozavimo tikslumas</b>
<10	Labai tikslus
10÷20	Tikslus
20÷50	Pakankamas
>50	Nepakankamas

- Akaike informacinis kriterijus(AIC)

Akaike informacinis kriterijus (AIC) paprastai apibrėžiamas taip:

$$AIC = 2k - 2\ln(L), \quad (1.6.5)$$

kur  $k$  yra modelio parametrų skaičius, o  $L$  yra maksimizuota modelio tikėtinumo funkcijos reikšmė. Šis kriterijus įvertina informacijos praradimą taikant modelį realiems duomenims ir gali būti apibūdintas kaip aprašantis kompromisą tarp modelio konstrukcijos poslinkio ir variacijos, arba modelio tikslumo ir sudėtingumo [1].

- Bajeso informacinis kriterijus (BIC(SBC)).

Bayesian informacinis kriterijus, arba Schwarz kriterijus (BIC) apibrėžiamas taip:

$$BIC = k \ln(n) - 2\ln(L), \quad (1.6.6)$$

kur  $k$  yra modelio parametrų skaičius,  $n$  yra laiko eilutės duomenų skaičius, o  $L$  yra maksimizuota modelio tikėtinumo funkcijos reikšmė. Įvertinus modelio parametrus didžiausio tikėtinumo funkcijos pagalba, tikėtinumą galima padidinti įtraukiant papildomų parametrų, kurie gali pakenkti modelio tinkamumui. BIC išsprendžia šią problemą įtraukdamas modelio parametrų apribojimus [2].

## 1.7. KRYŽMINĖ KORELIACIJA

Kryžminė koreliacija – metodas, kuris įvertina dviejų laiko eilučių koreliacijos laipsnį. Apžvelkime dvi eilutes  $X(t)$  ir  $Y(t)$ , kur  $t = 0, 1, 2, \dots, N - 1$ . Kryžminė koreliacija  $r$  su vėlavimu  $k$  yra apibrėžiama kaip:

$$r = \frac{\sum_t ((X(t) - mX) * (Y(t-k) - mY))}{\sqrt{\sum_t (X(t) - mX)^2} \sqrt{\sum_t (Y(t-k) - mY)^2}} \quad (1.7.1)$$

čia  $mX$  ir  $mY$  yra atitinkamų eilučių vidurkiai. Jei aukščiau apskaičiuota kryžminė koreliacija su bet koku vėlavimu  $t = 0, 1, 2, \dots, N - 1$  tada kryžminės koreliacijos eilutės yra dvigubai ilgesnės nei pradinė eilutė.

$$r(d) = \frac{\sum_t ((X(t) - mX) * (Y(t-k) - mY))}{\sqrt{\sum_t (X(t) - mX)^2} \sqrt{\sum_t (Y(t-k) - mY)^2}} \quad (1.7.2)$$

Tada kyla klausimas, ką reikia daryti, kai eilutės indeksas yra mažesnis už 0 arba didesnis arba lygus taškų skaičiui ( $t - k < 0$  ir  $t - k \geq N$ ). Dažniausiai metodai ignoruoja šiuos taškus arba daro prielaidą, kad eilutės  $X$  ir  $Y$  yra nulinės su visais  $t < 0$  ir  $t \geq N$ . Vėlavimo  $k$  diapazonas ir kryžminės koreliacijos eilutės ilgis turi būti mažesnis už  $N$ , pavyzdžiui, gali būti siekiama patikrinti koreliaciją tik trumpiems vėlavimams. Aukščiau pateiktoje išraiškoje vardiklis padeda normalizuoti koreliacijos koeficientus, kad jie būtų pasiskirstę taip:  $-1 \leq r(r) \leq 1$ , ribos rodo maksimalią koreliaciją, o nulis nurodo, kad koreliacijos nėra. Didelio neigiamumo koreliacija rodo labai stiprų ryšį, bet atvirkštinį vienai eilutei.

## 1.8. SUDERINTAS SEZONIŠKUMO NUSTATYMO KRITERIJUS

Laiko eilutės sezoninė komponentė  $S_t$ , yra apibrėžiama kaip vidinė metų variacija, kuri yra nuolat pasikartojanti (stabili), arba keičianti modelį metai po metų (slenkantis sezoniškumas angl. moving seasonality). Jeigu metai po metų sezoninių faktorių padidėjimas yra per didelis, tada sezoniniai faktoriai iškraipys modelį. Svarbu nustatyti ar sezoniškumas identifikuojamas neiškraipant laiko eilutės.

Sezoniškumo nustatymui naudojami „Sezoniškumo stabilumo“ ir „Neparametrinio sezoniškumo stabilumo“ kriterijai. Kadangi, esant slenkančiam sezoniškumui gali būti iškraipymų (angl. distortion), svarbu įvertinti slenkančią sezoniškumą kartu su stabiliu sezoniškumu, kad nustatyti, ar yra sezoniškumas. Sezoniškumo nustatymas yra atliekamas jungiant  $F$ -kriterijų (*Fisher* kriterijus), kuris įvertina stabilumą ir slenkančią sezoniškumą, su Kruskal-Wallis kriterijumi, vertinančiu stabilų sezoniškumą.

Tegu  $F_S$  ir  $F_M$  atitinkamai žymi stabilumo ir slenkančio sezoniškumo kriterijaus  $F$  vertes. Suderintas kriterijus atliekamas taip, kaip padodyta paveiksle (1.2 pav. Suderintas kriterijus) ir:

1. Jeigu stabilaus sezoniškumo kriterijaus nulinė hipotezė  $H_0$  nėra atmesta 0.1% reikšmingumo lygmenyje (0.001), tada laiko eilutės nėra sezoninės, ir nustatoma, kad sezoniškumo nėra.

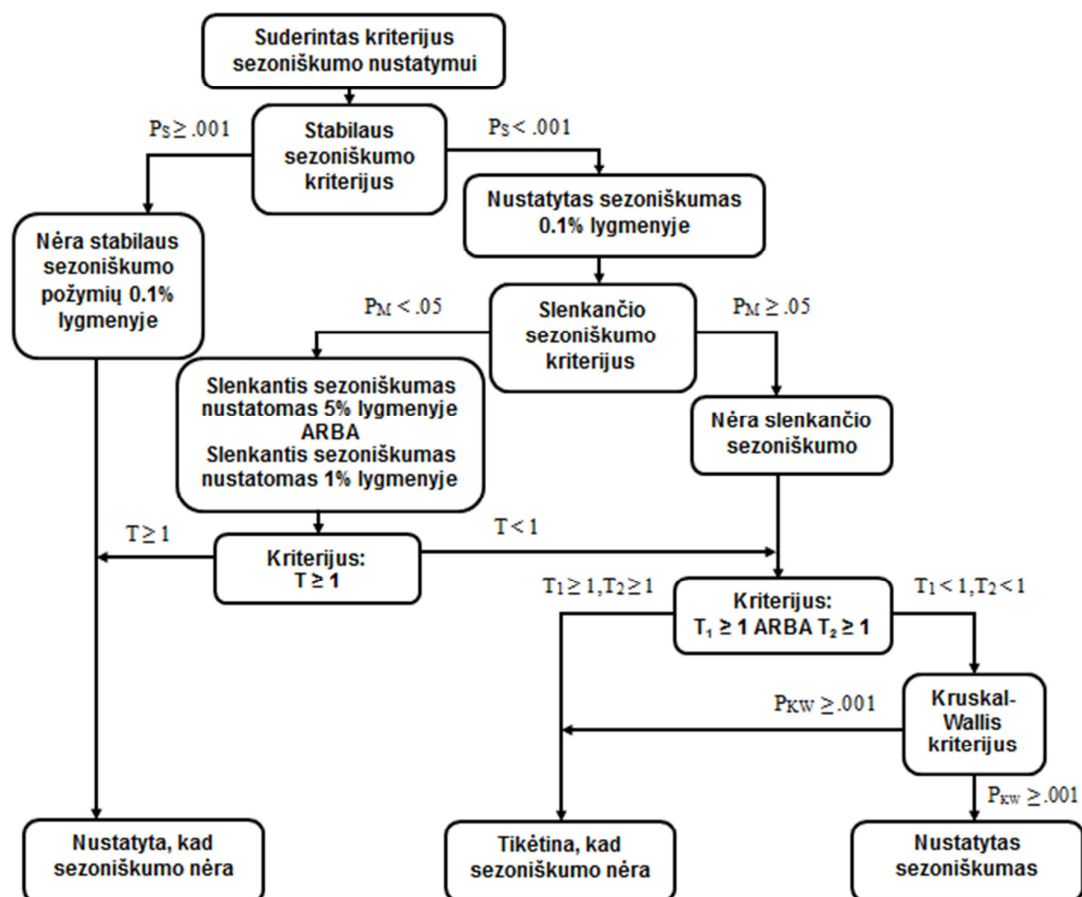
2. Jeigu  $H_0$  yra atmetama 1 žingsnyje, tada apskaičiuojama:

$$T = \left( \frac{\frac{7}{F_S} + \frac{3FM}{F_S}}{2} \right) \quad (1.8.1)$$

Jeigu slenkančio sezoniškumo nulinė hipotezė nėra atmetama 5% reikšmingumo lygmenyje (0.05) ir jeigu nulinė hipotezė, kad sezoniškumo nėra, yra priimta, tai nustatoma, kad sezoniškumo nėra.

3. Jeigu nulinė hipotezė, kad sezoniškumo nėra, nepriimta, bet  $T_1 \geq 1.0$ ,  $T_2 \geq 1.0$ , arba Kruskal-Wallis  $\chi^2$  kriterijus *netenkinamas* 0.1% reikšmingumo lygmenyje (0.001), tada nustatoma, kad tikriausiai sezoniškumo nėra.

4. Jeigu  $F_S$  ir Kruskal-Wallis  $\chi^2$  kriterijus *tenkinamas* ir nė vienas iš 2 ir 3 žingsnių nepavyksta, tada nulinė hipotezė, kad sezoniškumo nėra, atmetama ir nustatoma, kad sezoniškumas yra.



1.2 pav. Suderintas kriterijus

## 2. TIRIAMOJI DALIS

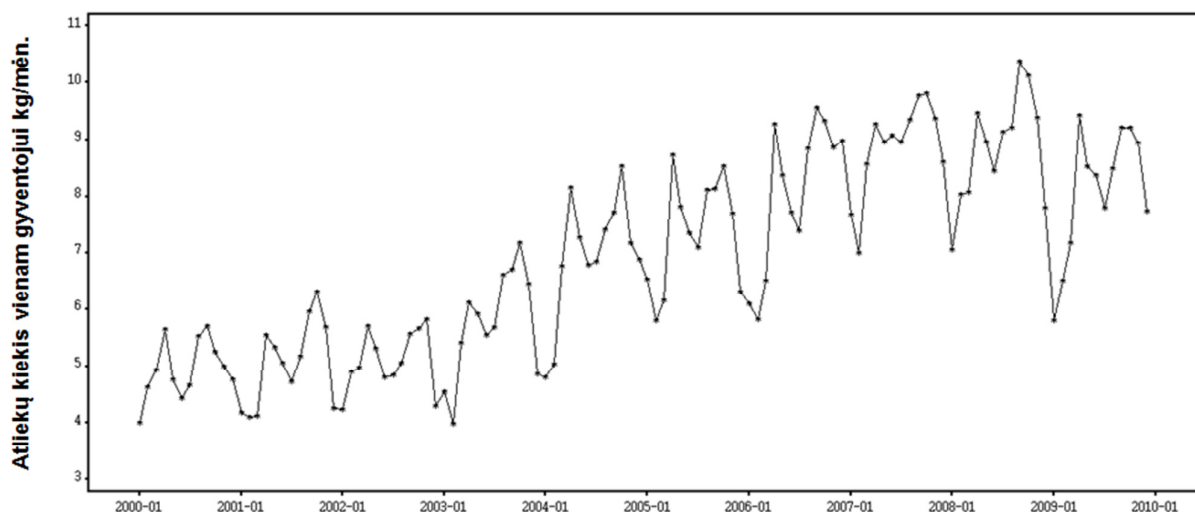
### 2.1. DUOMENYS

Tyrimui buvo naudojami UAB „Kauno švara“ 2000-2009 metų Kauno miesto komunalinių atliekų kiekių duomenys: kassavaitinis atliekų kiekis kilogramais, gyventojų skaičius ir atliekų kiekis kilogramais vienam gyventojui per savaitę (žr. 1 priedą). Kadangi tyrime nagrinėjami mėnesiniai duomenys, o kiekvienas mėnuo turi ne vienodą skaičių savaitių, naudojamas vidutinis kassavaitinis atliekų kiekis per mėnesį (žr. 2 priedą). Taip pat į darbą buvo įtraukiami ir egzogeniniai kintamieji, kuriems atstovavo vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokytis (12 paskutiniųjų mėn. palyginti su atitinkamais ankstesniais 12 mėnesių), nedarbo lygis ir minimalus valandinis atlygis (žr. 3 priedą).

### 2.2. KAUNO KOMUNALINIŲ ATLIEKŲ PROGNOZAVIMAS TAIKANT NEPARAMETRINĮ LAIKO EILUČIŲ NESTEBIMŲ KOMPONENČIŲ VERTINIMO METODĄ X-12-ARIMA

Daugeliui socialinių-ekonominių rodiklių yra būdingi sezoniniai svyravimai. Šių svyravimų priežastis – klimatinės sąlygos, socialiniai ir ekonominiai veiksniai. Statistinis metodas – sezoninis koregavimas yra taikomas norint iš laiko eilutės eliminuoti sezonines komponentes, kad būtų išlyginti duomenų periodiniai svyravimai. Šiame skyriuje bus ištirtas Kauno komunalinių atliekų kiekio vienam gyventojui sezoniškumas ir sudarytas ARIMA modelis.

Nagrinėsime vidutinio kassavaitinio atliekų kiekio per mėnesį duomenis (žr. 2 priedą). Žemiau pateiktas 2000–2009 metų Kauno komunalinių atliekų kiekio laiko eilutės grafikas (2.1 pav.).



2.1 pav. Atliekos vienam gyventojui 2000 sausio mėn. –2009 gruodžio mėn.



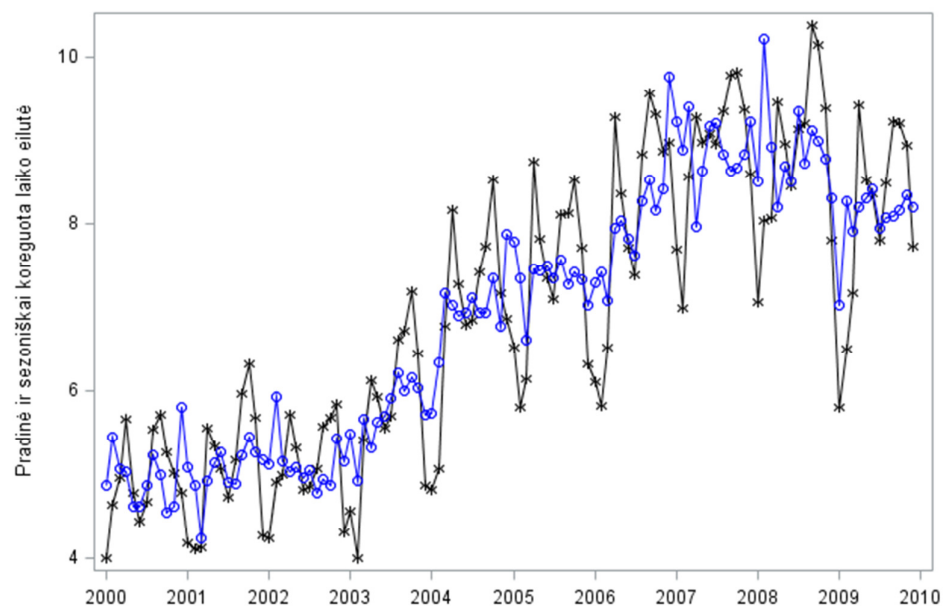
Pirmiausia nustatysime, ar atliekų kiekio laiko eilutė yra sezoninė. Pritaikius suderintą sezoniškumo nustatymo kriterijų 2.1 lentelėje matome, kad laiko eilutė yra sezoninė ir galima iš jos pašalinti sezoniškumą. Toliau taikysime X-12-ARIMA metodą, aprašytą 1.5 skyrelyje.

2.1 lentelė

## Suderintas sezoniškumo kriterijus

Sezoniškumo kriterijai:	Tikimybės lygmuo
Stabilaus sezoniškumo F–kriterijus	0,000
Slenkančio sezoniškumo F–kriterijus	0,301
Kruskal-Wallis Chi kvadrato kriterijus	0.000
Derinamieji dydžiai:	
$T1 = 7/F_S$	0.14
$T2 = 3F_M/F_S$	0.07
$T = (T1 + T2)/2$	0.11
Nustatytas sezoniškumas:	Yra

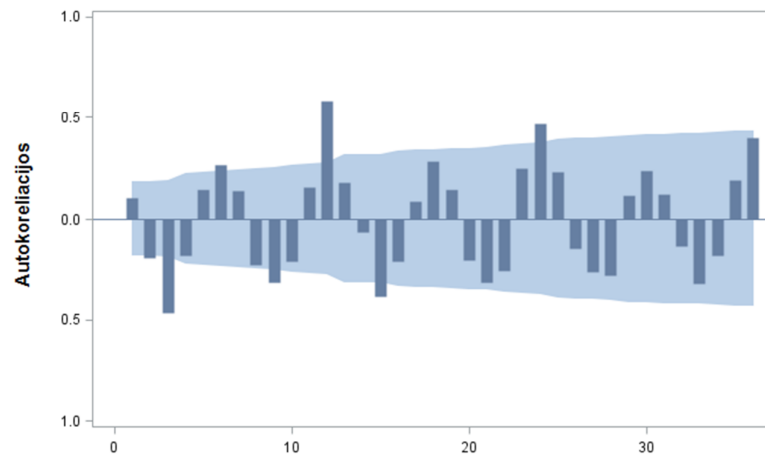
Pradinių ir sezoniškai pakoreguotų atliekų kiekio vienam gyventojui duomenis galima palyginti žemiau pateiktame paveiksle (žr. 2.2 pav.).



2.2 pav. Pradinių ir sezoniškai koreguotų eilučių grafikas

Optimalus ARIMA modelis identifikuojamas panaudojant autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos funkcijas. Autoregresinis slenkančio vidurkio su diferencijavimu metodas gali būti taikomas tik stacionarioms laiko eilutėms. Iš laiko eilutės grafiko (žr. 2.1 pav.) galime matyti, kad procesas nėra stacionarus.

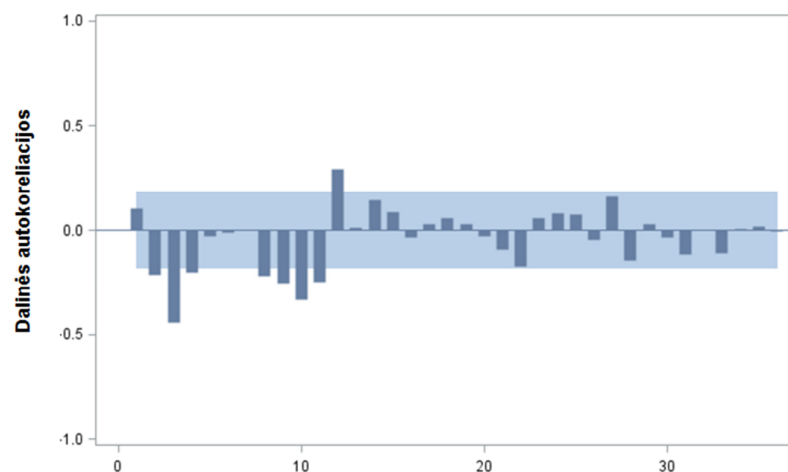
Remiantis autokoreliacijos grafiku (žr. 2.3 pav.), nustatoma slenkamųjų vidurkių vėlavimų eilė  $q$  ir slenkamųjų vidurkių procesas apibrėžiamas MA(2).



**2.3 pav. Kauno komunalinių atliekų autokoreliacijų diagrama**

Autoregresijos proceso  $AR(p)$  vėlavimų eilė  $p$  nustatoma iš dalinės autokoreliacijos diagramos (žr. 2.4 pav.). Taigi šiuo atveju šis procesas užrašomas  $AR(2)$ .

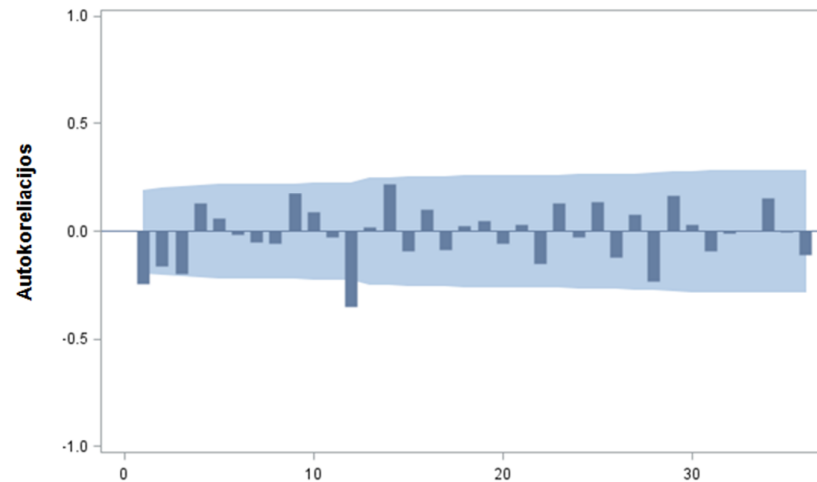
Kadangi diferencijavimas buvo atliekamas tik kartą, diferencijavimo procesas apibrėžiamas kaip  $I(1)$ .



**2.4 pav. Kauno komunalinių atliekų dalinių autokoreliacijų diagrama**

ARIMA proceso sezoniniai parametrai nustatomi analogiškai:

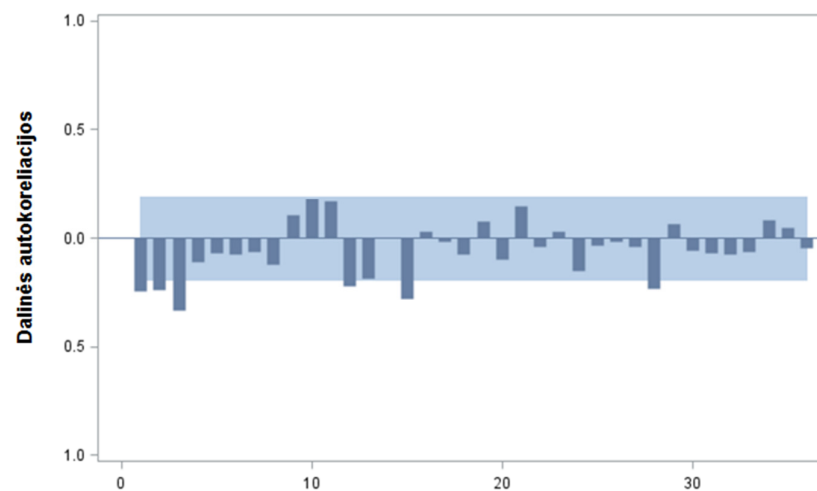
Iš autokoreliacijos grafiko (žr. 2.5 pav.), nustatoma slenkamųjų vidurkių vėlavimų eilė  $Q$  ir slenkamųjų vidurkių procesas apibrėžiamas  $MA(1)$ .



**2.5 pav. Kauno komunalinių atliekų autokoreliacijų diagrama, atlikus sezoninės dalies diferencijavimą**

Iš dalinės autokoreliacijos diagramos (žr. 2.6 pav.) nustatoma autoregresijos proceso vėlavimų eilė  $P$ . Taigi, procesas užrašomas  $AR(1)$ .

Diferencijavimas buvo atliekamas tik kartą, vadinasi  $D=1$ .



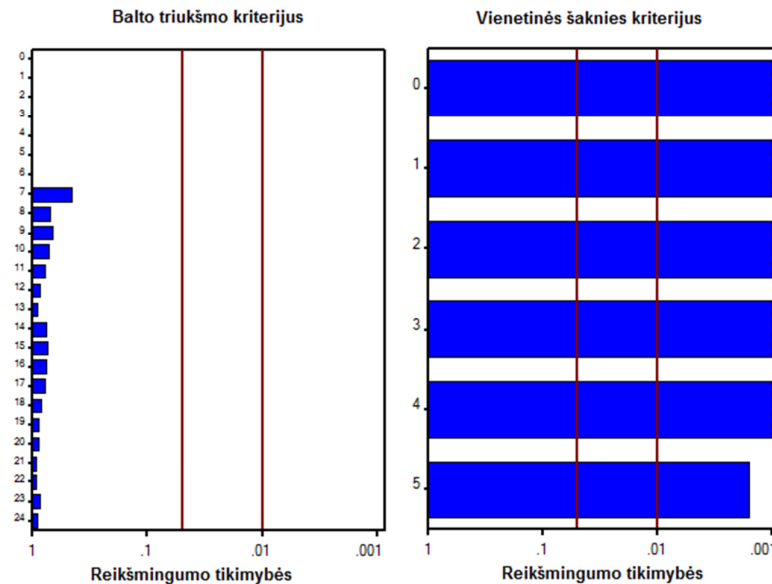
**2.6 pav. Kauno komunalinių atliekų dalinės autokoreliacijų diagrama, atlikus sezoninės dalies diferencijavimą**

Kadangi nagrinėjami mėnesiniai duomenys, proceso periodiškumas  $s = 12$ .

Sudaromas sezoninis autoregresinis slenkančio vidurkio su diferencijavimu modelis:

$$ARIMA(2,1,2)(1,1,1)_{12}$$

Remiantis Ljung–Box kriterijumi, kuris nustato ar modelio liekanos yra balto triukšmo procesas (baltojo triukšmo diagrama) ir Dickey–Fuller vienietinės šaknies diagrama, galime teigti, kad modelis sudarytas adekvačiai (žr. 2.7 pav.).



2.7 pav. Balto triukšmo ir vienietinės šaknies diagramos

Atsižvelgiant į autokoreliacijos ir dalinės autokoreliacijos funkcijų grafikus, nesunku pastebėti, kad šis ARIMA modelis gali būti ne vienintelis. Žemiau pateiktoje 2.2 lentelėje pateikiami ir kiti galimi modeliai šiai laiko eilutei. Tinkamiausia modelio eilė parenkama remiantis AIC ir BIC kriterijais. Geriausias modelis, kurio šių kriterijų reikšmės yra mažiausios –  $ARIMA(2,1,2)(1,1,1)_{12}$ .

2.2 lentelė

ARIMA modelio informaciniai kriterijai

Modelis	AIC	BIC
ARIMA(2,1,2)(1,1,1)	<b>180.1824</b>	<b>198.8922</b>
ARIMA(2,1,3)(1,1,1)	182.4981	203.8807
ARIMA(3,1,2)(1,1,1)	182.1264	203.5090
ARIMA(3,1,3)(1,1,1)	184.0278	208.0833
ARIMA(2,1,2)(2,1,1)	182.0628	203.4454
ARIMA(2,1,3)(2,1,1)	184.2502	208.3056
ARIMA(3,1,2)(2,1,1)	184.0305	208.0860
ARIMA(3,1,3)(2,1,1)	185.8313	212.5596

2.3 lentelė

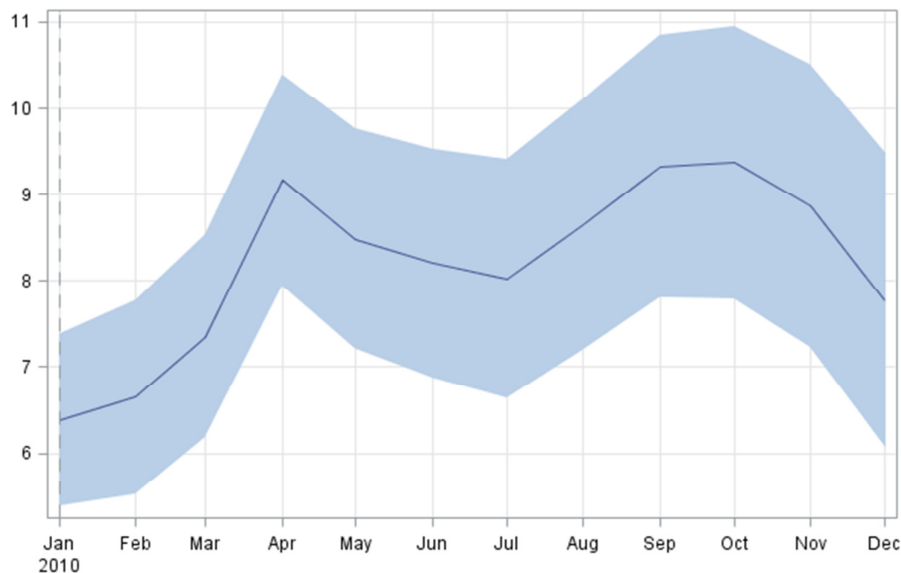
## ARIMA modelio parametrų įverčiai

Parametras	Vėlinimas	Įvertis	Standartinė paklaida	t reikšmė	Pr >  t
<b>Nesezoninis AR</b>	<b>1</b>	1.04680	0.21868	4.79	<.0001
	<b>2</b>	-0.31496	0.14182	-2.22	0.0285
<b>Sezoninis AR</b>	<b>12</b>	0.12327	0.12487	0.99	0.3258
<b>Nesezoninis MA</b>	<b>1</b>	1.52169	0.20240	7.52	<.0001
	<b>2</b>	-0.64197	0.15677	-4.09	<.0001
<b>Sezoninis MA</b>	<b>12</b>	0.73317	0.09343	7.85	<.0001

Kadangi tik vienas iš visų įvertintų sudaryto laiko eilutės modelio koeficientų nėra statistškai reikšmingas:  $p$ -reikšmė  $>0,05$  (žr. 2.3 lentelę), tai modelio įvertis (žr. 1.3.1.3 formulę) užrašomas:

$$(1 - B)(1 - B^{12})Y_t = \frac{(1 - 1,52169B + 0,64197B^2)(1 - 0,73317B^{12})}{1 - 1,04680B + 0,31496B^2}$$

Modelio tikslumą vertinančio apibrėžtumo koeficiento reikšmė  $r^2 = 0,904$ . Vadinasi, 90,4% visos sklaidos galima paaiškinti šiuo laiko eilutės modeliu. Žemiau pateikta Kauno komunalinių atliekų kiekio prognozuojama laiko eilutė ir jos pasikliautinis intervalas su 0,95 pasiklovimo lygmeniu metams į priekį (žr. 2.8 pav.).

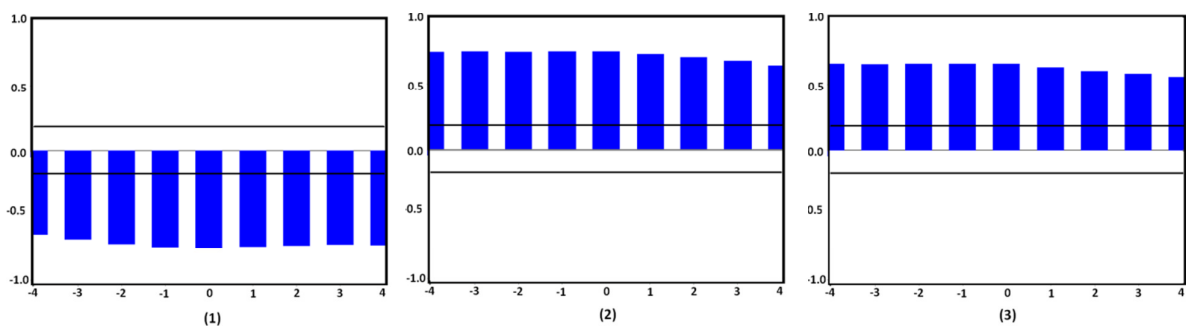


2.8 pav. ARIMA modelio prognozuojama laiko eilutė

### 2.3. KAUNO KOMUNALINIŲ ATLIEKŲ PROGNOZAVIMAS TAIKANT FIKTYVIŲ KINTAMŲJŲ SEZONINIŲ METODĄ

Toliau priklausomo kintamojo prognozavimo modelius sudarysime panaudodami prediktorių (ang. predictor variable). Pasitelkus kryžminės koreliacijos metodą, nustatytas ryšys tarp Kauno komunalinių atliekų kiekio vienam gyventojui ir nedarbo lygio, minimalaus valandinio atlygio, vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokyčio.

2.9 paveiksle pateikiamos kryžminės koreliacijos vėlinimuose nuo  $-4$  iki  $4$ . Tarp Kauno komunalinių atliekų kiekio ir minimaliaus valandinio atlygio nustatyta stipri teigiama koreliacija ( $0,65474 < r < 0,75961$ ). Koreliuojant atliekų kiekį su vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokyčiais nustatyta vidutinio stiprumo teigiama koreliacija ( $0,5605 < r < 0,66357$ ), o su nedarbo lygiu – vidutinio stiprumo neigiama koreliacija ( $-0,74788 < r < -0,64396$ ).



2.9 pav. Kryžminės koreliacijos tarp Kauno komunalinių atliekų kiekio ir nedarbo lygio (1), minimalaus vidutinio atlygio (2), vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokyčio (3)

Naujai sudaromuose modeliuose be prediktoriaus vaidmenį atliekančio nedarbo lygio, minimalaus valandinio užmokesčio bei vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokyčio, kurie kiekvienas atskiru atveju žymimas  $X_t$ , taip pat naudojamas tiesinis trendas kartu su fiktyviais sezoniskumo kintamaisiais. Pastaruosius naudojame, nes tiesinio trendo negalima suderinti kartu su eksponentiniu augimu.

Prognozavimo modelio išraiška tada užrašoma taip:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \psi(B)X_t + \sum_{k=1}^{11} s_k I_{k,t} + \varepsilon_t$$

Pirmiausia sudarome Kauno komunalinių atliekų kiekio prognozavimo modelį, įtraukiant nedarbo lygio laiko eilutę.

## 2.4 lentelė

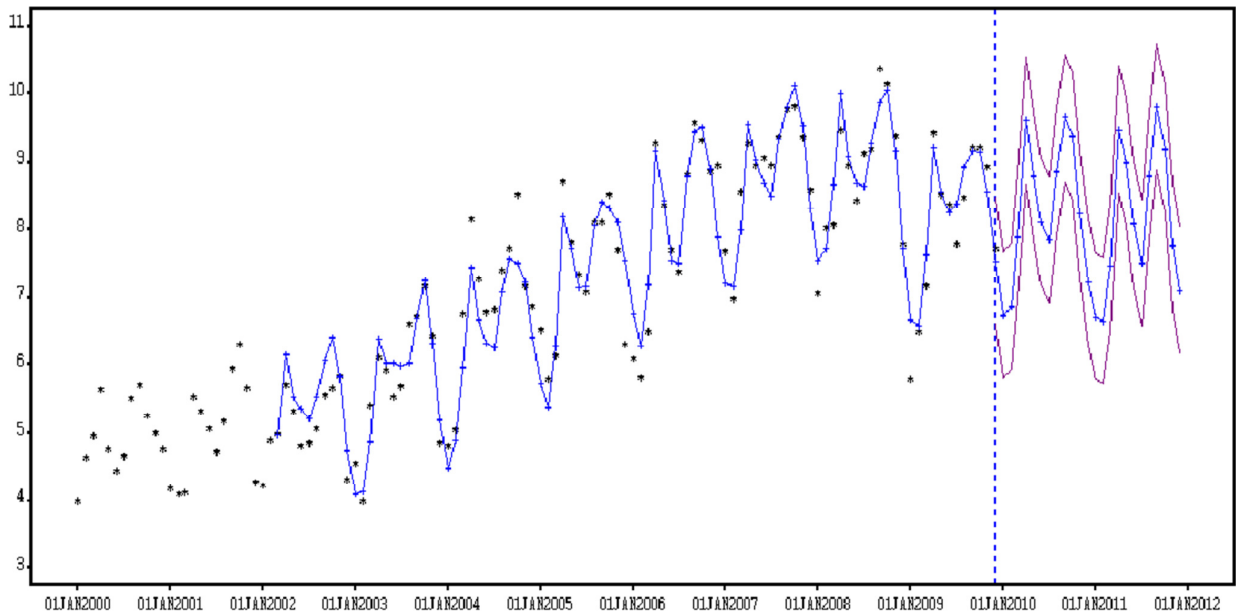
Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio parametrų įverčiai (nedarbo lygis)

Modelio parametras	Įvertis	Standartinė paklaida	T	Prob > T
Atidėjimo	5.64224	1.2447	4.5331	<.0001
Sezoninis fiktyvus 1	-1.05934	0.3342	-3.1694	0.0022
Sezoninis fiktyvus 2	0.09258	0.4751	0.1949	0.8460
Sezoninis fiktyvus 3	0.96937	0.3909	2.4796	0.0154
Sezoninis fiktyvus 4	0.92707	0.3851	2.4072	0.0186
Sezoninis fiktyvus 5	0.20266	0.3507	0.5779	0.5651
Sezoninis fiktyvus 6	1.30047	0.4876	2.6673	0.0094
Sezoninis fiktyvus 7	1.49466	0.4396	3.4002	0.0011
Sezoninis fiktyvus 8	0.66449	0.2771	2.3983	0.0190
Sezoninis fiktyvus 9	0.81835	0.3416	2.3956	0.0191
Sezoninis fiktyvus 10	2.63587	0.5251	5.0201	<.0001
Sezoninis fiktyvus 11	2.45187	0.4909	4.9948	<.0001
Tiesinis trendas	0.03418	0.0075	4.5283	<.0001
Nedarbo_lygis[N(1)(1)s / D(2)(2)s]	-0.79981	0.1858	-4.3057	<.0001
Nedarbo_lygis[N(1)(1)s / D(2)(2)s] Num1	-0.54281	0.1926	-2.8190	0.0062
Nedarbo_lygis [N(1)(1)s / D(2)(2)s] SNum1	-0.31948	0.7215	-0.4428	0.6592
Nedarbo_lygis [N(1)(1)s / D(2)(2)s] Den1	-0.05505	0.0176	-3.1349	0.0025
Nedarbo_lygis [N(1)(1)s / D(2)(2)s] Den2	-0.95816	0.0166	-57.8879	<.0001
Nedarbo_lygis [N(1)(1)s / D(2)(2)s] SDen1	-0.25802	0.6822	-0.3782	0.7064
Nedarbo_lygis [N(1)(1)s / D(2)(2)s] SDen2	0.25488	0.1882	1.3546	0.1797

Modelio tikslumą vertinančio apibrėžtumo koeficiento reikšmė  $r^2 = 0,928$ . Vadinasi, 92,8% visos sklaidos galima paaiškinti sudarytu šiuo laiko eilutės modeliu. 2.4 lentelėje galime pastebėti, kad ne visi laiko eilutės modelio koeficientai yra statistiškai reikšmingi ( $p$ -reikšmė  $< 0,05$ ). Todėl pašaliname nereikšmingus narius ir gauname išraišką:

$$\hat{Y}_t = 5,64224 + 0,03418t + \frac{0,79981(1 + 0,54281B)}{1 + 0,05505B + 0,95816B^2} X_t - 1,05934_{JAN,t} + 0,92707_{APR,t} + 1,30047_{JAN,t} + 1,49466_{JUN,t} + 0,66449_{AUG,t} + 0,81835_{SEP,t} + 2,63587_{OCT,t} + 2,45187_{NOW,t}$$

Žemiau pateiktame grafike (žr. 2.10 pav.) pateikta prognozuojama laiko eilutė ir jos pasikliautinis intervalas su 0,95 pasiklovimo lygmeniu dviems metams į priekį.



**2.10 pav. Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio prognozuojama laiko eilutė (nedarbo lygis)**

Toliau sudarome Kauno komunalinių atliekų kiekio prognozavimo modelį, įtraukiant minimalaus valandinio atlygio laiko eilutę.

**2.5 lentelė**

**Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio parametrų įverčiai (minimalus valandinis atlygis)**

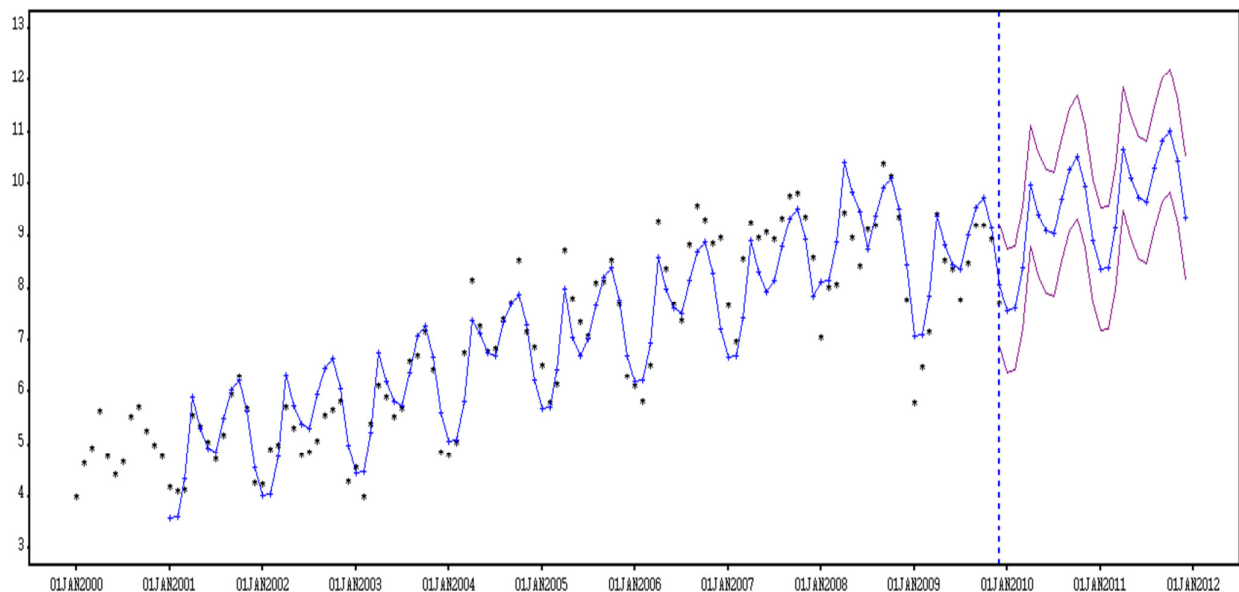
Modelio parametras	Įvertis	Standartinė paklaida	T	Prob > T
<b>Atidėjimo</b>	3.68606	0.2426	15.1912	<.0001
<b>Sezoninis fiktyvus 1</b>	-0.57276	0.2846	-2.0124	0.0470
<b>Sezoninis fiktyvus 2</b>	-0.58096	0.2844	-2.0424	0.0439
<b>Sezoninis fiktyvus 3</b>	0.11230	0.2843	0.3950	0.6937
<b>Sezoninis fiktyvus 4</b>	1.62274	0.2841	5.7109	<.0001
<b>Sezoninis fiktyvus 5</b>	1.00599	0.2840	3.5419	0.0006
<b>Sezoninis fiktyvus 6</b>	0.59993	0.2839	2.1131	0.0372
<b>Sezoninis fiktyvus 7</b>	0.48470	0.2838	1.7077	0.0910
<b>Sezoninis fiktyvus 8</b>	1.09470	0.2837	3.8580	0.0002
<b>Sezoninis fiktyvus 9</b>	1.58932	0.2837	5.6023	<.0001
<b>Sezoninis fiktyvus 10</b>	1.73968	0.2836	6.1332	<.0001
<b>Sezoninis fiktyvus 11</b>	1.10934	0.2836	3.9113	0.0002
<b>Tiesinis trendas</b>	0.03651	0.0022	16.7814	<.0001
<b>Minimalus_valandinis_atlygis[Dif(1)s]</b>	1.23296	0.2196	5.6143	<.0001



Šiuo laiko eilutės modeliu galima paaiškinti 89,1% visos sklaidos, apibrėžtumo koeficientas  $r^2 = 0,891$ . Statiškai nereikšmingi nariai, kurių  $p$ -reikšmė  $> 0,05$  (žr. 2.5 lentelę), pašalinami ir modelio įvertis užrašomas taip:

$$\hat{Y}_t = 3,68606 + 0,03651t + 1,23296X_t - 0,57276_{JAN,t} - 0,58096_{FEB,t} + 1,62274_{APR,t} + \\ + 1,00599_{MAY,t} + 0,59993_{JUN,t} + 1,09470_{AUG,t} + 1,58932_{SEP,t} + 1,73968_{OCT,t} + \\ + 1,10934_{NOW,t}$$

Prognozuojama laiko eilutė ir jos pasikliautinis intervalas su 0,95 pasiklovimo lygmeniu dviems metams į priekį atrodo taip, kaip pateikta žemiau esančiame grafike (žr. 2.11 pav.).



**2.11 pav. Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio prognozuojama laiko eilutė (minimalus valandinis atlygis)**

Kauno komunalinių atliekų kiekio prognozavimo modelis, įtraukiant vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokytį sudaromas tuo pačiu principu, panaudojant tiesinį trendą kartu su fiktyviais sezoniškumo kintamaisiais. Modelio parametro įverčiai pateikti 2.6 lentelėje.

## 2.6 lentelė

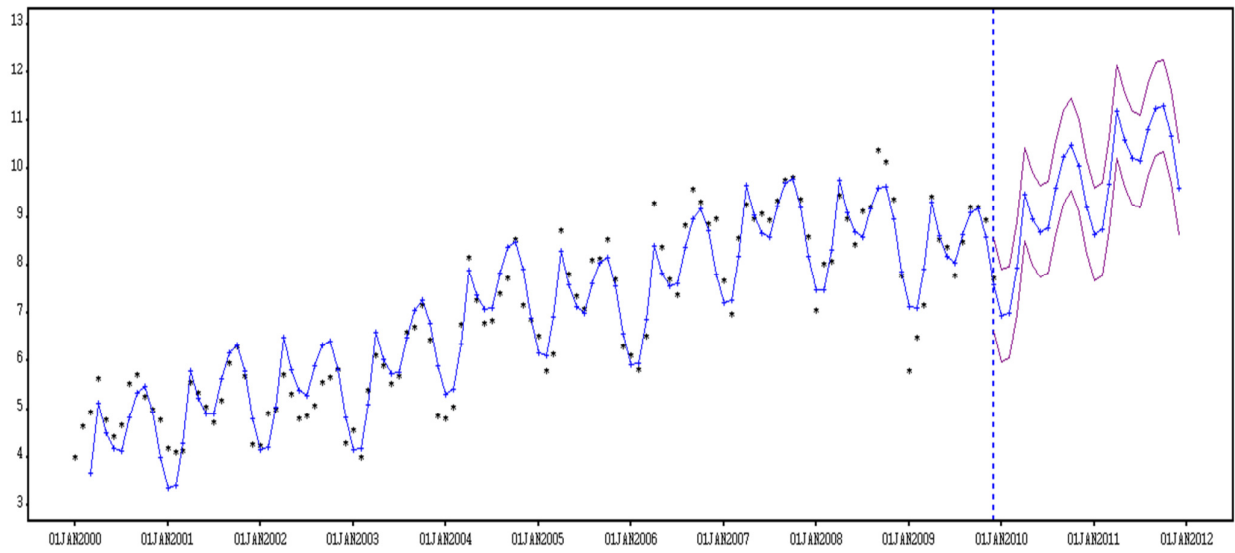
Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio parametrų įverčiai (vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokytis)

Modelio parametras	Įvertis	Standartinė paklaida	T	Prob > T
Atidėjimo	7.62305	0.6742	11.3062	<.0001
Sezoninis fiktyvus 1	-0.70156	0.2271	-3.0889	0.0026
Sezoninis fiktyvus 2	-0.71219	0.2271	-3.1364	0.0022
Sezoninis fiktyvus 3	0.12150	0.2213	0.5491	0.5841
Sezoninis fiktyvus 4	1.54111	0.2212	6.9666	<.0001
Sezoninis fiktyvus 5	0.88876	0.2212	4.0186	0.0001
Sezoninis fiktyvus 6	0.48343	0.2211	2.1869	0.0311
Sezoninis fiktyvus 7	0.40366	0.2208	1.8280	0.0705
Sezoninis fiktyvus 8	1.05122	0.2204	4.7686	<.0001
Sezoninis fiktyvus 9	1.52395	0.2202	6.9205	<.0001
Sezoninis fiktyvus 10	1.61606	0.2201	7.3429	<.0001
Sezoninis fiktyvus 11	1.02119	0.2200	4.6414	<.0001
Tiesinis trendas	0.05133	0.0026	19.3726	<.0001
Vartojimo Prekes ir paslaugos[N(1)/D(2)]	0.02210	0.0045	4.9600	<.0001
Vartojimo Prekes ir paslaugos[N(1)/D(2)]Num1	0.02382	0.0045	5.2794	<.0001
Vartojimo Prekes ir paslaugos[N(1)/D(2)]Den1	1.95446	0.0082	237.8049	<.0001
Vartojimo Prekes ir paslaugos[N(1)/D(2)] Den2	-0.99340	0.0079	-126.3349	<.0001

Modelio tikslumą nusako apibrėžtumo koeficientas  $r^2 = 0,931$ , vadinasi, šis laiko eilutės modelis gali paaiškinti 93,1% visos sklaidos. Modelio įvertis:

$$\hat{Y}_t = 7,62305 + 0,05133t + \frac{0,02210(1 - 0,02382B)}{1 - 1,95446B + 0,99340B^2} X_t - 0,70156_{JAN,t} - 0,71219_{FEB,t} + 1,54111_{APR,t} + 0,88876_{MAY,t} + 0,48343_{JAN,t} + 1,05122_{AUG,t} + 1,52395_{SEP,t} + 1,61606_{OCT,t} + 1,02119_{NOW,t}$$

Prognozuojama laiko eilutė su 0,95 pasiklovimo lygmeniu 2 metams į priekį pateikta 2.12 paveiksle.



**2.12 pav. Fiktyvių kintamųjų sezoninio modelio prognozuojama laiko eilutė (vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokytis)**

## IŠVADOS

Išanalizavus prognozavimo metodus ir pritaikius juos Kauno komunalinių atliekų kiekio prognozavimui dviem metams į priekį, įvertinus šių modelių tikslumą, nustatyta, kad labiausiai Kauno komunalinėms atliekoms prognozuoti tinka sezoninis fiktyvių kintamųjų modelis su vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokyčiu, nes 93,1% visos sklaidos galima paaiškinti šiuo modeliu.

Pritaikius kryžminės koreliacijos metodą, nustatyta stipri koreliacija tarp Kauno komunalinių atliekų ir minimalaus valandinio atlygio, vidutinio stiprumo teigiama koreliacija su vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokyčiu ir vidutinio stiprumo neigiama koreliacija su nedarbo lygiu.

Įtraukus į modelį nedarbo lygį, prognozuojama taip pat gana tiksliai – 92,8% visos sklaidos galima paaiškinti. Fiktyvių kintamųjų sezoninis modelis su minimaliu valandiniu užmokesčiu prognozuoja prasčiau – 89,1 % visos sklaidos galima paaiškinti.

Taikant neparimetrinį metodą X-12-ARIMA nustatyta, kad Kauno komunalinių atliekų kiekio eilutė yra sezoninė. Sudarytu sezoniniu ARIMA(2,1,2)(1,1,1)<sub>12</sub> modeliu galima paaiškinti 90,4% visos sklaidos.

## LITERATŪRA

1. Akaike H. 1973. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle, in Second international Symposium on Information Theory, 267-281
2. Cooper, G.F.; Herskovits, E. 1992. A Bayesian method for the induction of probabilistic networks from data, Machine Learning, 309-347
3. I.Rimaitytė, T.Ruzgas, G. Denafas, V. Račys, D. Martuzevičius. Application and evaluation of forecasting methods for municipal solid waste generation in an eastern-European city, 2011.
4. K. Pūkėnas. Laiko eilučių prognozavimas su SPSS, Decision Time & WhatIf? LKKA, 2006. 3,12-14 p.
5. Lietuvos statistikos departamentas. Prieiga per internetą: [www.stat.gov.lt](http://www.stat.gov.lt) [žiūrėta 2014-02-05]
6. Pan kratz, Alan. Forecasting with Dynamic Regression Models. New York: John Wiley & Sons, 1991.
7. V. Karpuškienė. ARMA/ARIMA modeliai, paskaitų VU EF skaidrės, 2009.10.15. Prieiga per internetą: [ututi.com/content/get\\_content/5763](http://ututi.com/content/get_content/5763) [žiūrėta 2014-04-14]].
8. V. Sakalauskas. Duomenų analizė su Statistica. Vilnius: „Margi raštai“ 2003. 190-192, 205 p.
9. V. Sakalauskas. Statistika su Statistica. Vilnius: „Margi raštai“, 1998. 160, 175 p.
10. [http://dspace.vgtu.lt/jspui/bitstream/1/1699/1/2228\\_Bratcikoviene\\_Disertacija\\_WEB.pdf](http://dspace.vgtu.lt/jspui/bitstream/1/1699/1/2228_Bratcikoviene_Disertacija_WEB.pdf)
11. <http://www.ist-intermon.org/download/asa2001kmm.pdf>
12. <http://rbiidocs.rbi.org.in/rdocs/Publications/PDFs/78940.pdf> 295psl
13. <http://support.sas.com/rnd/app/ets/papers/ffc2000.pdf>
14. R. Lapinskas. Ekonometrija su kompiuteriu, II. Laikinės sekos. Vilnius 2007.09.05. 3-9 p. Prieiga per internetą: [www.scribd.com/doc/41279523/Ekonometrija-II](http://www.scribd.com/doc/41279523/Ekonometrija-II) [žiūrėta 2014-04-14]

## 1 priedas

## 2000-2009 METŲ ATLIEKŲ DUOMENYS

YEAR	WEEK	WASTE QUANTITY	WASTE QUANTITY KAUNAS CITY	POPULATION	WASTE 1 RESIDENT WEEK	MONTH	DATE
2000	1	1830470	1610814	385620	4.177205	1	02/01/2000
2000	2	1914180	1684478	385506.3	4.369523	1	09/01/2000
2000	3	1722040	1515395	385392.5	3.932082	1	16/01/2000
2000	4	1557990	1371031	385278.8	3.558543	1	23/01/2000
2000	5	1721580	1514990	385165.1	3.933353	1	30/01/2000
2000	6	2004400	1763872	385051.3	4.580875	2	06/02/2000
2000	7	1867070	1643022	384937.6	4.26828	2	13/02/2000
2000	8	2010740	1769451	384823.9	4.598081	2	20/02/2000
2000	9	2217080	1951030	384710.2	5.071429	2	27/02/2000
2000	10	2096790	1845175	384596.4	4.797692	3	05/03/2000
2000	11	2147280	1889606	384482.7	4.914672	3	12/03/2000
2000	12	2025310	1782273	384369	4.63688	3	19/03/2000
2000	13	2374710	2089745	384255.2	5.438429	3	26/03/2000
2000	14	2359680	2076518	384141.5	5.405608	4	02/04/2000
2000	15	2601030	2288906	384027.8	5.960263	4	09/04/2000
2000	16	2747020	2417378	383914	6.296664	4	16/04/2000
2000	17	2234500	1966360	383800.3	5.123393	4	23/04/2000
2000	18	2368000	2083840	383686.6	5.4311	4	30/04/2000
2000	19	2118890	1864623	383572.8	4.861197	5	07/05/2000
2000	20	2084300	1834184	383459.1	4.783258	5	14/05/2000
2000	21	2022800	1780064	383345.4	4.643499	5	21/05/2000
2000	22	2082240	1832371	383231.7	4.781367	5	28/05/2000
2000	23	2010860	1769557	383117.9	4.618831	6	04/06/2000
2000	24	1905740	1677051	383004.2	4.378676	6	11/06/2000
2000	25	1826330	1607170	382890.5	4.197468	6	18/06/2000
2000	26	1975320	1738282	382776.7	4.541242	6	25/06/2000
2000	27	1763190	1551607	382663	4.054762	7	02/07/2000
2000	28	2050540	1804475	382549.3	4.716975	7	09/07/2000
2000	29	2070450	1821996	382435.5	4.764191	7	16/07/2000
2000	30	2105750	1853060	382321.8	4.846859	7	23/07/2000
2000	31	2140780	1883886	382208.1	4.928955	7	30/07/2000
2000	32	2290630	2015754	382094.3	5.275541	8	06/08/2000
2000	33	1965320	1729482	381980.6	4.527669	8	13/08/2000
2000	34	2694910	2371521	381866.9	6.210334	8	20/08/2000
2000	35	2627710	2312385	381753.2	6.057278	8	27/08/2000
2000	36	2629860	2314277	381639.4	6.06404	9	03/09/2000
2000	37	2411660	2122261	381525.7	5.562563	9	10/09/2000
2000	38	2575120	2266106	381412	5.94136	9	17/09/2000

2000	39	2279740	2006171	381298.2	5.261423	9	24/09/2000
2000	40	2349920	2067930	381184.5	5.42501	10	01/10/2000
2000	41	2275500	2002440	381070.8	5.254772	10	08/10/2000
2000	42	2241890	1972863	380957	5.178703	10	15/10/2000
2000	43	2237990	1969431	380843.3	5.171238	10	29/10/2000
2000	44	2121800	1867184	380729.6	4.904226	11	05/11/2000
2000	45	2314260	2036549	380615.8	5.350667	11	12/11/2000
2000	46	2150080	1892070	380502.1	4.972562	11	19/11/2000
2000	47	2059520	1812378	380388.4	4.764545	11	26/11/2000
2000	48	1895520	1668058	380274.7	4.386455	12	03/12/2000
2000	49	2107250	1854380	380160.9	4.877882	12	10/12/2000
2000	50	2107920	1854970	380047.2	4.880893	12	17/12/2000
2000	51	2138310	1881713	379933.5	4.952743	12	24/12/2000
2000	52	2038590	1793959	379819.7	4.723186	12	31/12/2000
2001	1	1407240	1238371	379706	3.261395	1	07/01/2001
2001	2	2021500	1778920	379645.8	4.685736	1	14/01/2001
2001	3	1842050	1621004	379585.6	4.270457	1	21/01/2001
2001	4	1930360	1698717	379525.4	4.475898	1	28/01/2001
2001	5	1745100	1535688	379465.2	4.04698	2	04/02/2001
2001	6	1682470	1480574	379404.9	3.902357	2	11/02/2001
2001	7	1863980	1640302	379344.7	4.324042	2	18/02/2001
2001	8	1773660	1560821	379284.5	4.115171	2	25/02/2001
2001	9	1563140	1375563	379224.3	3.627308	3	04/03/2001
2001	10	1609110	1416017	379164.1	3.734575	3	11/03/2001
2001	11	2133800	1877744	379103.9	4.953112	3	18/03/2001
2001	12	1805220	1588594	379043.7	4.191057	3	25/03/2001
2001	13	1786330	1571970	378983.5	4.14786	4	01/04/2001
2001	14	2511380	2210014	378923.3	5.832354	4	08/04/2001
2001	15	2775110	2442097	378863	6.445857	4	15/04/2001
2001	16	2336480	2056102	378802.8	5.427896	4	22/04/2001
2001	17	2524920	2221930	378742.6	5.866595	4	29/04/2001
2001	18	2451040	2156915	378682.4	5.695842	5	06/05/2001
2001	19	2205140	1940523	378622.2	5.125223	5	13/05/2001
2001	20	2227880	1960534	378562	5.178899	5	20/05/2001
2001	21	2293720	2018474	378501.8	5.332798	5	27/05/2001
2001	22	2331940	2052107	378441.6	5.422521	6	03/06/2001
2001	23	2201100	1936968	378381.3	5.11909	6	10/06/2001
2001	24	2056040	1809315	378321.1	4.782485	6	17/06/2001
2001	25	2106860	1854037	378260.9	4.901476	6	24/06/2001
2001	26	2194340	1931019	378200.7	5.105805	7	01/07/2001
2001	27	1916120	1686186	378140.5	4.459151	7	08/07/2001
2001	28	1897440	1669747	378080.3	4.416383	7	15/07/2001
2001	29	2007780	1766846	378020.1	4.673949	7	22/07/2001
2001	30	2113480	1859862	377959.9	4.920793	7	29/07/2001
2001	31	2108400	1855392	377899.7	4.909748	8	05/08/2001
2001	32	2092040	1840995	377839.4	4.872427	8	12/08/2001

2001	33	2249580	1979630	377779.2	5.240178	8	19/08/2001
2001	34	2424500	2133560	377719	5.648537	8	26/08/2001
2001	35	2533260	2229269	377658.8	5.902865	9	02/09/2001
2001	36	2459800	2164624	377598.6	5.732606	9	09/09/2001
2001	37	2450120	2156106	377538.4	5.710957	9	16/09/2001
2001	38	2607360	2294477	377478.2	6.078436	9	23/09/2001
2001	39	2724260	2397349	377418	6.351973	9	30/09/2001
2001	40	2667400	2347312	377357.8	6.220389	10	07/10/2001
2001	41	2916800	2566784	377297.5	6.803076	10	14/10/2001
2001	42	2840860	2499957	377237.3	6.627013	10	21/10/2001
2001	43	2407560	2118653	377177.1	5.61713	10	28/10/2001
2001	44	2322520	2043818	377116.9	5.419586	11	04/11/2001
2001	45	2672780	2352046	377056.7	6.237912	11	11/11/2001
2001	46	2501440	2201267	376996.5	5.83896	11	18/11/2001
2001	47	2230620	1962946	376936.3	5.207633	11	25/11/2001
2001	48	1950180	1716158	376876.1	4.553641	12	02/12/2001
2001	49	1795730	1580242	376815.8	4.193673	12	09/12/2001
2001	50	1931080	1699350	376755.6	4.510484	12	16/12/2001
2001	51	1803820	1587362	376695.4	4.213913	12	23/12/2001
2001	52	1648700	1450856	376635.2	3.852152	12	30/12/2001
2002	1	1408340	1239339	376575	3.291082	1	06/01/2002
2002	2	2181580	1919790	376519.2	5.098785	1	13/01/2002
2002	3	1751120	1540986	376463.3	4.093322	1	20/01/2002
2002	4	1899220	1671314	376407.5	4.440171	1	27/01/2002
2002	5	1921110	1690577	376351.6	4.492014	2	03/02/2002
2002	6	2347560	2065853	376295.8	5.489971	2	10/02/2002
2002	7	2180320	1918682	376239.9	5.099623	2	17/02/2002
2002	8	1930160	1698541	376184.1	4.515185	2	24/02/2002
2002	9	1770640	1558163	376128.2	4.142638	3	03/03/2002
2002	10	1903700	1675256	376072.4	4.454611	3	10/03/2002
2002	11	2101060	1848933	376016.5	4.917158	3	17/03/2002
2002	12	2504260	2203749	375960.7	5.861647	3	24/03/2002
2002	13	2374260	2089349	375904.8	5.558185	3	31/03/2002
2002	14	2182560	1920653	375849	5.110171	4	07/04/2002
2002	15	2494800	2195424	375793.2	5.842107	4	14/04/2002
2002	16	2576560	2267373	375737.3	6.034463	4	21/04/2002
2002	17	2489130	2190434	375681.5	5.830563	4	28/04/2002
2002	18	2456820	2162002	375625.6	5.755735	5	05/05/2002
2002	19	2262920	1991370	375569.8	5.302263	5	12/05/2002
2002	20	2176240	1915091	375513.9	5.099921	5	19/05/2002
2002	21	2172600	1911888	375458.1	5.092148	5	26/05/2002
2002	22	2205160	1940541	375402.2	5.169231	6	02/06/2002
2002	23	2091900	1840872	375346.4	4.904462	6	09/06/2002
2002	24	2016320	1774362	375290.5	4.727968	6	16/06/2002
2002	25	2000560	1760493	375234.7	4.691711	6	23/06/2002
2002	26	1923040	1692275	375178.8	4.510583	6	30/06/2002



2002	27	2020300	1777864	375123	4.739416	7	07/07/2002
2002	28	1991600	1752608	375067.2	4.672785	7	14/07/2002
2002	29	2027820	1784482	375011.3	4.758474	7	21/07/2002
2002	30	2222640	1955923	374955.5	5.216415	7	28/07/2002
2002	31	2117980	1863822	374899.6	4.971524	8	04/08/2002
2002	32	2225920	1958810	374843.8	5.225669	8	11/08/2002
2002	33	2053620	1807186	374787.9	4.821889	8	18/08/2002
2002	34	2225440	1958387	374732.1	5.2261	8	25/08/2002
2002	35	2279460	2005925	374676.2	5.353755	9	01/09/2002
2002	36	2387670	2101150	374620.4	5.608743	9	08/09/2002
2002	37	2364260	2080549	374564.5	5.55458	9	15/09/2002
2002	38	2459600	2164448	374508.7	5.779433	9	22/09/2002
2002	39	2350740	2068651	374452.8	5.524464	9	29/09/2002
2002	40	2361100	2077768	374397	5.549638	10	06/10/2002
2002	41	2367080	2083030	374341.2	5.564524	10	13/10/2002
2002	42	2402800	2114464	374285.3	5.649337	10	20/10/2002
2002	43	2518720	2216474	374229.5	5.922766	10	27/10/2002
2002	44	2923960	2573085	374173.6	6.876714	11	03/11/2002
2002	45	2427540	2136235	374117.8	5.710061	11	10/11/2002
2002	46	2125980	1870862	374061.9	5.001478	11	17/11/2002
2002	47	2432940	2140987	374006.1	5.724472	11	24/11/2002
2002	48	2250840	1980739	373950.2	5.296799	12	01/12/2002
2002	49	1782880	1568934	373894.4	4.196197	12	08/12/2002
2002	50	1766500	1554520	373838.5	4.158266	12	15/12/2002
2002	51	1769860	1557477	373782.7	4.166798	12	22/12/2002
2002	52	1570200	1381776	373726.8	3.697289	12	29/12/2002
2003	1	1770700	1558216	373671	4.170021	1	05/01/2003
2003	2	1991700	1752696	373579.5	4.691628	1	12/01/2003
2003	3	2010220	1768994	373488	4.736413	1	19/01/2003
2003	4	1960540	1725275	373396.5	4.620491	1	26/01/2003
2003	5	1679420	1477890	373305	3.958933	2	02/02/2003
2003	6	1672880	1472134	373213.5	3.944483	2	09/02/2003
2003	7	1737600	1529088	373122	4.098091	2	16/02/2003
2003	8	1675930	1474818	373030.5	3.953613	2	23/02/2003
2003	9	1687690	1485167	372939	3.982333	3	02/03/2003
2003	10	1982540	1744635	372847.5	4.679219	3	09/03/2003
2003	11	2520000	2217600	372756	5.9492	3	16/03/2003
2003	12	2566060	2258133	372664.5	6.059426	3	23/03/2003
2003	13	2683340	2361339	372573	6.337924	3	30/03/2003
2003	14	2238260	1969669	372481.5	5.287964	4	06/04/2003
2003	15	2874440	2529507	372390	6.792629	4	13/04/2003
2003	16	2548640	2242803	372298.5	6.024207	4	20/04/2003
2003	17	2686390	2364023	372207	6.351367	4	27/04/2003
2003	18	2606020	2293298	372115.5	6.162865	5	04/05/2003
2003	19	2494680	2195318	372024	5.901013	5	11/05/2003
2003	20	2486130	2187794	371932.5	5.882235	5	18/05/2003

2003	21	2413060	2123493	371841	5.710755	5	25/05/2003
2003	22	2378160	2092781	371749.5	5.629546	6	01/06/2003
2003	23	2276480	2003302	371658	5.390177	6	08/06/2003
2003	24	2297820	2022082	371566.5	5.442045	6	15/06/2003
2003	25	2404090	2115599	371475	5.695132	6	22/06/2003
2003	26	2340610	2059737	371383.5	5.546118	6	29/06/2003
2003	27	2301920	2025690	371292	5.455786	7	06/07/2003
2003	28	2288270	2013678	371200.5	5.424771	7	13/07/2003
2003	29	2379148	2093650	371109	5.641605	7	20/07/2003
2003	30	2614578	2300829	371017.5	6.201402	7	27/07/2003
2003	31	2610043	2296838	370926	6.192173	8	03/08/2003
2003	32	2735540	2407275	370834.5	6.491508	8	10/08/2003
2003	33	2839594	2498843	370743	6.740094	8	17/08/2003
2003	34	2854020	2511538	370651.5	6.776008	8	24/08/2003
2003	35	2879720	2534154	370560	6.838713	8	31/08/2003
2003	36	2721059	2394532	370468.5	6.463524	9	07/09/2003
2003	37	2815060	2477253	370377	6.688463	9	14/09/2003
2003	38	2895200	2547776	370285.5	6.880572	9	21/09/2003
2003	39	2865395	2521548	370194	6.811422	9	28/09/2003
2003	40	3026446	2663272	370102.5	7.19604	10	05/10/2003
2003	41	2940500	2587640	370011	6.993414	10	12/10/2003
2003	42	2767860	2435717	369919.5	6.584451	10	19/10/2003
2003	43	3332100	2932248	369828	7.92868	10	26/10/2003
2003	44	2817330	2479250	369736.5	6.705452	11	02/11/2003
2003	45	2754000	2423520	369645	6.556345	11	09/11/2003
2003	46	2622239	2307570	369553.5	6.244212	11	16/11/2003
2003	47	2806320	2469562	369462	6.68421	11	23/11/2003
2003	48	2523920	2221050	369370.5	6.013067	11	30/11/2003
2003	49	2345461	2064006	369279	5.589285	12	07/12/2003
2003	50	2246190	1976647	369187.5	5.354047	12	14/12/2003
2003	51	2147750	1890020	369096	5.120673	12	21/12/2003
2003	52	1415817	1245919	369004.5	3.376433	12	28/12/2003
2004	1	1993520	1754298	368913	4.755315	1	04/01/2004
2004	2	2038969	1794293	368819.7	4.86496	1	11/01/2004
2004	3	2058230	1811242	368726.3	4.912159	1	18/01/2004
2004	4	1954691	1720128	368633	4.666235	1	25/01/2004
2004	5	2168400	1908192	368539.6	5.177712	2	01/02/2004
2004	6	2230360	1962717	368446.3	5.32701	2	08/02/2004
2004	7	2052140	1805883	368352.9	4.90259	2	15/02/2004
2004	8	2125540	1870475	368259.6	5.07923	2	22/02/2004
2004	9	1988520	1749898	368166.2	4.75301	2	29/02/2004
2004	10	2067960	1819805	368072.9	4.944143	3	07/03/2004
2004	11	2685980	2363662	367979.5	6.423353	3	14/03/2004
2004	12	3123340	2748539	367886.2	7.471167	3	21/03/2004
2004	13	3443654	3030416	367792.8	8.239463	3	28/03/2004
2004	14	3731470	3283694	367699.5	8.930373	4	04/04/2004

2004	15	2953217	2598831	367606.2	7.069607	4	11/04/2004
2004	16	3509980	3088782	367512.8	8.404557	4	18/04/2004
2004	17	3422436	3011744	367419.5	8.197017	4	25/04/2004
2004	18	3159414	2780284	367326.1	7.568981	5	02/05/2004
2004	19	3107320	2734442	367232.8	7.446072	5	09/05/2004
2004	20	3001380	2641214	367139.4	7.194036	5	16/05/2004
2004	21	3009080	2647990	367046.1	7.214327	5	23/05/2004
2004	22	2886760	2540349	366952.7	6.922823	5	30/05/2004
2004	23	2877580	2532270	366859.4	6.902564	6	06/06/2004
2004	24	2837660	2497141	366766	6.808539	6	13/06/2004
2004	25	2751051	2420925	366672.7	6.602414	6	20/06/2004
2004	26	2850780	2508686	366579.3	6.843502	6	27/06/2004
2004	27	2767521	2435418	366486	6.645325	7	04/07/2004
2004	28	2888500	2541880	366392.7	6.937585	7	11/07/2004
2004	29	2758680	2427638	366299.3	6.627472	7	18/07/2004
2004	30	2964430	2608698	366206	7.123583	7	25/07/2004
2004	31	2939500	2586760	366112.6	7.065476	8	01/08/2004
2004	32	3015080	2653270	366019.3	7.248991	8	08/08/2004
2004	33	3090080	2719270	365925.9	7.431205	8	15/08/2004
2004	34	3118300	2744104	365832.6	7.500983	8	22/08/2004
2004	35	3255500	2864840	365739.2	7.833013	8	29/08/2004
2004	36	3178000	2796640	365645.9	7.648493	9	05/09/2004
2004	37	3131780	2755966	365552.5	7.53918	9	12/09/2004
2004	38	3269900	2877512	365459.2	7.873689	9	19/09/2004
2004	39	3251920	2861690	365365.8	7.832395	9	26/09/2004
2004	40	3341320	2940362	365272.5	8.049775	10	03/10/2004
2004	41	3388260	2981669	365179.2	8.164948	10	10/10/2004
2004	42	3317400	2919312	365085.8	7.996235	10	17/10/2004
2004	43	3972500	3495800	364992.5	9.577732	10	24/10/2004
2004	44	3659620	3220466	364899.1	8.825633	10	31/10/2004
2004	45	3571970	3143334	364805.8	8.616458	11	07/11/2004
2004	46	3108920	2735850	364712.4	7.501389	11	14/11/2004
2004	47	2607360	2294477	364619.1	6.292805	11	21/11/2004
2004	48	2588460	2277845	364525.7	6.24879	11	28/11/2004
2004	49	3004990	2644391	364432.4	7.256192	12	05/12/2004
2004	50	3159340	2780219	364339	7.630857	12	12/12/2004
2004	51	2642270	2325198	364245.7	6.383597	12	19/12/2004
2004	52	2567010	2258969	364152.3	6.203362	12	26/12/2004
2005	1	2928360	2576957	364059	7.078404	1	02/01/2005
2005	2	2933100	2581128	363993.2	7.091144	1	09/01/2005
2005	3	2739048	2410362	363927.4	6.623196	1	16/01/2005
2005	4	2465560	2169693	363861.6	5.962962	1	23/01/2005
2005	5	2414540	2124795	363795.8	5.840626	1	30/01/2005
2005	6	2285320	2011082	363730	5.529051	2	06/02/2005
2005	7	2438340	2145739	363664.2	5.900332	2	13/02/2005
2005	8	2404960	2116365	363598.3	5.820612	2	20/02/2005

2005	9	2458900	2163832	363532.5	5.952237	2	27/02/2005
2005	10	2257560	1986653	363466.7	5.465845	3	06/03/2005
2005	11	2585190	2274967	363400.9	6.260213	3	13/03/2005
2005	12	2587960	2277405	363335.1	6.268056	3	20/03/2005
2005	13	2719850	2393468	363269.3	6.588688	3	27/03/2005
2005	14	3581200	3151456	363203.5	8.676833	4	03/04/2005
2005	15	3659840	3220659	363137.7	8.868975	4	10/04/2005
2005	16	3700061	3256054	363071.9	8.968069	4	17/04/2005
2005	17	3461160	3045821	363006.1	8.39055	4	24/04/2005
2005	18	3342090	2941039	362940.3	8.10337	5	01/05/2005
2005	19	3259290	2868175	362874.5	7.904043	5	08/05/2005
2005	20	3220840	2834339	362808.7	7.812215	5	15/05/2005
2005	21	3184100	2802008	362742.8	7.724502	5	22/05/2005
2005	22	3103880	2731414	362677	7.531258	5	29/05/2005
2005	23	3193800	2810544	362611.2	7.750847	6	05/06/2005
2005	24	3091240	2720291	362545.4	7.503311	6	12/06/2005
2005	25	2957200	2602336	362479.6	7.179262	6	19/06/2005
2005	26	2869020	2524738	362413.8	6.96645	6	26/06/2005
2005	27	2980940	2623227	362348	7.239524	7	03/07/2005
2005	28	2889940	2543147	362282.2	7.019796	7	10/07/2005
2005	29	2897400	2549712	362216.4	7.039196	7	17/07/2005
2005	30	2897280	2549606	362150.6	7.040183	7	24/07/2005
2005	31	2926300	2575144	362084.8	7.111992	7	31/07/2005
2005	32	3211900	2826472	362019	7.807525	8	07/08/2005
2005	33	3324220	2925314	361953.2	8.082023	8	14/08/2005
2005	34	3379220	2973714	361887.3	8.217236	8	21/08/2005
2005	35	3424060	3013173	361821.5	8.327787	8	28/08/2005
2005	36	3285580	2891310	361755.7	7.992438	9	04/09/2005
2005	37	3346620	2945026	361689.9	8.142404	9	11/09/2005
2005	38	3353030	2950666	361624.1	8.159485	9	18/09/2005
2005	39	3364980	2961182	361558.3	8.190055	9	25/09/2005
2005	40	3528900	3105432	361492.5	8.590585	10	02/10/2005
2005	41	3477140	3059883	361426.7	8.466124	10	09/10/2005
2005	42	3393630	2986394	361360.9	8.264299	10	16/10/2005
2005	43	3890820	3423922	361295.1	9.476801	10	23/10/2005
2005	44	3209060	2823973	361229.3	7.817674	10	30/10/2005
2005	45	3415560	3005693	361163.5	8.322251	11	06/11/2005
2005	46	3243100	2853928	361097.7	7.90348	11	13/11/2005
2005	47	3219840	2833459	361031.8	7.848225	11	20/11/2005
2005	48	2762920	2431370	360966	6.73573	11	27/11/2005
2005	49	2713740	2388091	360900.2	6.61704	12	04/12/2005
2005	50	2773300	2440504	360834.4	6.763501	12	11/12/2005
2005	51	2583604	2273572	360768.6	6.302021	12	18/12/2005
2005	52	2279980	2006382	360702.8	5.562425	12	25/12/2005
2006	1	2599040	2287155	360637	6.341987	1	01/01/2006
2006	2	2560920	2253610	360588.4	6.249811	1	08/01/2006

2006	3	2251200	1981056	360539.8	5.494694	1	15/01/2006
2006	4	2341040	2060115	360491.3	5.714744	1	22/01/2006
2006	5	2753660	2423221	360442.7	6.722902	1	29/01/2006
2006	6	2294660	2019301	360394.1	5.603035	2	05/02/2006
2006	7	2234080	1965990	360345.5	5.455848	2	12/02/2006
2006	8	2572460	2263765	360297	6.283053	2	19/02/2006
2006	9	2434280	2142166	360248.4	5.946359	2	26/02/2006
2006	10	2434420	2142290	360199.8	5.947503	3	05/03/2006
2006	11	2524240	2221331	360151.2	6.167773	3	12/03/2006
2006	12	2706000	2381280	360102.7	6.612781	3	19/03/2006
2006	13	2996820	2637202	360054.1	7.32446	3	26/03/2006
2006	14	3754240	3303731	360005.5	9.176891	4	02/04/2006
2006	15	4413340	3883739	359956.9	10.78946	4	09/04/2006
2006	16	3229280	2841766	359908.3	7.895806	4	16/04/2006
2006	17	3945240	3471811	359859.8	9.647678	4	23/04/2006
2006	18	3625000	3190000	359811.2	8.865761	4	30/04/2006
2006	19	3431300	3019544	359762.6	8.393157	5	07/05/2006
2006	20	3383380	2977374	359714	8.277059	5	14/05/2006
2006	21	3394280	2986966	359665.5	8.304846	5	21/05/2006
2006	22	3464100	3048408	359616.9	8.476821	5	28/05/2006
2006	23	3315390	2917543	359568.3	8.114017	6	04/06/2006
2006	24	3076820	2707602	359519.7	7.531163	6	11/06/2006
2006	25	3166400	2786432	359471.2	7.751476	6	18/06/2006
2006	26	3043420	2678210	359422.6	7.451423	6	25/06/2006
2006	27	2687700	2365176	359374	6.581378	7	02/07/2006
2006	28	2767180	2435118	359325.4	6.776917	7	09/07/2006
2006	29	3217100	2831048	359276.8	7.879851	7	16/07/2006
2006	30	3143500	2766280	359228.3	7.700619	7	23/07/2006
2006	31	3262000	2870560	359179.7	7.991989	7	30/07/2006
2006	32	3487860	3069317	359131.1	8.546508	8	06/08/2006
2006	33	3301380	2905214	359082.5	8.090659	8	13/08/2006
2006	34	3717520	3271418	359034	9.111722	8	20/08/2006
2006	35	3907190	3438327	358985.4	9.577903	8	27/08/2006
2006	36	3926040	3454915	358936.8	9.625414	9	03/09/2006
2006	37	3912900	3443352	358888.2	9.594497	9	10/09/2006
2006	38	3894660	3427301	358839.7	9.551065	9	17/09/2006
2006	39	3875640	3410563	358791.1	9.505708	9	24/09/2006
2006	40	3805300	3348664	358742.5	9.33445	10	01/10/2006
2006	41	3826450	3367276	358693.9	9.387603	10	08/10/2006
2006	42	3735420	3287170	358645.3	9.165516	10	15/10/2006
2006	43	3831460	3371685	358596.8	9.402441	10	22/10/2006
2006	44	3791640	3336643	358548.2	9.305982	10	29/10/2006
2006	45	3553960	3127485	358499.6	8.723816	11	05/11/2006
2006	46	3739860	3291077	358451	9.181384	11	12/11/2006
2006	47	3616440	3182467	358402.5	8.879591	11	19/11/2006
2006	48	3523140	3100363	358353.9	8.65168	11	26/11/2006

2006	49	4039500	3554760	358305.3	9.921036	12	03/12/2006
2006	50	3846920	3385290	358256.7	9.44934	12	10/12/2006
2006	51	3867720	3403594	358208.2	9.50172	12	17/12/2006
2006	52	2842280	2501206	358159.6	6.983497	12	24/12/2006
2007	1	2575940	2266827	358111	6.329957	1	07/01/2007
2007	2	3520440	3097987	358056.8	8.652224	1	14/01/2007
2007	3	3232860	2844917	358002.5	7.946639	1	21/01/2007
2007	4	3174840	2793859	357948.3	7.805203	1	28/01/2007
2007	5	2989080	2630390	357894.1	7.349634	2	04/02/2007
2007	6	2908920	2559850	357839.8	7.153618	2	11/02/2007
2007	7	2638760	2322109	357785.6	6.490224	2	18/02/2007
2007	8	2825460	2486405	357731.4	6.95048	2	25/02/2007
2007	9	2924020	2573138	357677.2	7.194023	3	04/03/2007
2007	10	3498520	3078698	357622.9	8.608781	3	11/03/2007
2007	11	3647291	3209616	357568.7	8.976222	3	18/03/2007
2007	12	3846220	3384674	357514.5	9.467235	3	25/03/2007
2007	13	3867460	3403365	357460.2	9.520961	4	01/04/2007
2007	14	4249970	3739974	357406	10.46422	4	08/04/2007
2007	15	2969500	2613160	357351.8	7.31257	4	15/04/2007
2007	16	3825480	3366422	357297.5	9.421902	4	22/04/2007
2007	17	3914760	3444989	357243.3	9.643256	4	29/04/2007
2007	18	3578220	3148834	357189.1	8.815593	5	06/05/2007
2007	19	3417180	3007118	357134.8	8.42012	5	13/05/2007
2007	20	3920200	3449776	357080.6	9.661056	5	20/05/2007
2007	21	3630480	3194822	357026.4	8.948421	5	27/05/2007
2007	22	3791170	3336230	356972.2	9.34591	6	03/06/2007
2007	23	3801140	3345003	356917.9	9.371912	6	10/06/2007
2007	24	3504240	3083731	356863.7	8.641202	6	17/06/2007
2007	25	3619280	3184966	356809.5	8.926239	6	24/06/2007
2007	26	3332740	2932811	356755.2	8.220794	7	01/07/2007
2007	27	3525880	3102774	356701	8.69853	7	08/07/2007
2007	28	3774160	3321261	356646.8	9.312466	7	15/07/2007
2007	29	3659940	3220747	356592.5	9.03201	7	22/07/2007
2007	30	3840980	3380062	356538.3	9.480222	7	29/07/2007
2007	31	4055290	3568655	356484.1	10.0107	8	05/08/2007
2007	32	3863900	3400232	356429.8	9.539695	8	12/08/2007
2007	33	3617020	3182978	356375.6	8.931525	8	19/08/2007
2007	34	3617210	3183145	356321.4	8.933353	8	26/08/2007
2007	35	4195760	3692269	356267.2	10.36376	9	02/09/2007
2007	36	3989180	3510478	356212.9	9.855	9	09/09/2007
2007	37	3761460	3310085	356158.7	9.293848	9	16/09/2007
2007	38	3748960	3299085	356104.5	9.264374	9	23/09/2007
2007	39	4089360	3598637	356050.2	10.1071	9	30/09/2007
2007	40	4008860	3527797	355996	9.909653	10	07/10/2007
2007	41	3952780	3478446	355941.8	9.772515	10	14/10/2007
2007	42	4005240	3524611	355887.5	9.903722	10	21/10/2007

2007	43	3925460	3454405	355833.3	9.70793	10	28/10/2007
2007	44	3763640	3312003	355779.1	9.309157	11	04/11/2007
2007	45	4069540	3581195	355724.8	10.06732	11	11/11/2007
2007	46	3559350	3132228	355670.6	8.806541	11	18/11/2007
2007	47	3744040	3294755	355616.4	9.264914	11	25/11/2007
2007	48	3486440	3068067	355562.2	8.628779	12	02/12/2007
2007	49	3628000	3192640	355507.9	8.980503	12	09/12/2007
2007	50	3697240	3253571	355453.7	9.153291	12	16/12/2007
2007	51	3718780	3272526	355399.5	9.208023	12	23/12/2007
2007	52	2828340	2488939	355345.2	7.004285	12	30/12/2007
2008	1				4.607622	1	06/01/2008
2008	2				7.933107	1	13/01/2008
2008	3				7.818286	1	20/01/2008
2008	4				7.861327	1	27/01/2008
2008	5				8.151926	2	03/02/2008
2008	6				8.074197	2	10/02/2008
2008	7				8.56406	2	17/02/2008
2008	8				7.334994	2	24/02/2008
2008	9				8.343851	3	02/03/2008
2008	10				7.767092	3	09/03/2008
2008	11				7.978616	3	16/03/2008
2008	12				8.813077	3	23/03/2008
2008	13				7.470081	3	30/03/2008
2008	14				9.060911	4	06/04/2008
2008	15				10.17963	4	13/04/2008
2008	16				9.245704	4	20/04/2008
2008	17				9.3587	4	27/04/2008
2008	18				8.871458	5	04/05/2008
2008	19				9.257549	5	11/05/2008
2008	20				8.688796	5	18/05/2008
2008	21				9.0067	5	25/05/2008
2008	22				8.844172	6	01/06/2008
2008	23				7.730285	6	08/06/2008
2008	24				9.00136	6	15/06/2008
2008	25				8.889486	6	22/06/2008
2008	26				7.72857	6	29/06/2008
2008	27				9.880676	7	06/07/2008
2008	28				8.432812	7	13/07/2008
2008	29				9.032847	7	20/07/2008
2008	30				9.147426	7	27/07/2008
2008	31				8.559843	8	03/08/2008
2008	32				8.75667	8	10/08/2008
2008	33				9.014304	8	17/08/2008
2008	34				9.381807	8	24/08/2008
2008	35				10.28147	8	31/08/2008
2008	36				10.81065	9	07/09/2008

2008	37				10.46713	9	14/09/2008
2008	38				10.20694	9	21/09/2008
2008	39				10.02014	9	28/09/2008
2008	40				9.837326	10	05/10/2008
2008	41				10.21864	10	12/10/2008
2008	42				9.527549	10	19/10/2008
2008	43				10.96375	10	26/10/2008
2008	44				11.13455	11	02/11/2008
2008	45				10.04881	11	09/11/2008
2008	46				9.086412	11	16/11/2008
2008	47				8.84554	11	23/11/2008
2008	48				7.763698	11	30/11/2008
2008	49				8.056738	12	07/12/2008
2008	50				8.187412	12	14/12/2008
2008	51				7.631015	12	21/12/2008
2008	52				7.297953	12	28/12/2008
2009	1				1.882526	1	04/01/2009
2009	2				7.441245	1	11/01/2009
2009	3				7.146617	1	18/01/2009
2009	4				6.742874	1	25/01/2009
2009	5				7.0493	2	01/02/2009
2009	6				6.260229	2	08/02/2009
2009	7				6.78266	2	15/02/2009
2009	8				5.933285	2	22/02/2009
2009	9				6.727627	3	01/03/2009
2009	10				6.512857	3	08/03/2009
2009	11				7.152638	3	15/03/2009
2009	12				7.878289	3	22/03/2009
2009	13				7.567645	3	29/03/2009
2009	14				9.096894	4	05/04/2009
2009	15				10.7123	4	12/04/2009
2009	16				8.54088	4	19/04/2009
2009	17				9.337566	4	26/04/2009
2009	18				8.731234	5	03/05/2009
2009	19				8.778033	5	10/05/2009
2009	20				8.120185	5	17/05/2009
2009	21				9.076203	5	24/05/2009
2009	22				7.909339	5	31/05/2009
2009	23				8.072635	6	07/06/2009
2009	24				9.183647	6	14/06/2009
2009	25				8.348284	6	21/06/2009
2009	26				7.846032	6	28/06/2009
2009	27				8.642496	7	05/07/2009
2009	28				7.558377	7	12/07/2009
2009	29				7.654852	7	19/07/2009
2009	30				7.297595	7	26/07/2009



2009	31				7.90961	8	02/08/2009
2009	32				8.390844	8	09/08/2009
2009	33				8.520583	8	16/08/2009
2009	34				8.937825	8	23/08/2009
2009	35				8.672388	8	30/08/2009
2009	36				9.633261	9	06/09/2009
2009	37				9.483494	9	13/09/2009
2009	38				8.870688	9	20/09/2009
2009	39				8.871487	9	27/09/2009
2009	40				8.889751	10	04/10/2009
2009	41				9.101049	10	11/10/2009
2009	42				9.153156	10	18/10/2009
2009	43				9.673397	10	25/10/2009
2009	44				10.62566	11	01/11/2009
2009	45				8.830563	11	08/11/2009
2009	46				8.50749	11	15/11/2009
2009	47				8.70165	11	22/11/2009
2009	48				8.036288	11	29/11/2009
2009	49				8.041682	12	06/12/2009
2009	50				7.654323	12	13/12/2009
2009	51				7.47182	12	20/12/2009
2009	52				7.768558	12	27/12/2009

## 2 priedas

## 2000-2009 METŲ ATLIEKŲ DUOMENYS VIENAM GYVENTOJUI

DATE	YEAR	MONTH	WASTE 1 RESIDENT WEEK
01/01/2000	2000	1	3.99414121
01/02/2000	2000	2	4.629666228
01/03/2000	2000	3	4.946918351
01/04/2000	2000	4	5.643405521
01/05/2000	2000	5	4.767330417
01/06/2000	2000	6	4.434053969
01/07/2000	2000	7	4.662348302
01/08/2000	2000	8	5.517705201
01/09/2000	2000	9	5.707346448
01/10/2000	2000	10	5.257430438
01/11/2000	2000	11	4.998000214
01/12/2000	2000	12	4.764231648
01/01/2001	2001	1	4.173371568
01/02/2001	2001	2	4.097137616
01/03/2001	2001	3	4.126512895
01/04/2001	2001	4	5.544112334
01/05/2001	2001	5	5.333190731
01/06/2001	2001	6	5.056392837
01/07/2001	2001	7	4.715216173
01/08/2001	2001	8	5.167722606
01/09/2001	2001	9	5.955367382
01/10/2001	2001	10	6.316902142
01/11/2001	2001	11	5.676022562
01/12/2001	2001	12	4.264772603
01/01/2002	2002	1	4.230840231
01/02/2002	2002	2	4.899198215
01/03/2002	2002	3	4.986847824
01/04/2002	2002	4	5.704326143
01/05/2002	2002	5	5.312516597
01/06/2002	2002	6	4.80079087
01/07/2002	2002	7	4.846772387
01/08/2002	2002	8	5.061295386
01/09/2002	2002	9	5.564195181
01/10/2002	2002	10	5.67156657
01/11/2002	2002	11	5.828180971
01/12/2002	2002	12	4.303069522
01/01/2003	2003	1	4.55463842
01/02/2003	2003	2	3.988780312
01/03/2003	2003	3	5.401620235
01/04/2003	2003	4	6.114041775
01/05/2003	2003	5	5.914216953
01/06/2003	2003	6	5.540603599
01/07/2003	2003	7	5.680890744
01/08/2003	2003	8	6.6076993

01/09/2003	2003	9	6.710995128
01/10/2003	2003	10	7.175646311
01/11/2003	2003	11	6.440657124
01/12/2003	2003	12	4.860109598
01/01/2004	2004	1	4.799667342
01/02/2004	2004	2	5.047910197
01/03/2004	2004	3	6.769531326
01/04/2004	2004	4	8.150388501
01/05/2004	2004	5	7.26924782
01/06/2004	2004	6	6.789254625
01/07/2004	2004	7	6.833490946
01/08/2004	2004	8	7.415933532
01/09/2004	2004	9	7.723439233
01/10/2004	2004	10	8.522864706
01/11/2004	2004	11	7.164860473
01/12/2004	2004	12	6.868501869
01/01/2005	2005	1	6.519266418
01/02/2005	2005	2	5.800558086
01/03/2005	2005	3	6.14570038
01/04/2005	2005	4	8.726106818
01/05/2005	2005	5	7.815077582
01/06/2005	2005	6	7.349967341
01/07/2005	2005	7	7.090138327
01/08/2005	2005	8	8.108642584
01/09/2005	2005	9	8.121095571
01/10/2005	2005	10	8.523096682
01/11/2005	2005	11	7.702421224
01/12/2005	2005	12	6.311246868
01/01/2006	2006	1	6.104827487
01/02/2006	2006	2	5.822073711
01/03/2006	2006	3	6.513129427
01/04/2006	2006	4	9.275118228
01/05/2006	2006	5	8.362970846
01/06/2006	2006	6	7.712019518
01/07/2006	2006	7	7.386150518
01/08/2006	2006	8	8.831697888
01/09/2006	2006	9	9.569170794
01/10/2006	2006	10	9.31919833
01/11/2006	2006	11	8.859117946
01/12/2006	2006	12	8.963898373
01/01/2007	2007	1	7.683505511
01/02/2007	2007	2	6.985988956
01/03/2007	2007	3	8.561565528
01/04/2007	2007	4	9.272581118
01/05/2007	2007	5	8.961297776
01/06/2007	2007	6	9.07131549
01/07/2007	2007	7	8.948804285
01/08/2007	2007	8	9.353818251
01/09/2007	2007	9	9.776818092
01/10/2007	2007	10	9.823455003

01/11/2007	2007	11	9.361982564
01/12/2007	2007	12	8.594976209
01/01/2008	2008	1	7.055085269
01/02/2008	2008	2	8.031294242
01/03/2008	2008	3	8.074543186
01/04/2008	2008	4	9.461235149
01/05/2008	2008	5	8.956125809
01/06/2008	2008	6	8.438774603
01/07/2008	2008	7	9.123440261
01/08/2008	2008	8	9.198818431
01/09/2008	2008	9	10.37621607
01/10/2008	2008	10	10.13681483
01/11/2008	2008	11	9.37580253
01/12/2008	2008	12	7.793279716
01/01/2009	2009	1	5.803315522
01/02/2009	2009	2	6.506368377
01/03/2009	2009	3	7.167811216
01/04/2009	2009	4	9.42191046
01/05/2009	2009	5	8.522998733
01/06/2009	2009	6	8.362649432
01/07/2009	2009	7	7.788329945
01/08/2009	2009	8	8.486249856
01/09/2009	2009	9	9.214732599
01/10/2009	2009	10	9.20433839
01/11/2009	2009	11	8.940330803
01/12/2009	2009	12	7.734095902

## 3 priedas

**2000-2009 METŲ VARTOJIMO PREKIŲ IR PASLAUGŲ KAINŲ POKYČIAI, NEDARBO  
LYGIS, MINIMALUS VALANDINIS ATLYGIS**

<b>METAI</b>	<b>MĖNUO</b>	<b>VARTOJIMO PREKIŲ IR PASLAUGŲ KAINŲ POKYČIAI</b>	<b>NEDARBO LYGIS</b>	<b>MINIMALUS VALANDINIS ATLYGIS</b>
2000	1	96.1062	15,9	2,53
2000	2	96.1096	15,7	2,53
2000	3	95.9045	15,7	2,53
2000	4	95.8811	15,7	2,53
2000	5	95.5563	15,9	2,53
2000	6	96.2697	16,2	2,53
2000	7	95.8845	17	2,53
2000	8	95.2963	17,3	2,53
2000	9	95.3321	17	2,53
2000	10	95.4893	16,6	2,53
2000	11	95.8450	16,8	2,53
2000	12	96.0572	17,5	2,53
2001	1	95.8249	18,7	2,53
2001	2	95.8249	19,1	2,53
2001	3	95.9794	18,9	2,53
2001	4	96.5020	17,7	2,53
2001	5	96.9909	16,7	2,53
2001	6	97.2484	16,1	2,53
2001	7	97.7839	15,8	2,53
2001	8	97.0018	15,9	2,53
2001	9	97.6027	16,3	2,53
2001	10	97.4220	17,3	2,53
2001	11	97.7113	18,1	2,53
2001	12	97.6740	18,4	2,53
2002	1	98.9414	18,1	2,53
2002	2	98.7173	17,2	2,53
2002	3	98.0703	16,1	2,53
2002	4	98.0261	14,2	2,53
2002	5	97.6830	12,8	2,53
2002	6	97.3478	12	2,53
2002	7	97.0794	11,8	2,53
2002	8	96.5297	11,9	2,53
2002	9	95.9791	12	2,53
2002	10	96.5970	12,6	2,53
2002	11	96.7080	13,1	2,53
2002	12	97.0512	13,5	2,53
2003	1	97.0116	13,6	2,53
2003	2	96.7628	13,6	2,53
2003	3	97.0063	13,6	2,53
2003	4	97.0495	13,4	2,53
2003	5	96.9035	13	2,53
2003	6	96.9889	12,3	2,53

2003	7	96.2171	11,8	2,53
2003	8	95.5218	11,7	2,53
2003	9	95.1712	11,2	2,67
2003	10	95.3129	11,2	2,67
2003	11	95.7649	11,7	2,67
2003	12	95.7629	12,1	2,67
2004	1	95.7443	13	2,67
2004	2	95.5206	13,2	2,67
2004	3	96.0053	12,9	2,67
2004	4	96.4208	12	2,67
2004	5	97.9090	11,2	2,95
2004	6	98.0119	10,7	2,95
2004	7	98.0080	10,8	2,95
2004	8	97.6210	10,6	2,95
2004	9	98.1994	10,4	2,95
2004	10	98.2449	10,6	2,95
2004	11	98.6009	10,6	2,95
2004	12	98.5382	10,8	2,95
2005	1	98.5117	10,5	2,95
2005	2	98.6836	10,3	2,95
2005	3	99.1281	9,9	2,95
2005	4	99.4796	9,2	2,95
2005	5	99.7992	8,4	2,95
2005	6	99.9409	7,8	2,95
2005	7	99.7490	7,5	3,28
2005	8	99.8400	7,2	3,28
2005	9	100.6983	7	3,28
2005	10	101.3495	7,1	3,28
2005	11	101.3727	7,1	3,28
2005	12	101.4476	7,1	3,28
2006	1	101.9225	6,7	3,28
2006	2	101.9699	6,4	3,28
2006	3	102.2216	6,2	3,28
2006	4	102.9305	5,8	3,35
2006	5	103.3761	5,5	3,35
2006	6	103.6221	5,4	3,35
2006	7	104.1073	5,7	3,65
2006	8	104.0279	5,8	3,65
2006	9	103.8927	5,5	3,65
2006	10	104.9714	4,9	3,65
2006	11	105.8158	4,7	3,65
2006	12	106.0114	4,9	3,65
2007	1	106.0312	5,2	3,66
2007	2	106.3619	5,2	3,66
2007	3	106.9551	5	3,66
2007	4	107.8769	4,5	3,66
2007	5	108.3892	4	3,66
2007	6	108.6474	3,7	3,66
2007	7	109.3750	3,9	4,19
2007	8	109.7556	3,8	4,19

2007	9	111.2443	3,8	4,19
2007	10	112.9100	3,7	4,19
2007	11	114.0965	3,9	4,19
2007	12	114.6466	4,4	4,19
2008	1	116.5013	4,9	4,85
2008	2	117.8037	5,1	4,85
2008	3	118.9994	5	4,85
2008	4	120.4732	4,6	4,85
2008	5	121.4408	4,5	4,85
2008	6	122.1973	4,7	4,85
2008	7	122.7025	5,4	4,85
2008	8	122.9017	6	4,85
2008	9	123.5192	6,2	4,85
2008	10	124.7568	6,8	4,85
2008	11	124.4510	7,7	4,85
2008	12	124.3589	9	4,85
2009	1	127.7260	10,7	4,85
2009	2	128.0784	12,3	4,85
2009	3	128.1108	13,4	4,85
2009	4	128.0055	13,8	4,85
2009	5	127.8033	13,8	4,85
2009	6	127.3635	13,7	4,85
2009	7	126.3785	13,7	4,85
2009	8	126.1219	13,8	4,85
2009	9	126.8920	13,8	4,85
2009	10	126.3327	14,5	4,85
2009	11	126.3599	15,5	4,85
2009	12	125.9529	16,6	4,85

## 4 priedas

## ARIMA MODELIO PARAMETRŲ NUSTATYMAS IR X-12-ARIMA METODO REZULTATAI

Pradiniai duomenys pateikti faile – atliekos\_vienam\_gyventojui.sas. Programos kodas:

```

/*Duomenų agregavimas*/
libname egle 'C:\Users\Eglė\Desktop\Egle Ruigiene';
proc summary data= egle.atliekos_vienam_gyventojui nway;
  class YEAR MONTH;
  var WASTE_1_RESIDENT_WEEK;
  output out=egle.atliekos_vienam_gyventojui_menuo(drop=_TYPE_ _FREQ_) mean(=);
run;
quit;

data egle.atliekos_vienam_gyventojui_menuo;
  format DATE yymmdd7.;
  label DATE = 'Month';
  set egle.atliekos_vienam_gyventojui_menuo;
  DATE = mdy(MONTH,1,YEAR);
run;
data vienam_gyventojui;
  set egle.atliekos_vienam_gyventojui_menuo;
  vienam_gyventojui = WASTE_1_RESIDENT_WEEK;
  date = intnx( 'month', '01jan00'd, _n_-1 );
  format date monyy.;
run;

/*ARIMA modelio parametrų nustatymas*/
proc x12 data=vienam_gyventojui date=date;
  var vienam_gyventojui;
  identify diff=(0,1) sdiff=(0,1);
run;

/*X-12-ARIMA metodas*/
proc x12 data=vienam_gyventojui date=date;
  var vienam_gyventojui;
  arima model=( 2,1,2)(1,1,1) );
  estimate;
  x11;
  output out=out a1 d11;
run;
/*Pradinės laiko eilutės grafikas*/
proc sgplot data=out;
  series x=date y=vienam_gyventojui_A1 / name = "A1" markers
         markerattrs=(color=black symbol='asterisk')
         lineattrs=(color=black);
  yaxis label='Atliekų kiekis vienam gyventojui kg/mėn.';
run;

/*Pradinės ir sezoniškai koreguotos laiko eilutės grafikas*/
proc sgplot data=out;
  series x=date y=vienam_gyventojui_A1 / name = "A1" markers
         markerattrs=(color=black symbol='asterisk')
         lineattrs=(color=black);
  series x=date y=vienam_gyventojui_D11 / name= "D11" markers
         markerattrs=(color=blue symbol='circle')
         lineattrs=(color=blue);
  yaxis label='Pradinė ir sezoniškai koreguota laiko eilutė';
run;

```



## ARIMA(2,1,2)(1,1,1) modelio kriterijai

Vertinimo santrauka	
Kintamajam vienam_gyventojui	
Stebėjimų skaičius	120
Liekanų skaičius	107
Vertinamų parametrų skaičius	7
Dispersijos įvertis	2.6E-01
Standartinės paklaidos įvertis	5.1E-01
Dispersijos standartinė paklaida	3.5E-02
Log tikimybė	-83.0912
AIC	180.1824
AICC (F-pakoreguota-AIC)	181.3137
Hannan Quinn	187.7671
BIC	198.8922

## ARIMA(2,1,3)(1,1,1) modelio kriterijai

Vertinimo santrauka	
Kintamajam vienam_gyventojui	
Stebėjimų skaičius	120
Liekanų skaičius	107
Vertinamų parametrų skaičius	8
Dispersijos įvertis	2.6E-01
Standartinės paklaidos įvertis	5.1E-01
Dispersijos standartinė paklaida	3.5E-02
Log tikimybė	-83.2491
AIC	182.4981
AICC (F-pakoreguota-AIC)	183.9675
Hannan Quinn	191.1663
BIC	203.8807

## ARIMA(3,1,2)(1,1,1) modelio kriterijai

Vertinimo santrauka	
Kintamajam vienam_gyventojui	
Stebėjimų skaičius	120
Liekanų skaičius	107
Vertinamų parametrų skaičius	8
Dispersijos įvertis	2.6E-01
Standartinės paklaidos įvertis	5.1E-01
Dispersijos standartinė paklaida	3.5E-02
Log tikimybė	-83.0632
AIC	182.1264
AICC (F-pakoreguota-AIC)	183.5958
Hannan Quinn	190.7946
BIC	203.5090

## ARIMA(3,1,3)(1,1,1) modelio kriterijai

Vertinimo santrauka	
Kintamajam vienam_gyventojui	
Stebėjimų skaičius	120
Liekanų skaičius	107
Vertinamų parametrų skaičius	9
Dispersijos įvertis	2.6E-01
Standartinės paklaidos įvertis	5.1E-01
Dispersijos standartinė paklaida	3.5E-02
Log tikimybė	-83.0139
AIC	184.0278
AICC (F-pakoreguota-AIC)	185.8835
Hannan Quinn	193.7796
BIC	208.0833

## ARIMA(2,1,2)(2,1,1) modelio kriterijai

Vertinimo santrauka	
Kintamajam vienam_gyventojui	
Stebėjimų skaičius	120
Liekanų skaičius	107
Vertinamų parametrų skaičius	8
Dispersijos įvertis	2.5E-01
Standartinės paklaidos įvertis	5.0E-01
Dispersijos standartinė paklaida	3.5E-02
Log tikimybė	-83.0314
AIC	182.0628
AICC (F-pakoreguota-AIC)	183.5321
Hannan Quinn	190.7310
BIC	203.4454

## ARIMA(2,1,3)(2,1,1) modelio kriterijai

Vertinimo santrauka	
Kintamajam vienam_gyventojui	
Stebėjimų skaičius	120
Liekanų skaičius	107
Vertinamų parametrų skaičius	9
Dispersijos įvertis	2.5E-01
Standartinės paklaidos įvertis	5.0E-01
Dispersijos standartinė paklaida	3.4E-02
Log tikimybė	-83.1251
AIC	184.2502
AICC (F-pakoreguota-AIC)	186.1058
Hannan Quinn	194.0019
BIC	208.3056

## ARIMA(3,1,2)(2,1,1) modelio kriterijai

Vertinimo santrauka	
Kintamajam vienam_gyventojui	
Stebėjimų skaičius	120
Liekanų skaičius	107
Vertinamų parametrų skaičius	9
Dispersijos įvertis	2.5E-01
Standartinės paklaidos įvertis	5.0E-01
Dispersijos standartinė paklaida	3.4E-02
Log tikimybė	-83.0153
AIC	184.0305
AICC (F-pakoreguota-AIC)	185.8862
Hannan Quinn	193.7823
BIC	208.0860

## ARIMA(3,1,3)(2,1,1) modelio kriterijai

Vertinimo santrauka	
Kintamajam vienam_gyventojui	
Stebėjimų skaičius	120
Liekanų skaičius	107
Vertinamų parametrų skaičius	10
Dispersijos įvertis	2.5E-01
Standartinės paklaidos įvertis	5.0E-01
Dispersijos standartinė paklaida	3.4E-02
Log tikimybė	-82.9157
AIC	185.8313
AICC (F-pakoreguota-AIC)	188.1230
Hannan Quinn	196.6666
BIC	212.5596

## X-12-ARIMA procedūros rezultatai:

<i>Stabilaus sezoniškumo kriterijus</i>					
<i>FT_SRC</i>	<i>Kvadratų sumos</i>	<i>DF</i>	<i>Kvadratų vidurkiai</i>	<i>F – reikšmė</i>	<i>FT_AST</i>
Tarp mėnesių	14724.61	11	1338.601	50.23709	**
Liekanos	2877.733	108	26.64568		
Suma	17602.35	119			

Nustatytas sezoniškumas 0.1% lygmenyje

<i>Neparametrinis stabilaus sezoniškumo kriterijus</i>			
<i>Obs</i>	<i>Kruskal-Wallis statistika</i>	<i>DF</i>	<i>Tikimybės lygmuo</i>
1	102.4466	11	,00%

Nustatytas sezoniškumas 1% lygmenyje

<i>Slenkančio sezoniškumo kriterijus</i>					
<i>Obs</i>	<i>FT_SRC</i>	<i>Kvadratų suma</i>	<i>DF</i>	<i>Kvadratinis vidurkis</i>	<i>F – vertė</i>
1	Tarp mėnesių	243.5013	9	27.0557	1.203897
2	Paklaida	2224.87	99	22.47343	

Nėra slenkančio sezoniškumo 5% lygmenyje

<i>Suderintas sezoniškumo kriterijus</i>	
<i>Sezoniškumo kriterijai:</i>	<i>Tikimybės lygmuo</i>
Stabilaus sezoniškumo F–kriterijus	0,000
Slenkančio sezoniškumo F–kriterijus	0,301
Kruskal-Wallis Chi kvadrato kriterijus	0.000
<i>Derinamieji dydžiai:</i>	
$T1 = 7/F_S$	0.14
$T2 = 3F_M/F_S$	0.07
$T = (T1 + T2)/2$	0.11
<i>Nustatytas sezoniškumas:</i>	Yra

<b>Nestebimų komponentių vertinimo diagnostika</b>			
<b>Statistikos įgyja reikšmes nuo 0 iki 3. Modelio kokybė tenkina, jeigu reikšmės nuo 0 iki 1.</b>			
<b>Kintamasis – atliekų kiekis vienam gyventojui</b>			
<b>1.</b>	Atsitiktinės komponentės įtaka laiko eilutei trijų mėnesių laikotarpiu	<b>M1=</b>	0.476
<b>2.</b>	Atsitiktinės komponentės įtaka stacionarios dispersijos daliai	<b>M2=</b>	0.486
<b>3.</b>	Atsitiktinės ir trendo komponentių ryšys	<b>M3=</b>	1.146
<b>4.</b>	Liekamojo nario atsitiktinumas	<b>M4=</b>	0.480
<b>5.</b>	Atsitiktinės ir trendo-ciklo komponentės pokyčių dalis	<b>M5=</b>	1.247
<b>6.</b>	Atsitiktinės komponentės atskyrimo nuo sezoninės komponentės kokybė	<b>M6=</b>	0.428
<b>7.</b>	Galimybės naudoti X-12-ARIMA metodą sezoninės komponentės vertinimui nustatymas	<b>M7=</b>	0.325
<b>8.</b>	Sezoninės komponentės svyravimų dydis per visą laiko eilutę	<b>M8=</b>	0.553
<b>9.</b>	Sezoninės komponentės vidutinis tiesinis judėjimas per visą laiko eilutę	<b>M9=</b>	0.311
<b>10.</b>	Tas pats kaip 8, tik apskaičiuota pastaraisiais metais	<b>M10=</b>	0.577
<b>11.</b>	Tas pats kaip 9, tik apskaičiuota pastaraisiais metais	<b>M11=</b>	0.495

## 5 priedas

## KRYŽMINĖ KORELIACIJA

Pradiniai duomenys pateikti faile – duomenys\_kryzminei\_koreliacijai.xls. Programos kodas:

```

libname egle 'C:\Users\Eglė\Desktop\Egle_Ruigiene';
proc import
datafile="C:\Users\Eglė\Desktop\Egle_Ruigiene\duomenys_kryzminei_koreliacijai.xls"
out= egle.duomenys_kryzminei_koreliacijai (where=(F1^=.) replace;
sheet='duomenys_kryzminei_koreliacijai';
getnames=no;
run;
data egle.duomenys_kryzminei_koreliacijai;
set egle.duomenys_kryzminei_koreliacijai;
id = _n_;
run;
proc transpose data=egle.duomenys_kryzminei_koreliacijai let prefix=COL
out=egle.duomenys_kryzminei_koreliacijai (drop=_label_ _name_);
var F2-F120;
id id;
idlabel F1;
run;

proc format;
value $egle
'COL1' = 'ID'
'COL2' = 'Kiekis vienam gyventojui'
'COL3' = 'Nedarbo lygis'
'COL4' = 'Minimalus valandinis atlygis'
'COL5' = 'Vartojimo prekes ir paslaugos';
run;

data egle.duomenys_kryzminei_koreliacijai;
set egle.duomenys_kryzminei_koreliacijai;
label
COL1 = 'ID'
COL2 = 'Kiekis vienam gyventojui'
COL3 = 'Nedarbo lygis'
COL4 = 'Minimalus valandinis atlygis'
COL5 = 'Vartojimo prekes ir paslaugos';
run;

PROC ARIMA DATA=egle.duomenys_kryzminei_koreliacijai;
IDENTIFY
VAR=COL2
CROSSCORR=(
COL3
COL4
COL5
)
NLAG=4
NOPRINT
OUTCOV=WORK.autokoreliacijos_metams
;
run;

data autokoreliacijos_metams;

```

```

set autokoreliacijos_metams;
format VAR CROSSVAR $egle.;
where not missing(CROSSVAR);
if abs(CORR)>2*STDERR then FLAG=1;
SE2POS=2*STDERR;
SE2NEG=-SE2POS;
run;
proc print data=autokoreliacijos_metams label noobs;
var LAG VAR CROSSVAR CORR STDERR FLAG;
run;
quit;
SYMBOL1
INTERPOL=NEEDLE
HEIGHT=10pt
VALUE=NONE
CV=BLUE
LINE=1
WIDTH=50
;
SYMBOL2
INTERPOL=LINE
VALUE=NONE
CV=BLACK
LINE=1
WIDTH=2
;
SYMBOL3
INTERPOL=LINE
VALUE=NONE
CV=BLACK
LINE=1
WIDTH=2
;

GOPTIONS CBACK=white;
Axis1
STYLE=1
WIDTH=1
ORDER=(-1 TO 1 BY 0.5) MINOR=NONE
LABEL=( "Cross-Correlations")
;
Axis2
STYLE=1
WIDTH=1
ORDER=-4 TO 4 BY 1 MINOR=NONE
LABEL=NONE
;
proc sort data=autokoreliacijos_metams;
by CROSSVAR;
run;

PROC GGPLOT DATA = autokoreliacijos_metams;
PLOT CORR * LAG
SE2POS * LAG
SE2NEG * LAG /
OVERLAY
VAXIS=AXIS1
HAXIS=AXIS2
FRAME;
by CROSSVAR;
RUN; QUIT;

```

**Kryžminės koreliacijos rezultatai:**

<b>LAG</b>	<b>Atsakomasis kintamasis</b>	<b>Įvesties kintamasis</b>	<b>Koreliacijos</b>	<b>Standartinė paklaida</b>	<b>FLAG</b>
-4	vienam gyventojui	Nedarbo lygis	-0.64396	0.091670	1
-3	vienam gyventojui	Nedarbo lygis	-0.67970	0.091670	1
-2	vienam gyventojui	Nedarbo lygis	-0.71548	0.091670	1
-1	vienam gyventojui	Nedarbo lygis	-0.73959	0.091670	1
0	vienam gyventojui	Nedarbo lygis	-0.74788	0.091670	1
1	vienam gyventojui	Nedarbo lygis	-0.73755	0.091670	1
2	vienam gyventojui	Nedarbo lygis	-0.72722	0.091670	1
3	vienam gyventojui	Nedarbo lygis	-0.72095	0.091670	1
4	vienam gyventojui	Nedarbo lygis	-0.72350	0.091670	1
-4	vienam gyventojui	Minimalus valandinis atlygis	0.75384	0.091670	1
-3	vienam gyventojui	Minimalus valandinis atlygis	0.75797	0.091670	1
-2	vienam gyventojui	Minimalus valandinis atlygis	0.75684	0.091670	1
-1	vienam gyventojui	Minimalus valandinis atlygis	0.75870	0.091670	1
0	vienam gyventojui	Minimalus valandinis atlygis	0.75961	0.091670	1
1	vienam gyventojui	Minimalus valandinis atlygis	0.73825	0.091670	1
2	vienam gyventojui	Minimalus valandinis atlygis	0.71149	0.091670	1
3	vienam gyventojui	Minimalus valandinis atlygis	0.68415	0.091670	1
4	vienam gyventojui	Minimalus valandinis atlygis	0.65474	0.091670	1
-4	vienam gyventojui	Vartojimo prekes ir paslaugos	0.66163	0.091670	1
-3	vienam gyventojui	Vartojimo prekes ir paslaugos	0.65768	0.091670	1
-2	vienam gyventojui	Vartojimo prekes ir paslaugos	0.66148	0.091670	1
-1	vienam gyventojui	Vartojimo prekes ir paslaugos	0.66357	0.091670	1
0	vienam gyventojui	Vartojimo prekes ir paslaugos	0.66302	0.091670	1
1	vienam gyventojui	Vartojimo prekes ir paslaugos	0.63363	0.091670	1
2	vienam gyventojui	Vartojimo prekes ir paslaugos	0.60657	0.091670	1
3	vienam gyventojui	Vartojimo prekes ir paslaugos	0.58323	0.091670	1
4	vienam gyventojui	Vartojimo prekes ir paslaugos	0.56050	0.091670	1

**6 priedas****MODELIO, TAIKANT FIKTYVIŲ KINTAMŲJŲ SEZONINĮ METODĄ, NUSTATYMO  
KRITERIJAI****Fiktyvių kintamųjų modelio su nedarbo lygiu kriterijai:**

<b>Statistika</b>	<b>Reikšmė</b>
Vidutinė kvadratinė paklaida MSE	0.17870
Vidutinės kvadratinės paklaidos šaknis RMSE	0.42273
Vidutinė absoliuti procentinė paklaida MAPE	4.88399
Apibrėžtumo koeficientas $r^2$	0.928

**Fiktyvių kintamųjų modelio su minimaliu valandiniu atlygiu kriterijai:**

<b>Statistika</b>	<b>Reikšmė</b>
Vidutinė kvadratinė paklaida MSE	0.31505
Vidutinės kvadratinės paklaidos šaknis RMSE	0.56129
Vidutinė absoliuti procentinė paklaida MAPE	6.53724
Apibrėžtumo koeficientas $r^2$	0.891

**Fiktyvių kintamųjų modelio su vartojimo prekių ir paslaugų kainų pokyčiu kriterijai:**

<b>Statistika</b>	<b>Reikšmė</b>
Vidutinė kvadratinė paklaida MSE	0.36214
Vidutinės kvadratinės paklaidos šaknis RMSE	0.45511
Vidutinė absoliuti procentinė paklaida MAPE	5.80819
Apibrėžtumo koeficientas $r^2$	0.931