

Vilniaus universitetas
Matematikos ir informatikos fakultetas
Matematinės statistikos katedra

Laura Gilytė

AUTOMOBILIŲ KASKO DRAUDIMO FUNKCIONAVIMAS
MAGISTRO BAIGIAMASIS DARBAS

Vadovas: doc. J. Kruopis

VILNIUS

2007

Turinys:

Įvadas	4
1. KASKO draudimo sistema.....	6
2. Statistiniai duomenys	10
3. KASKO draudimo sistemos matematinis modelis	12
3.1. Pasirašytų polisų skaičius ir jo kitimo dinamika	12
3.2. Draudiminių įvykių skaičius ir jo kitimo dinamika.....	13
3.3. KASKO draudimo sistemos pelningumas	14
3.4. Sistemos funkcionavimo modeliavimo algoritmas	15
3.5. Pelno P apytikslis pasiklovimo intervalas.....	16
4. Teorinė dalis	19
4.1. χ^2 kriterijus neparametrinėms hipotezėms tikrinti.....	19
4.2. Tiesinė regresija	23
4.3. Puasono skirstinys.....	25
4.3.1. Puasono skirstinys ir parametru įvertiniai.....	25
4.3.2. Hipotezės apie Puasono skirstinių parametru lygybę.....	26
4.4. Vienfaktorė dispersinė analizė.....	26
4.5. Tjūkio HSD kriterijus	29
5. Duomenų analizė.....	30
5.1. Sutarčių skaičiaus kitimo dinamika	30
5.2. Sutarčių pagal transporto priemonės tipus vienfaktorė dispersinė analizė	34
5.3. Sutarčių skaičiaus tiesinė regresija	35
5.4. Draudiminių įvykių kitimo dinamika	39
5.5. Įmokų – išmokų analizė.....	44
5.6. Pelno Analizė	50
5.7. Pelno apytikslis pasiliovimo intervalas	52
5.8. Prognozė metams į priekį.....	54
5.9. Padalinių darbo analizė.....	56
5.10. Filialų darbo analizė	61
6. Išvados.....	67
Summary.....	73
Literatūros sąrašas	74
Priedai:	75
Priedas 1.....	75
Priedas 2.....	81
Priedas 3.....	82
Priedas 4.....	83

Priedas 5	84
Priedas 6	86
Priedas 7	90
Priedas 8	92
Priedas 9	94
Priedas 10	95
Priedas 11	96
Priedas 12	97
Priedas 13	100
Priedas 14	101
Priedas 15	103
Priedas 16	105
Priedas 17	107
Priedas 18	109
Priedas 19	111
Priedas 20	113

Ivadas

Lietuvos draudimo rinka – tai sparčiai besivystanti ir auganti rinka, pasižyminti didele konkurencija. Taip pat sparčiai didėja draudimo bendrovių valdomas turtas, investicijos, bei nuosavas kapitalas. Nors Lietuvos draudimo rinka sparčiai plečiasi, pagal draudimo skvarbą, bei draudimo indėlį į šalies bendrąjį vidaus produktą vis dar yra atotrūkis tarp Lietuvos ir kitų Europos sąjungos šalių. Tačiau turime skatinančių draudimo rinkos plėtrą veiksnių: spartus ekonomikos augimas – įmonių plėtra, statybos, materialinės investicijos; didesnė integracija su Vakarų Europos rinkomis – augantys eksporto–importo srautai, ES struktūrinių ir sanglaudų fondų lėšų investicijos į infrastruktūrą, bei gamybos priemones; nekilnojamo turto rinkos vystymasis; vartotojų įpročių bei perkamosios galios pokyčiai. Numatomi ir veiksniai negatyviai veiksiantys draudimo rinką: didėjanti infliacija; kvalifikuotos darbo jėgos trūkumas; ekonominė migracija į Vakarus; didelė konkurencija.

Magistriniui darbui pasirinkau nagrinėti kaip funkcionuoja viena iš ne gyvybės draudimo rūšių – KASKO draudimas.

KASKO draudimas Lietuvoje vis dar laikomas brangesne draudimo rūšimi, todėl juo apsidraudusiųjų dar nėra daug. Ši draudimo rūšis Vakarų valstybėse dažnai vertinama kaip saugumą užtikrinanti būtinybė, todėl KASKO draudimu yra apsidraudę net iki 80 proc. transporto priemonių savininkų. Tuo tarpu mūsų šalyje šis skaičius siekia vos 10 proc. Dažniausiai KASKO draudžiasi tik naujų automobilių savininkai. Nepaisant to, šios draudimo rūšies poreikis didėja ir jau kelerius metus iš eilės KASKO rinka Lietuvoje sparčiai auga.

Iki šiol buvusį nedidelį KASKO draudėjų skaičių lėmė tai, jog Lietuvoje buvo gana senas automobilių parkas. Šiuo metu mūsų šalyje sparčiai gausėja naujų ir apynaujų automobilių – tokiu būdu atsiranda ir daugiau norinčių apsaugoti savo turtą. Be to, perkantiems automobilius lizingu, draustis prašo ir auto lizingo bendrovės.

Šiame darbe supažindinsiu su vienos draudimo kompanijos KASKO draudimo sistema. Vienas iš darbo tikslų yra atlikti KASKO draudimo sistemos išsamią analizę ir sukonstruoti jos matematinį modelį. Tam tikslui įgyvendinti nagrinėsime sutarčių, įmokų, įvykių, bei išmokų kitimo dinamikas. Atlikusi analizę bandysiu prognozuoti šiuos rodiklius 2007 metams. Taipogi tikrinsime padalinių ir filialų darbo efektyvumą.

Sukonstruotas KASKO draudimo sistemos matematinis modelis gali būti naudojamas atlikti įvairioms draudimo kompanijos pelno analizėms keičiant sutarčių , įvykių intensyvumus, bei administracines išlaidas.

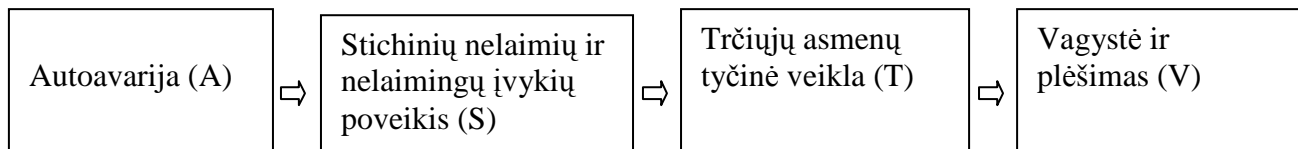
1. KASKO draudimo sistema

Transporto priemonių (KASKO) draudimas apima transporto priemonių draudimą, jų papildomos įrangos draudimą bei vairuotojo ir keleivių draudimą nuo nelaimingų atsitikimų autoįvykio metu.

Draudimo eiga:

1. Draudikas išsiaiškina draudėjo poreikius transporto draudimui.
2. Supažindina draudėją su draudiminiais įvykiais, galimais draudimo variantais.

Draudiminiai įvykiai



Draudimo sutarties sudarymo variantai

BAZINIS

- Remontas draudiko pasirinktame autoservise.
- Draudimas skaičiuojant dalių nusidėvėjimą.
- Draudimas neatsistatančia draudimo suma.
- Transportavimo išlaidų draudimas.

PAPILDOMI

- Remontas draudėjo pasirinktame aotoservise.
- Žala atlyginama pagal draudiko sudarytą vertinimą.
- Draudimas atsistatančia draudimo suma.
- Draudimas neskaičiuojant dalių nusidėvėjimo.
- Draudimas naujaja verte.
- Draudimas pastovia draudimo suma.

- Gelbėjimo išlaidų draudimas (ne daugiau kaip 5% nuo transporto priemonės draudimo sumos).
- Automobilio nuomos draudimas (taikoma tik lengviesiems automobiliams ir ne ilgiau kaip 7 dienas).
- Automobilio saugojimo išlaidų draudimas (ne ilgiau kaip 5 dienas).

Papildomos įrangos draudimas

Transporto priemonės papildoma įranga: magnetolos, akustinės sistemos, taksometrai, signalizacija, reklaminiai įtaisai, lengvo lydinio ratlankiai, papildomi žibintai, spoileriai, taip pat kiti papildomi priedai ir įranga, kuriuos įmontavo ne transporto priemonės gamykla – gamintoja, savarankiškai sumontuoti papildomi įrenginiai, detalės, arba gamykliniai (originalūs) įrenginiai, pakeisti neoriginaliais.

Įranga draudžiama tik tuo atveju, jei draudžiama pati transporto priemonė ir nuo tų pačių draudiminių įvykių, kaip ir transporto priemonė. Išimama (nešiojama) įranga (pvz.: radijo, vaizdo, ryšio aparatūra) nedraudžiama. Būtinės sąlygos įrangai drausti: automobilio amžius iki 10 metų, įrangos amžius iki 5 metų; pateikti dokumentai, pagal kuriuos galima nustatyti įrangos pirkimo kainą ir datą; įrangos vertė neviršija 30% draudžiamo automobilio vertės. Įranga nedraudžiama neskaičiuojant nusidevėjimo ir be franšizė.

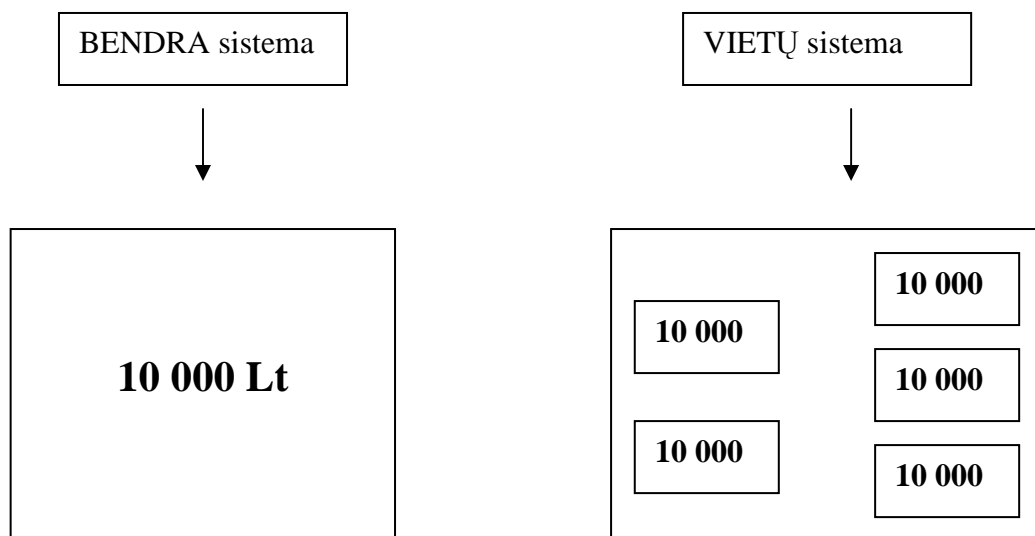
Draudimo sumos nustatymas: naujos įrangos draudimo suma nustatoma pagal jos įsigijimo dokumentus. Jei įranga ne nauja, tai jos draudimo suma nustatoma skaičiuojant nusidevėjimą nuo įsigijimo dokumentuose nurodytos vertės, priklausomai nuo eksploatavimo laikotarpio pagal transporto priemonių draudimo taisyklių priedą Nr. 1. (Žr. Priedas 1)

Vairuotojo ir keleivių draudimas

Keleiviai gali būti draudžiami tik tuo atveju, jei yra apdrausta pati transporto priemonė. Keleiviai draudžiami pagal vieną iš šių sistemų:

pagal bendrą sistemą. Šiuo atveju draudimo suma kiekvienam apdraustajam dalijama lygiomis dalimis.

pagal vietų sistemą. Kiekviena transporto priemonėje įrengta sėdimoji vieta apdraudžiama vienoda draudimo suma.



Keleiviai draudžiami mirties ir invalidumo atveju. Mirties atveju išmokama visa draudimo suma, o invalidumo (nepagydomo funkcijų sutrikimo) atveju išmokama dalis sumos pagal transporto priemonių taisyklių priedo Nr. 4 lentelę Nr. 1, 2 (Žr. Priedas 1).

Už papildomą įmoką galima apdrausti nuo traumų ir sužalojimų. Draudimo išmoka šiuo atveju skaičiuojama pagal priedo Nr. 4 lentelę Nr. 3.

Galiojimo teritorija

Draudimas galioja draudimo liudijime nurodytoje geografinėje teritorijoje: Lietuvoje arba Europoje.

Nedraudžiamos transporto priemonės

- senesnės kaip 15 metų;
- mažesnės vertės kaip 4 000 Lt (lengvieji automobiliai), 10 000 Lt (kitų tipų transporto priemonės);
- kombainai (virš 10 metų);
- motociklai;

- gyvenamieji automobiliai, gyvenamosios priekabos;
- blogos techninės būklės ir vaizdo transporto priemonės;
- neturinčios galiojančio techninės apžiūros talono;
- turinčios laikinosios registracijos Lietuvoje valstybinio numerio ženklus arba registruotos ne Lietuvoje bei neturinčios registracijos ženklo (išskyrus žemės ūiotechniką, kuri neprivalo būti registruojama);
- savos gamybos arba nesorininės gamybos, padirbtos transporto priemonės;
- transporto priemonės, dalyvaujančios automobilių lenktynėse, treniruotėse, techninių savybių išbandymui,
- tikrinmui, naudojama kaip rekvizitas filmavimui, parodomis;
- transporto priemonės, asmeniniu vertinimu, nepageidaujamos draudimo kompanijai;
- transporto priemonės, vežančios lengvai užsiliepsnojančias, sprogstančias medžiagas, dujas, pavojingus krovinius.

3. Nustato transporto priemonės draudimo sumą, vairuotojo amžių, vairavimo stažą, drausmingumo kategoriją, pasirinktus draudimo sąlygų variantus ir pateikia keletą draudimo įmokos paskaičiavimo variantų. Priede 2 pateiktas pasiūlymo pavyzdys drausti transporto priemonę.

Draudimo sumos nustatymas

Draudimo suma yra lygi transporto priemonės rinkos vertei sutarties sudarymo dieną. Ji negali būti nei didesnė, nei mažesnė už nustatytą transporto priemonės vertę. Pagrindis naudojamas kaininkas yra „Automobilių kainos Lietuvoje“. Vertė taip pat gali būti nustatoma pagal nepriklausomų ekspertų išduotas pažymas. Prieš draudžiant automobilį, kurio rinkos vertė viršija 50 000 Lt., būtinas prevencijos skyriaus leidimas bei automobilio fotografavimas.

4. Nustato transporto priemonės bazinę draudimo įmokos sumą.

Bazinės draudimo įmokos nustatymo pavyzdys

Priede 3 pateiktas vienas puslapis iš „Automobilių kainos Lietuvoje“ . Tarkime norime apdrausti automobilį, kurio markė Alfa Romeo, modelis Alfa 145 1.4 T.SPARK, pagaminimo metai 2000 m.. Pirmame stulpelyje yra nurodytas tarifo kodas – C1, o vertė – 10,8 (10 800 lt). Kadangi

automobilio amžius 7 metai, tai Priede 4 susirandame atitinkamai pagal amžių bazinį draudimo tarifą. Eilutėje C1 pasirenkame tarifą pagal norimą franšizę, tarkime, franšizės mokestis bus 300 lt. ASNT – draudimas be vagystės, ASNTV – draudimas taikomas ir vagystės atveju. Pasirenkame ASNTV. Mūsų tarifas bus 6,24.

Bazinė draudimo įmoka = $10,8 * 6,24 = 67,392$ (673,92 lt.)

Tačiau kadangi minimali draudimo įmoka (paskutinis Priedo 4 stulpelis) yra 800 lt., tai draudimo įmoka bus 800 lt.

Bazinė įmoka gali būti didinama ar mažinama priklausomai nuo papildomų draudimo variantų.

5. Susitarus dėl draudimo įmokos, transporto priemonė yra apžiūrima, nustatoma automobilio rida, sutikrinama registracijos numeriai, atkreipiama dėmesį į priemonės apgadinius.
6. Užpildomas draudimo polisas. Priede 5 pateiktas poliso pavyzdys.

Sutarties sudarymas

Transporto priemonių draudimo sutartys sudaromos vadovaujantis Transporto priemonių draudimo taisyklėmis (1 Priedas). Sudarius draudimo sutartį, šių taisyklių kopija privalo būti įteikta draudėjui.

Draudimo išmokų mokėjimo sąlygos ir tvarka pateikta priede 6.

2. Statistiniai duomenys

Statistinių duomenų analizėje naudoju vienos draudimo kompanijos KASKO duomenis už 2005m., 2006m. ir 2007m. (sausis –vasaris).

Duomenų masyvai yra tokie:

2005 m. : 17799 sutarčių polisiai

7879 žalų skaičius, išmokėtų polisams, kurių sudarytos sutartys 2004 – 2005m.

2006 m.: 16972 sutarčių polisiai

7741 žalų skaičius, išmokėtų polisams, kurių sudarytos sutartys 2005 – 2006m.

2007 m.: 1439 sutarčių polisiai

1344 žalų skaičius, išmokėtų polisams, kurių sudarytos sutartys 2006 – 2007m.
Nagrinėsime tik tuos polisus, kurių yra nenutrūkusi sutartis.

Sutarčių masyvuose pateikta informacija apie polisą tokia:

poliso nr. – sutarties pradžios data – sutarties pabaigos data – pasirašyta įmoka – draudėjas – draudėjo kodas – draudikas – draudiko padalinys – draudiko skyrius – draudiko filialas - Automobilio markė- automobilio modelis – valstybinis numeris – TP tipas - pagaminimo metai – draudimo suma .

Žalų masyvuose pateikta informacija tokia:

poliso nr. – įvykio pranešimo data – pasirašyta išmoka – draudėjas – draudėjo kodas – draudikas- sutarties pradžios data – sutarties pabaigos data – TP tipas – draudimo suma .

Draudiko padalinys gali būti:

- Darbuotojai (konsultantai)
- Brokeris
- Darbuotojai (kiti)
- Tarpinikai
- Kelionių agentūros

Draudiko filialas gali būti:

- Vilniaus filialas
- Kauno filialas
- Klaipėdos filialas
- Panevėžio filialas
- Šiaulių filialas
- Departamentai

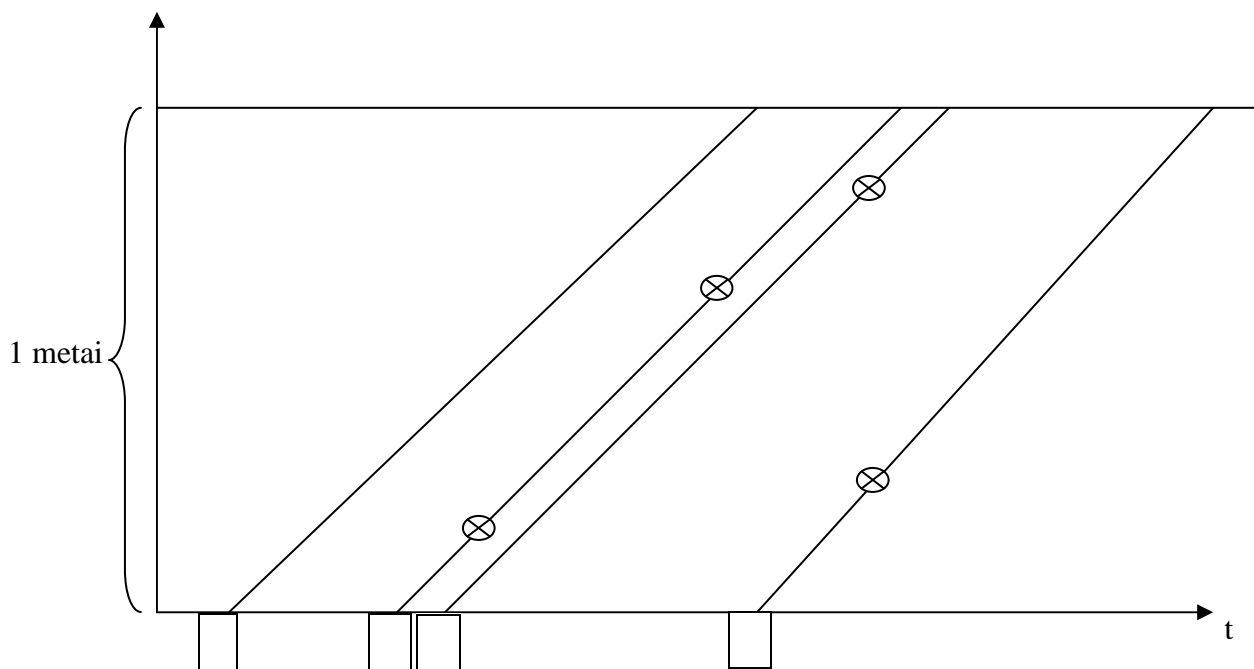
TP tipas gali būti:

- Lengvasis
- Lengvasis komercinis
- Krovininis
- Priekabos ir puspriekabės
- Spec. Transportas

3. KASKO draudimo sistemos matematinis modelis

Draudimo sistemos funkcionavimą galima pavaizduoti tokiu grafiku

3.1 pav.



Abscisių ašyje atidėtas kalendorinis laikas. Ordinačių ašyje - poliso galiojimo trukmė (vieneri metai). Polisas vaizduojamas tiesės, kuri sudaro \square kampą su abscisių ašimi, atkarpa. Simbolis \otimes reiškia, kad poliso galiojimo laikotarpiu transporto priemonė patyrė draudiminį įvykį. Draudiminių įvykių, poliso galiojimo metu, gali būti ir daugiau negu vienas.

KASKO draudimo pelningumas draudimo kompanijai priklauso nuo daugelio faktorių: pasirašytų polisų skaičiaus ir jo kitimo dinamikos, draudiminių įvykių skaičius, įmokų ir išmokų dydžių, kitų išlaidų, susijusių su sistemos funkcionavimu. Aptarsime šiuos faktorius detaliau.

3.1. Pasirašytų polisų skaičius ir jo kitimo dinamika

Tarsime, kad polisų pasirašymo momentai sudaro puasoninį srautą su intensyvumu \square laiko momentu t . Kadangi \square yra palyginti lėtai kintanti funkcija, tai ją aproksimuosime konstantomis, \square , kai t priklauso laiko intervalui \square . Patogu tokiais intervalais imti mėnesius, nes tokiais intervalais suvedami veiklos rezultatai.

Jeigu pagal statistinius duomenis galima bus daryti išvadą, kad intensyvumas \square keleto mėnesių laikotarpyje nekinta, tai intervalus galima sustambinti.

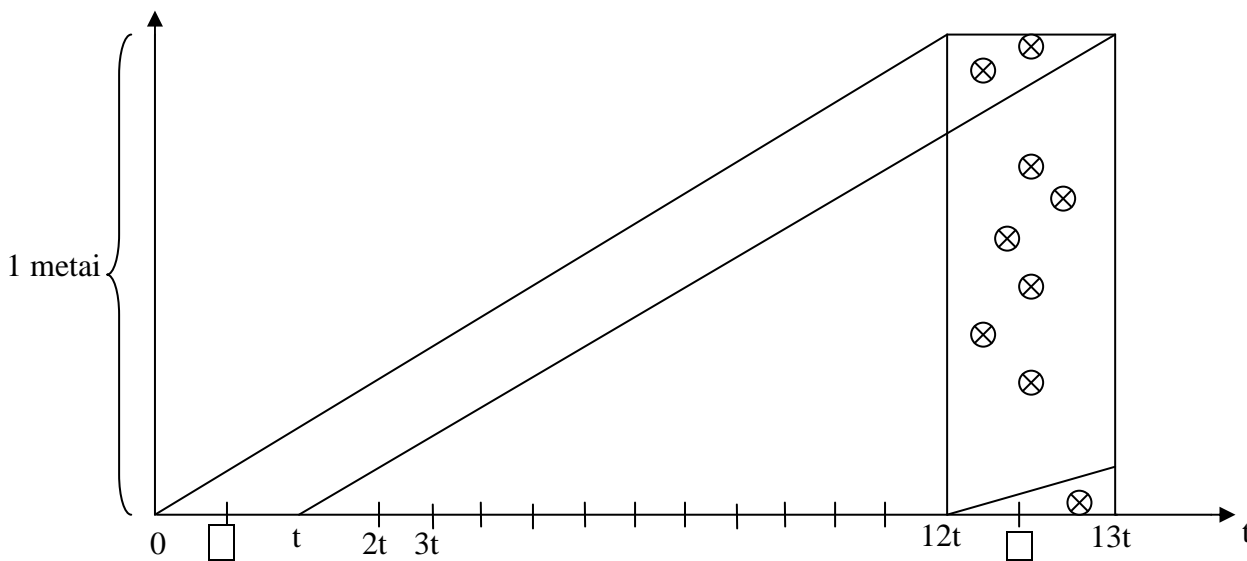
Polisų skaičiaus dinamika gali priklausyti nuo transporto priemonės tipo (lengvasis, krovininis ir kt.). Tada tektų nagrinėti polisus atskiriems transporto priemonės tipams.

3.2. Draudiminių įvykių skaičius ir jo kitimo dinamika

Tarsime, kad galiojant polisui laiko momentu t , draudiminis įvykis gali įvykti su intensyvumu λ nepriklausomai nuo kitų transporto priemonės draudiminių įvykių ir nepriklausomai nuo to, ar jau buvo bent vienas draudiminis pastarojo poliso įvykis. Tegu intensyvumo funkcija lygi konstantai λ , kai t priklauso pirmiau minėtam laiko intervalui $[0, 12t]$.

Laiko intervale $[12t, 13t]$ draudiminiai įvykiai gali įvykti ne tik tų polisų, kurie pasirašyti šiame intervale, bet ir tų polisų, kurie buvo pasirašyti metų laikotarpyje iki intervalo $[12t, 13t]$ pradžios.

3.2 pav.



Nagrinėjamas mėnuo yra pažymėtas paryškintu stačiakampiu (nuo $12t$ iki $13t$; t – vienas mėnuo). Nagrinėjant draudiminius įvykius intervale $(12t, 13t)$, reikia atsižvelgti į polisus, kurie buvo pasirašyti per pastarąjį mėnesį ir per 12 prieš tai buvusių mėnesių. Pažymėkime i - sutarčių pasirašytų i -tajį mėnesį skaičių. Tada polisai, kurie buvo pasirašyti nuo 2 iki 12 mėnesio galios visą nagrinėjamo mėnesio laikotarpį. Tokių polisų skaičius i . Polisas, kuris buvo pasirašytas laiko momentu t , kai $t \in [12t, 13t]$, nagrinėjamo mėnesio laikotarpyje bus stebimas laiką $13t - t$. Polisas, kuris buvo pasirašytas laiko momentu t , kai $t \in [0, 12t]$, bus stebimas nagrinėjamo mėnesio laikotarpyje laiką $12t - t$.

Tegu \square yra sutarčių pasirašymo momentai laiko intervale \square , o \square - sutarčių pradžios momentai laiko intervale $(12t, 13t)$. Tada bendras suminis visų nagrinėjamą mėnesį stebimų polisų galiojimo laikas yra

$$\square \quad (3.2.1)$$

Remiantis priimtomis prielaidomis draudiminių įvykių skaičius nagrinėjamą mėnesį žymimas Z turi Puasono skirstinį \square (mėnesio indeksą praleidžiame).

Jeigu pasirodytų, kad intensyvumas \square kelių mėnesių laikotarpyje nekinta, tai nagrinėjamus intervalus galima sustambinti.

3.3. KASKO draudimo sistemos pelningumas

Jis priklauso nuo pasirašytų sutarčių skaičiaus ir įmokų dydžio; nuo draudiminių įvykių skaičiaus ir išmokų dydžių, nuo gamybinių ir kitų išlaidų susijusių su šios sistemos funkcionavimu.

- 1) Pajamos. Sudarius draudiminę sutartį klientas moka nustatyto dydžio įmoką. Pažymėkime \square sutarties, pasirašytos laiko momentu \square , įmokos dydį. Tada draudimo kompanija nagrinėjamo mėnesio laikotarpyje gaus pajamas:

$$\square \quad (3.3.1)$$

Iš šių pajamų reikės padengti išmokas, priskaičiuotas visiems draudiminiams įvykiams (jų skaičius Z), kurie buvo užfiksuoti šio mėnesio laikotarpyje.

- 2) Išlaidos:
 - a) išmokos draudiminiams įvykiams padengti. Pažymėkime \square , j - tojo draudiminio įvykio išmokos dydį. Tada šį mėnesį reikės išmokėti sumą:
$$\square \quad (3.3.2)$$
 - b) komisiniai išmokami už sutarčių pasirašymą. Nustatyta, kad komisiniai sudaro 10% nuo sutarties sumos, t.y. \square .
 - c) Mokesčiai. PVM mokestis 18% gautoje įmokų sumoje arba 15,65% nuo L ; kelių mokestis 0,5% nuo pajamų L ; pelno mokestis 15% skaičiuojamas nuo ikimokestinio pelno, t.y. nuo sumos, gautos iš pajamų atėmus visas išlaidas.
 - d) Gamybinės išlaidos. Išlaidos patalpoms, transportui, ryšiams, administracijos, reklama ir kt. Jos susideda iš tam tikros pastovios dedamosios, kuri nepriklauso nuo apyvartos ir kintamos dedamosios. Tačiau kokią dalį gamybinių išlaidų

3.5. Pelno P apytikslis pasiklovimo intervalas

Apytikslį pasiklovimo intervalą galime gauti aproksimuojant \square skirstinį normaliuoju dėsniu. Gavę intensyvumų \square , \square ir parametrų \square , \square , \square , \square įverčius gauname ir funkcijos \square įvertį \square . Tada P apytikslis pasiklovimo intervalas yra

$$\square, \tag{3.5.1}$$

čia \square - standartinio normaliojo skirstinio \square kritinė reikšmė, $Q = 1 - \square$ - pasiklovimo lygmuo.

Stogelis virš raidės D reiškia, kad dispersijos $D(\square)$ išraiškoje parametrai pakeisti jų įvertiniais.

Lieka surasti atitinkamo dydžio \square vidurkio ir dispersijos išraiškas.

Reiškia apskaičiuoti vidurkį ir dispersiją atsitiktinio dydžio

$$\square \tag{3.5.2}$$

čia \square ; \square (įmokos) yra vienodai pasiskirstę nepriklausomi atsitiktiniai dydžiai; \square , \square ; \square - sutarčių, pasirašytų nagrinėjamąjį tryliktąjį mėnesį skaičius; tarsime, kad \square nepriklauso nuo \square ir \square ; \square ; \square (išmokos) yra vienodai pasiskirstę nepriklausomi atsitiktiniai dydžiai su momentais \square ; \square ; Z – draudiminių įvykių, įvykusių per tryliktąjį nagrinėjamąjį mėnesį, skaičius; pagal priimtas prielaidas \square , kur S – bendras suminis visų polisų galiojimo laikas nagrinėjamo tryliktojo mėnesio bėgyje:

$$\square, \tag{3.5.3}$$

Čia \square - pasirašytų sutarčių skaičius per i – tąjį mėnesį, \square ; \square ; pagal priimtas sąlygas \square yra nepriklausomi atsitiktiniai dydžiai, turintys Puasono skirstinius \square , \square ; \square - sutarčių pasirašymo momentai per pirmąjį mėnesį \square ; \square - sutarčių pasirašymo momentai per tryliktąjį mėnesį \square , \square ; jeigu \square ir \square yra fiksuoti, tai a.d. \square , \square , ir \square , \square yra nepriklausomi ir vienodai tolygiai pasiskirstę intervale \square .

Lema. Tegū X_1, \dots, X_n yra vienodai pasiskirstę nepriklausomi a.d. su momentais μ_1, \dots, μ_n , o X - a.d. nepriklausantis nuo X_1, \dots, X_n ir turintis Puasono skirstinį $P(\lambda)$. Tada atsitiktinių dėmenų skaičiaus sumos S_n pirmieji momentai yra

$$\mu_1; \dots; \mu_n. \quad (3.5.4)$$

Irodymas. Naudodamiesi šiomis žinomomis sąlyginių vidurkių savybėmis, jeigu h atsitiktinis dydis, kurio μ_h , o g kitas atsitiktinis dydis, tai

$$\mu_{h+g} = \mu_h + \mu_g.$$

(3.5.5)

Gauname

$$\mu_{S_n} = \mu_1 + \dots + \mu_n;$$

$$\mu_{S_n} = \mu_1 + \dots + \mu_n.$$

Lema įrodyta.

Skaičiuojant n momentus fiksuokime vektorius μ_1, \dots, μ_n .

Tada remiantis lema

$$\mu_{S_n} = \mu_1 + \dots + \mu_n, \quad (3.5.6)$$

$$\mu_{S_n} = \mu_1 + \dots + \mu_n.$$

Skaičiuojant MS pradžioje vidurkinkime pagal X_1 ir X_2 . Kadangi $\mu_{X_1} = \mu_1$, tai

$$\mu_{S_n} = \mu_1 + \dots + \mu_n.$$

Galutinai gauname

$$\mu_{S_n} = \mu_1 + \dots + \mu_n. \quad (3.5.7)$$

Apskaičiuojame

$$\mu_{S_n} = \mu_1 + \dots + \mu_n,$$

O remiantis lema

$$\mu_{S_n} = \mu_1 + \dots + \mu_n.$$

Taigi

$$\mu_{S_n} = \mu_1 + \dots + \mu_n,$$

$$\boxed{\hspace{15em}} \quad (3.5.8)$$

Kad surasti $\boxed{\hspace{1em}}$, dar reikia apskaičiuoti dispersiją $\boxed{\hspace{2em}}$, kai sąlyginis vidurkis nusakytas (3.5.6) formule. Gauname

$$\boxed{\hspace{15em}} \quad (3.5.9)$$

Kadangi $\boxed{\hspace{1em}}$, tai

$$\boxed{\hspace{10em}} \quad (3.5.10)$$

Pagal priimtas prielaidas, dėmenys (3.5.3) išraiškoje nepriklausomi, todėl

$$\boxed{\hspace{15em}} \quad (3.5.11)$$

Atsitiktiniai dydžiai $\boxed{\hspace{1em}}$ ir $\boxed{\hspace{1em}}$ vienodai pasiskirstę ir nepriklausomi, turintys tolydų skirstinį $\boxed{\hspace{1em}}$. Jų vidurkiai yra $\boxed{\hspace{1em}}$, o dispersijos $\boxed{\hspace{1em}}$. Remiantis lema gauname

$$\boxed{\hspace{15em}} \quad (3.5.11)$$

Skaičiuojant $\boxed{\hspace{1em}}$ pastebėsime, kad $\boxed{\hspace{1em}}$ priklauso tik nuo antrojo S dėmens. Gauname

$$\boxed{\hspace{15em}} \quad (3.5.12)$$

Pradžioje vidurkindami pagal $\boxed{\hspace{1em}}$, o po to pagal $\boxed{\hspace{1em}}$ gauname

$$\boxed{\hspace{15em}} \quad (3.5.12)$$

Įstatę (3.5.10), (3.5.11), (3.5.12) į (3.5.9), gauname

$$\boxed{\hspace{15em}} \quad (3.5.14)$$

Sujungę šią lygybę su $\boxed{\hspace{2em}}$, gauname

$$\boxed{\hspace{15em}} \quad (3.5.15)$$

4. Teorinė dalis

4.1. χ^2 kriterijus neparametrinėms hipotezėms tikrinti

kriterijų galima naudoti suderinamumo, nepriklausomumo ir homogeniškumo hipotezėms tikrinti. Jis remiasi dviem teoremomis.

Tarkime turime bandymą, kurio metu įvyksta vienas iš nesutaikomų įvykių , sudarančių pilnąją įvykių grupę. Kiekviename bandyme tikimybė, kad įvyks įvykis yra () ir nepriklauso nuo kitų bandymų rezultatų. Kai atliekame n bandymų, įvykusių įvykių skaičių pažymėkime . Tuomet atsitiktinių dydžių tikimybinis skirstinys yra polimisinis:

$$\text{} \quad (4.1.1)$$

4.1 teorema. Tegu . Apibrėžkime:

$$\text{} \quad (4.1.2)$$

Tada atsitiktinio dydžio tikimybinis skirstinys silpnai konverguoja į chi – kvadrato skirstinį su $k-1$ laisvės laipsniu, kai .

4.2 teorema. Tarkime, kad tikimybės yra tam tikros nežinomų parametrų funkcijos () , kurios kiekviename s -mačio neišsigimusio intervalo taške tenkina sąlygas:

a) ;

b) ;

c) egzistuoja tolydžios dalinės išvestinės ;

d) matricos , rangas lygus s .

Tarkime, kad n kartų atlikome prieš pirmą teoremą aprašytą bandymą, kuriame tikimybė, kad įvyks įvykis , lygi ; čia yra vidinis intervalo taškas.

Parametro įvertį galima gauti modifikuotuoju minimumo metodu t.y. įvertis yra lygčių sistemos

sprendinys.

Kai minėtos sąlygos patenkinamos, tai lygčių sistema turi vienintelį sprendinį .

kuris pagal tikimybę konverguoja į , kai , Statistika

$$\text{} \quad (4.1.3)$$

asimptotiškai pasiskirsčiusi pagal chi-kvadrato skirstinį su $k-1$ -s laisvės laipsnių.

Paprastosios suderinamumo hipotezės tikrinimas.

Tarkime, kad yra atsitiktinio dydžio imtis. Tegu a.d. skirstinys priklauso šeimai $P = \{F, F \in \mathcal{F}\}$.

Tikriname hipotezę

$$\text{}, \quad (2) \quad (4.1.4)$$

$F(x)$ yra pasiskirstymo funkcija, o - pilnai nusakyta šeimos \mathcal{F} pasiskirstymo funkcija.

galimų reikšmių sritį galime suskirstyti į k intervalų. Tegu yra i -tojo intervalo vidurio taškas, o intervalo ilgis. Pažymime įvykį, kuris reiškia, kad stebimas dydis įgijo reikšmę iš i -tojo intervalo. Tada atsitiktinio dydžio (-imties reikšmių, patekusių į i -tąjį intervalą, skaičius) skirstinys yra polinominis.

Hipotezė (4.1.4) keičiama hipoteze

$$\text{} \quad (4.1.5)$$

yra patekimo į i -tąjį intervalą, kai hipotezė teisinga, tikimybė:

$$\text{}.$$

Alternatyva: , bent vienam .

Pagal 4.1 teoremą, jeigu hipotezė (4.1.5) teisinga, tai statistika

$$\text{} \quad (4.1.6)$$

asimptotiškai pasiskirsčiusi pagal chi – kvadrato skirstinį su $k-1$ laisvės laipsniu.

Hipotezė atmetama su reikšmingumo lygmeniu , kai , čia yra chi – kvadrato skirstinio su $k-1$ laisvės laipsniu - toji kritinė reikšmė.

Homogeniškumo tikrinimas.

Tarkime turime nepriklausomus atsitiktinius dydžius. Visi dydžiai yra diskretieji ir jų įgyjamos reikšmės yra . Sudaromos atitinkamai dydžio imtys. Pažymėkime , i – tosios imties stebėjimų, lygių , skaičių.

Tuomet duomenų aibė gali būti užrašoma tokia lentele.

$i \backslash j$	1	2	...	r	Σ
1	<input type="text"/>	<input type="text"/>		<input type="text"/>	<input type="text"/>
2	<input type="text"/>	<input type="text"/>		<input type="text"/>	<input type="text"/>
...					
s	<input type="text"/>	<input type="text"/>		<input type="text"/>	<input type="text"/>
Σ	<input type="text"/>	<input type="text"/>		<input type="text"/>	<input type="text"/>

Įvykiai gali įvykti su tikimybėmis . – tikimybė, kad i – tasis atsitiktinis dydis įgyjo j – tąją reikšmę.

Homogeniškumo hipotezė yra t.y. pasiskirstymo funkcijos sutampa. Ją pakeisime kita hipoteze:

$$\text{} \quad (4.1.7)$$

su alternatyva hipotezė neteisinga.

Kriterijaus statistika: (4.1.8)

Hipotezė atmetama su reikšmingumo lygmeniu , kai , kur yra chi – kvadrato skirstinio su $(s-1)(k-1)$ laisvės laipsniu - toji kritinė reikšmė.

Nepriklausomumo tikrinimas.

Tarkime, kad , yra dydžio n imtis diskrečiojo atsitiktinio vektoriaus , kurio galimos reikšmės yra . Pažymim reikšmės pasikartojimų skaičių imtyje. Reikšmių dažniai pateikti lentelėje.

$i \backslash j$	y_1	y_2	...	y_r	Σ
x_1	<input type="text"/>	<input type="text"/>	...	<input type="text"/>	<input type="text"/>
x_2	<input type="text"/>	<input type="text"/>	...	<input type="text"/>	<input type="text"/>
...		
x_s	<input type="text"/>	<input type="text"/>	...	<input type="text"/>	<input type="text"/>
Σ	<input type="text"/>	<input type="text"/>	...	<input type="text"/>	<input type="text"/>

, .

Gali įvykti įvykiai . Pažymime

.

Nepriklausomumo hipotezė keičiama hipoteze

$$\text{} \quad (4.1.9)$$

Alternatyva: , bent vienai porai .

Jei hipotezė (4.1.9) teisinga, tai yra parametru funkcijos.

Pagal 2 teorema, kai hipotezė (4.1.9) teisinga, statistika asimptotiškai

pasiskirsčiusi pagal chi – kvadrato skirstinį su $rs-1-(r+s-2)=(r-1)(s-1)$ laisvės laipsnių.

Gauname

ir

$$\text{} \quad (4.1.10)$$

Hipotezė atmetama su reikšmingumo lygmeniu , kai ,

kur yra chi – kvadrato skirstinio su $(s-1)(k-1)$ laisvės laipsnių - toji kritinė

reikšmė.

4.2. Tiesinė regresija

Vieno kintamojo tiesinė regresija. Bendriausias tiesinis tikimybinis modelis, nusakantis priklausomo intervalinio kintamojo Y ir nepriklausomo intervalinio kintamojo X sąryšį, užrašomas šia stochastine lygtimi:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + \epsilon \quad (4.2.1)$$

čia β_0 ir β_1 yra nežinomos konstantos, ϵ – atsitiktinė paklaida.

Fiksavus nepriklausomo kintamojo X reikšmę x , gauta tūrio n a. d. n imtis (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) ; bendrasis stebėjimų skaičius n . Tarkime, kad įvykdytos šios sąlygos:

- 1) (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) nepriklausomi ir turi vienodas dispersijas σ^2 (homoskedastiškumo reikalavimas);
- 2) stebėjimai Y_i nekoreliuoti ir turi vienodas dispersijas σ^2 (homoskedastiškumo reikalavimas);
- 3) ϵ turi vidurkį 0 ir dispersiją σ^2 .

Mažiausiųjų kvadratų metodu gauname NMD įverčius:

$$\hat{\beta}_0 = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X}, \quad \hat{\beta}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} \quad (4.2.3)$$

Dispersijos įvertį gauname pasinaudoję liekamąja kvadratine forma Q :

$$Q = \sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i)^2 \quad (4.2.4)$$

Gautieji įverčiai turi šias savybes:

$$\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0, \quad \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_i) = 0 \quad (4.2.5)$$

Naudodamiesi tais sąryšiais, standartiniu būdu gauname nurodytų parametų pasikliautuosius intervalus bei kriterijus hipotezėms apie jų reikšmes tikrinti.

Pažymėsime, kad koeficiento β_1 įvertis $\hat{\beta}_1$ yra tuo tikslesnis, kuo didesnę reikšmę įgyja suma $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$. Regresijos tiesės $\hat{Y} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X$ reikšmės taške X_0 pasikliautinis intervalas yra trumpiausias, kai $X_0 = \bar{X}$; šis intervalas tuo ilgesnis, kuo didesnis atstumas $|X_0 - \bar{X}|$.

Pateiktos išvados yra korektiškos tik tuo atveju, kai regresija tiesinė. Todėl reikalingi kriterijai, leidžiantys patikrinti prielaidą apie regresijos tiesiškumą remiantis stebėjimais (Y_1, Y_2, \dots, Y_n) .

[]

Pažymėkime Y sąlyginį vidurkį, kai [], raide []. Tada tikrinamoji hipotezė ekvivalenti tvirtinimui, kad [] priklauso tiesei [], t. y. jie susieti [] sąryšiais.

Apskaičiuojame

$$[], \quad (4.2.6)$$

$$[], \quad (4.2.7)$$

$$[]. \quad (4.2.8)$$

čia [] nepriklauso nuo [] ir yra pasiskirstęs pagal [] dėsnį su [] laisvės laipsniais; necenriškumo parametras lygus nuliui, jei tikrinamoji hipotezė teisinga.

Taigi hipotezė atmetame, jeigu stebėjimai patenka į kritinę sritį

$$[]; \quad (4.2.9)$$

čia [] – Fišerio skirstinio P -oji kritinė reikšmė; P – reikšmingumo lygmuo.

Jeigu kiekviename taške [] turime tik po vieną stebėjimą [] (visi []), tai šio kriterijaus pritaikyti negalime, nes []. Šiuo atveju tam tikros informacijos apie tai, ar regresija tiesinė, suteikia skirtumai

$$[], []. \quad (4.2.10)$$

Esant teisingai prielaidai apie regresijos tiesiškumą, [] skirstiniai mažai skiriasi nuo standartinio normaliojo. Remiantis tų skirtumų išsidėstymo dėsningumais galima parinkti kitokią regresijos funkciją, geriau aprašančią stebėjimo rezultatus.

Sakykime, pagal aprašytus stebėjimo rezultatus [] gautas regresijos tiesės įvertis []. Reikia nurodyti nepriklausomo kintamojo Y tolimesnio matavimo Y^* pasikliautinąjį intervalą, kai žinoma, kad bus matuojama taške []. Tokį pasikliautinąjį intervalą konstruosime naudodamiesi tuo, kad

$$[], []. \quad (4.2.11)$$

Iš čia gauname

$$[]; \quad (4.2.12)$$

čia - Stjudento skirstinio su laisvės laipsniais P -oji kritinė reikšmė.

4.3. Puasono skirstinys

4.3.1. Puasono skirstinys ir parametru įvertiniai

Puasono skirstinys naudojamas nustatyti tikimybei, kad įvyks m įvykių per fiksuotą laiko tarpą.

$$\text{} \quad (4.3.1.1)$$

Atsitiktinis dydis X yra pasiskirstęs pagal Puasono dėsnį, kai jo įgyjamos reikšmės yra sveiki neneigiami skaičiai $0, 1, 2, \dots$

Žymime .

Puasono skirstinys priklauso tik nuo vieno parametro . Jo vidurkis ir dispersija sutampa t.y. $MX=MD=\text{}$.

Puasono skirstinys yra asimetriškas iš dešinės. Didėjant parametru asimetrija mažėja.

Tarkime, kad atsitiktinis draudiminių įvykių skaičius laike tenkina tokias sąlygas.

1. Bet kurio įvykių skaičiaus patekimo į t ilgio intervalą tikimybės priklauso tik nuo intervalo ilgio ir nepriklauso nuo intervalo padėties.
2. Įvykiai išsidėstę nepriklausomai vienas nuo kito, t.y. bet kurio įvykių skaičiaus patekimo į tam tikrą intervalą tikimybė nepriklauso nuo, to kiek įvykių pateko į intervalus, nesikertančius su duotuoju.
3. k įvykių patekimo į nykstamojo ilgio Δt intervalą tikimybė $P(k; \Delta t)$ tenkina sąlygas ($\Delta t \rightarrow 0$):

$$\text{},$$

$$\text{}.$$

Su šiomis sąlygomis tikimybė, kad į t ilgio intervalą pateks k įvykių, yra

$$\text{} \quad (4.3.1.2)$$

Turime Puasono skirstinį su parametru t , kuris nusako vidutinį įvykių skaičių t ilgio intervale.

Tai yra svarbiausias parametras – įvykių vidutinis intensyvumas.

yra pilnoji ir pakankamoji parametro statistika. Jei egzistuoja funkcijos $g(\text{})$ nepaslinktasis įvertis (priklausantis tik nuo), tai jis yra vienintelis.

Pvz.:

Įvertis , yra parametro NMD įvertis.

4.3.2. Hipotezės apie Puasono skirstinių parametrų lygybę

Tarkime, kad X_1, X_2, \dots, X_n yra nepriklausomi atsitiktiniai dydžiai ir $X_i \sim \text{Poi}(\lambda_i)$. Čia λ_i žinomi (pvz., laiko intervalai). Reikia patikrinti hipotezę $H_0: \lambda_1 = \lambda_2 = \dots = \lambda_n = \lambda$.

Randame sąlyginį atsitiktinio vektoriaus (X_1, X_2, \dots, X_n) skirstinį, kai fiksuota suma $\sum_{i=1}^n X_i = k$.

$P(X_1 = x_1, X_2 = x_2, \dots, X_n = x_n | \sum_{i=1}^n X_i = k)$.

$$= \frac{e^{-n\lambda} \prod_{i=1}^n \lambda^{x_i} / x_i!}{e^{-k\lambda} k^k / k!} = \frac{k!}{n!} \prod_{i=1}^n \frac{n! x_i!}{k!} \frac{\lambda^{x_i}}{k^{x_i}} \quad (4.3.2.1)$$

Matome, kad tai n -matis polinominis skirstinys $(X_1, X_2, \dots, X_n) \sim \text{Mult}(k, \lambda/n, \dots, \lambda/n)$.

Jeigu H_0 teisinga, tai $X_i \sim \text{Poi}(\lambda/n)$. Taigi vietoje hipotezės H_0 galime tikrinti hipotezę $H_1: \lambda_1 \neq \lambda_2 \neq \dots \neq \lambda_n$ apie polinominio skirstinio tikimybinės reikšmės. Pagal tai pritaikomas chi-kvadrato kriterijus (nežinomi parametrai nevertinami)

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^n \frac{(X_i - k/n)^2}{k/n} \quad (4.3.2.2)$$

4.4. Vienfaktorė dispersinė analizė

Vieno faktoriaus dispersinė analizė grindžiama dviejų dispersijos įverčių palyginimu. Pilna kvadratų suma S , kuri apima visų duomenų ir bendrojo vidurkio skirtumus, yra suskaidoma į dviejų komponentų – grupių kvadratų sumos S_B , įvertinančios imčių vidurkių ir bendrojo vidurkio skirtumus, ir vidinės kvadratų sumos S_W , įvertinančios kiekvienos imties duomenų sklaidą (apie imties vidurki), sumą.

Tarkime, kad atsitiktinio dydžio Y skirstinys gali priklausyti nuo faktoriaus A , kuris yra I skirtinguose lygmenyse A_i , o stebėjimai Y_{ij} yra tokie:

$$Y_{ij} \sim \text{N}(\mu_i, \sigma^2), \quad j=1, \dots, J_i, \quad i=1, \dots, I; \quad (4.4.1)$$

čia μ_i – nežinomi parametrai, σ^2 – nepriklausomi atsitiktiniai dydžiai, pasiskirstę pagal normalųjį dėsnį su nuliniu vidurkiu ir vienoda dispersija σ^2 .

Pažymėję

$$Y_{ij} = \mu_i + \epsilon_{ij},$$

,

– nulinis vektorius, . Konstruojame kriterijų hipotezei H_A tikrinti. Kvadratinės formos patogiu ieškoti tokiu būdu:

,

,

,

, .

Statistika

,

(4.4.5)

Kai hipotezė H_A teisinga, pasiskirsčiusi pagal Fišerio dėsnį su $I-1$ ir $n-I$ laisvės laipsnių. Hipotezė atmetama, kai stebėjimai patenka į kritinę sritį

;

(4.4.6)

čia – Fišerio skirstinio F – tosios eilės kritinė reikšmė, P – kriterijaus reikšmingumo lygmuo.

Faktorius	SS	Laisvės laipsniai v	<input type="text"/>	<input type="text"/>
A	<input type="text"/>	$I-1$	<input type="text"/>	<input type="text"/>
E	<input type="text"/>	$n-I$	<input type="text"/>	<input type="text"/>
P	<input type="text"/>	$n-1$		

čia ir ; E – atsitiktinių klaidų faktorius, kurį modelyje nusako ; – pilnoji kvadratų suma:

$$\boxed{}, \boxed{} \quad (4.4.7)$$

Dabar statistiką galime užrašyti:

$$\boxed{}. \quad (4.4.8)$$

Jeigu stebėjimai neprieštaruoja prielaidai H_A apie vidurkių $\boxed{}$ lygybę, tai analizę galime baigti. Tokiu atveju visus stebėjimus galime sujungti į vieną tūrio n imtį, gautą stebint normalųjį a. d. su vidurkiu $\boxed{}$ ir dispersija $\boxed{}$. Priešinga išvada natūraliai kelia klausimą kaip stebėjimai $\boxed{}$ priklauso nuo faktoriaus A lygmenų.

4.5. Tjukio HSD kriterijus

Jei gauname, kad vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi nors vienoje poroje tarp faktoriaus A_i lygmenų (t. y. hipotezė $\boxed{}$ atmetama), tai galima patikrinti, kurie skiriasi.

Tjukio HSD. Kriterijus grindžiamas studentizuoto atstumo Q statistika, kurios kvantiliams sudaromos specialios lentelės. Kadangi mūsų atveju imčių dydžiai $\boxed{}$ nevienodi, tai imsime harmoninį vidurkį:

$$\boxed{}. \quad (4.5.1)$$

Lyginant i -tos ir j -tos imties vidurkius, t. y. tikrindami hipotezę

$$\boxed{} \quad \boxed{}, \boxed{} \quad (4.5.2)$$

apskaičiuojame statistiką:

$$\boxed{}, \quad (4.5.3)$$

Tegu reikšmingumo lygmuo $\boxed{}$.

i -tos ir j -tos imties vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi, jei

$$\boxed{}, \text{ čia } \boxed{}, \text{ čia } \boxed{} \text{ yra } Q \text{ statistikos } \boxed{}$$

lygmens kritinė reikšmė.

5. Duomenų analizė

5.1. Sutarčių skaičiaus kitimo dinamika

Kintamojo dažnius apskaičiuojame su SAS procedūra FREQ. Dažnių lentelės padeda lengviau pastebėti duomenų savybes, tokias kaip, kiek yra skirtingų reikšmių, kuri reikšmė pasikartoja daugiausiai kartų ir pan.

Tirdami sutarčių skaičių, tarkim išmatavom viso n polisų ir juos sugrupuojam mėnesiais.

Pažymėkime n_i - i-ojo mėnesio pasikartojimų skaičių. Akivaizdu, kad $\sum_{i=1}^{12} n_i = n$.

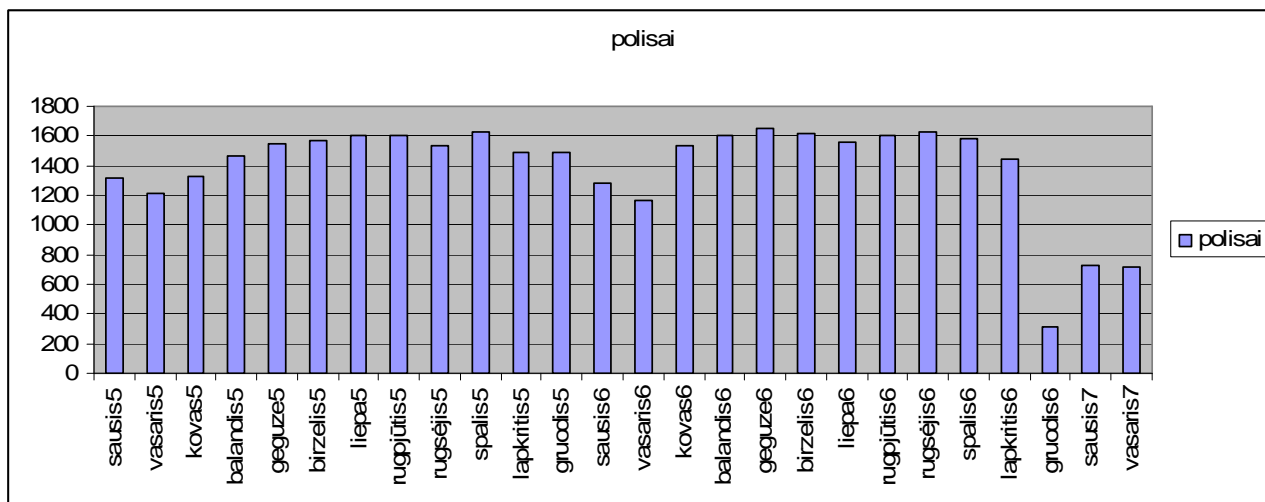
Atlikę skaičiavimus gauname 5.1 lentelę, kuri parodo kiek išrašyta polisų atitinkamų metų kiekvieną mėnesį.

5.1 lentelė

	2005	2006	2007
sausis	1319	1278	723
vasaris	1207	1164	716
kovas	1325	1531	
balandis	1470	1604	
gegužė	1550	1654	
birželis	1573	1621	
liepa	1609	1561	
rugpjūtis	1601	1605	
rugsėjis	1535	1625	
spalis	1630	1576	
lapkritis	1492	1447	
gruodis	1488	306	
viso	17799	16972	1439

Iš pateiktų duomenų matome, kaip kito mėnesiais polisų skaičius. Siekdami vaizdžiai pažvelgti į šiuos duomenis, juos pavaizduokime grafiškai (5.1 pav.)

5.1 pav.



Analizuodami 5.1 lentelės ir paveikslo duomenis pastebime, kad daugiausiai polisų parduota 2005m. spalio mėn. ir 2006m. gegužės mėn. Mažiausiai parduota 2005m. vasario mėn. ir 2006m. gruodžio mėn.

Apjungiamo masyvus sutarčių 2005m. , 2006m. ir 2007m. Pagrindinės statistinės savybės pateiktos 5.2 lentelėje. Sutarčių skaičių histograma pateikta 5.2 pav.

5.2 lentelė

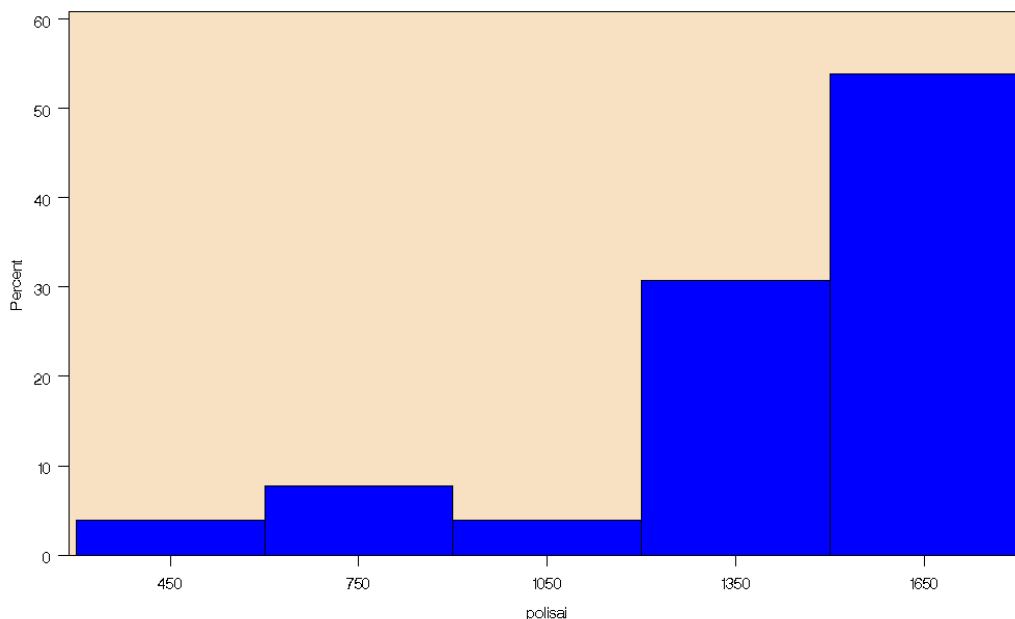
The MEANS Procedure

Analysis Variable : polisai

Mean	Std Dev	Std Error	Variance	N	Minimum	Maximum
1392.69	334.3220925	65.5659567	111771.26	26	306.0000000	1654.00

Median	Sum
1533.00	36210.00

5.2 pav.



Gauname vidutiniškai per mėnesį sudaro 1393 sutarčių su standartiniu nuokrypiu 334.

Patikrinkime homogeniškumo hipotezę t.y. 2005 m. ir 2006m. polisų sutarčių skaičiaus pasiskirstymo funkcijos sutampa (žr. 5.1 lentelės paskutinę eilutę)

Apskaičiavę gauname, kad statistikos reikšmė , ir P – reikšmė mažesnė už 0,0001, todėl hipotezę atmetame su labai aukštu reikšmingumo lygmeniu.

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	11	790.6714	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	11	859.5240	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	1.9297	0.1648
Phi Coefficient		0.1508	
Contingency Coefficient		0.1491	
Cramer's V		0.1508	

Sample Size = 34771

Suskaičiuojame kiekvienam mėnesiui sutarčių intensyvumą , $i = 1, \dots, 26$, įverčius (žr. sk. 3.1).

Gauname tokią lentelę :

5.3 lentelė

	2005	2006	2007
sausis	42,55	41,23	23,32
vasaris	43,11	41,57	25,57
kovas	42,74	49,39	
balandis	49,00	53,47	

gegužė	50,00	53,35	
birželis	52,43	54,03	
liepa	51,90	50,35	
rugpjūtis	51,65	51,77	
rugsėjis	51,17	54,17	
spalis	52,58	50,84	
lapkritis	49,73	48,23	
gruodis	48,00	9,87	

Aiškiai matome, kad 2007 metais sutarčių intensyvumas žymiai mažesnis lyginant su 2005m. ir 2006m.

Patikrinkime hipotezę: ar galime teigti, jog visus metus intensyvumas yra vienodas.

Imkime 2006m. duomenis. Tikrinsime hipotezę su tikimybėmis

. Kadangi sutarčių skaičius pasiskirstęs pagal Puasono skirstinį, turėsime

Naudojame chi – kvadrato testą

```

Chi-Square Test
for Specified Proportions
ffffffffffffffffffffffffffff
Chi-Square      178.4183
DF              11
Pr > ChiSq     <.0001

```

Sample Size = 17799

Gavome, kad P reikšmė mažesnė už **0,0001**, todėl hipotezė atmetama t.y. sutarčių intensyvumai mėnesiais nėra vienodi.

Polisų skaičiaus dinamika gali priklausyti nuo transporto priemonės tipo . Turime tokią duomenų lentelę:

5.4 lentelė

	Krovininis	Priekabos ir puspriekabės	Lengvasis	Lengvasis komercinis automobilis	Spec. Transportas	Autobusai
sausis	188	102	834	94	38	22
vasaris	96	48	848	112	31	29
kovas	143	80	1084	128	62	34

balandis	124	72	1195	93	97	23
gegužė	148	66	1135	128	134	43
birželis	94	66	1107	137	195	22
liepa	100	56	1023	137	227	18
rugpjūtis	89	47	1132	132	193	12
rugšėjis	104	73	1096	162	164	26
spalis	107	57	1082	133	191	6
lapkritis	108	70	1023	141	99	6
gruodis	19	12	205	39	28	3
viso	1320	749	11764	1436	1459	244

Tikrindami hipotezę, kad polisų skaičius nepriklauso nuo transporto priemonės tipo, galime tuo įsitikinti vėl naudodami chi – kvadrato kriterijų nepriklausomumui tikrinti.

```

Statistic                DF      Value      Prob
-----
Chi-Square                55      566.2276   <.0001
Likelihood Ratio Chi-Square  55      577.0678   <.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square   1       33.6614   <.0001
Phi Coefficient                       0.1827
Contingency Coefficient          0.1797
Cramer's V                        0.0817

```

Sample Size = 16972

Gauname P reikšmę, kuri yra mažesnė už **0,0001**, todėl hipotezė atmetama t.y. sutarčių skaičius mėnesiais priklauso nuo transporto tipo.

5.2. Sutarčių pagal transporto priemonės tipus vienfaktorė dispersinė analizė

Galime atlikti vienfaktorę dispersinę analizę. Faktorius – transporto priemonės tipas, stebėjimai – polisų skaičius per mėnesį, kartotinumai $k=12$.

Naudojame SAS pakete procedūrą GLM.

Pirmausia su *Leven's Test* (Priedas 7) tikrinama prielaida apie dispersijų lygybę. F value kriterijaus apie dispersijų lygybę statistikos reikšmė yra **1.73**. P-reikšmė tikrinti hipotezę

su alternatyva: bent dvi dispersijos nelygios yra **0.1405**, todėl hipotezė, kad dispersijos lygios neatmetama su reikšmingumo lygmeniu 0,05. Vadinasi galime tikrinti hipotezę apie vidurkių lygybę su standartinė ANOVA.

Dispersinės analizės lentelėje *Dependent variable polisai eilutėje model* (priedas 7) tikriname hipotezę su alternatyva: bent du vidurkiai nelygūs. P – reikšmė mažesnė už **0,0001**, todėl hipotezė atmetama, t.y. vidutinis sutarčių skaičius visuose transporto priemonės tipuose nevienodas. Todėl galime žiūrėti, kurie vidurkiai skiriasi.

Eilutėje „Error“ stulpelyje „Mean Square“ turime dispersijos įvertį.
 t.y. 90% sudarytų sutarčių kiekio skirtumų lėmė transporto priemonių tipai.

Su *Tukey's Studentized range Test* (priedas 7) galime pažiūrėti, kurie vidurkiai skiriasi.

Gavome, kad transporto priemonės tipo „Lengvasis automobilis“ vidurkis statistiškai reikšmingai skiriasi nuo kitų tipų. Transporto priemonių tipų „Krovininis“, „Spec. Transportas“, „Lengvasis komercinis“, „Autobusai“ ir „Priekabos“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria, todėl galėtume apjungti į dvi grupes (A grupė - „Lengvasis automobilis“ ir B grupė – kiti tipai) ir nagrinėti atskirai.

Paskutinėje Priedo 7 lentelėje pateikta tipų vidurkiai ir standartiniai nuokrypiai.

Dabar galime pažiūrėti, ar kurio nors transporto priemonės tipo intensyvumas visus mėnesius yra vienodas.

Priede 8 pateikti chi – kvadrato testo rezultatai.

Visiems transporto priemonės tipams „Krovininis“, „Spec. Transportas“, „Lengvasis komercinis“, „Lengvasis automobilis“, „Autobusai“ ir „Priekabos“ hipotezės yra atmetamos su labai aukštu reikšmingumo lygmeniu t.y. kiekvienam tipui sutarčių intensyvumai mėnesiais nėra vienodi.

5.3. Sutarčių skaičiaus tiesinė regresija

Tarkime parametras „Sutarčių skaičius“ yra priklausomas kintamasis. Pažymėkime jį Y. Laikas (mėnuo) yra nepriklausomas kintamasis. Jį žymėsime t. Sudarysime regresinę lygtį: „Sutarčių skaičiaus“ priklausomybę nuo laiko. Kadangi 5.1 pav. matomas sezoniskumas (2 parabolės), tai vieniems metams naudosime tokią lygtį:

$$\text{}$$

Pažymėkime . Tuomet turėsime 2 kintamųjų tiesinę regresinę lygtį:

$$\text{}$$

Pirmiausia atliksime analizę 2005 metams .

Dispersinės analizės lentelėje tikriname hipotezę . Gavome *Analysis of Variance* -> *Model* -> *Pr>F* (Priedas 9) reikšmė yra **0.0006**, vadinasi hipotezę atmetame su reikšmingumo lygmeniu t.y. didžioji duomenų sklaidos dalis paaiškinama modeliu.

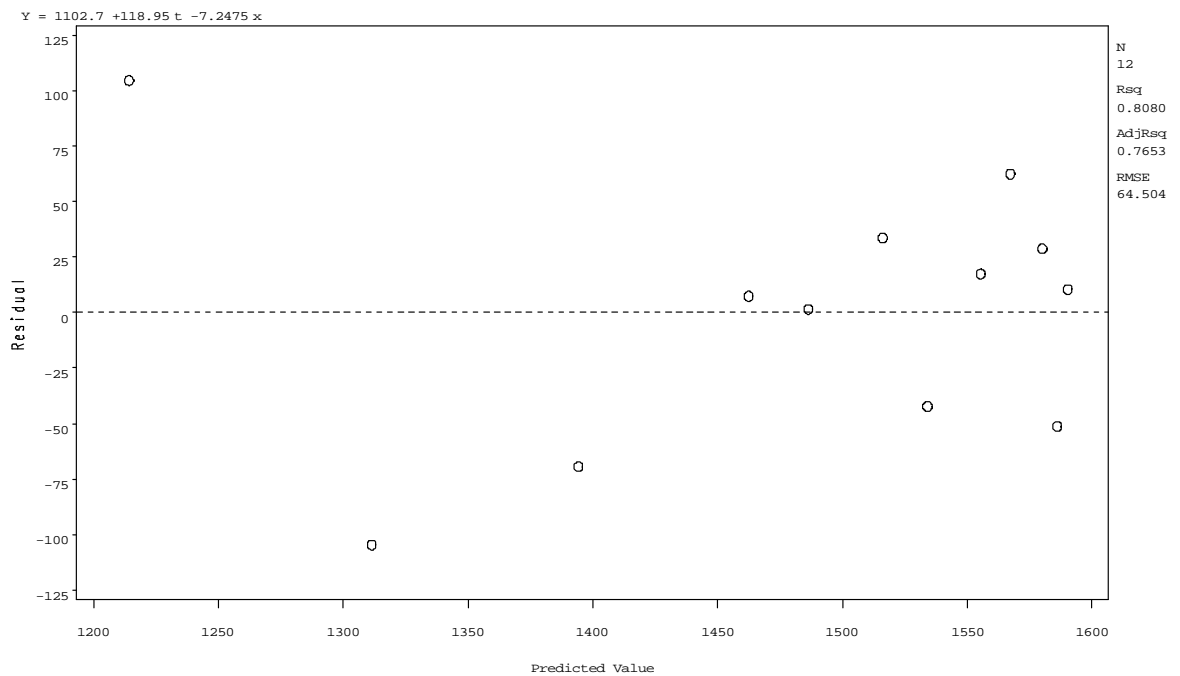
R – Square gavome **0.8080**- 80,8% duomenų sklaidos paaiškinama modeliu.

Parameter Estimates (Priedas 9) hipotezė atmetama, nes **0,0001** < 0,05, **0,0007** < 0,05, **0,0027** < 0,05, vadinasi visi koeficientai reikšmingai skiriasi nuo 0.

Gavome regresijos lygtį:

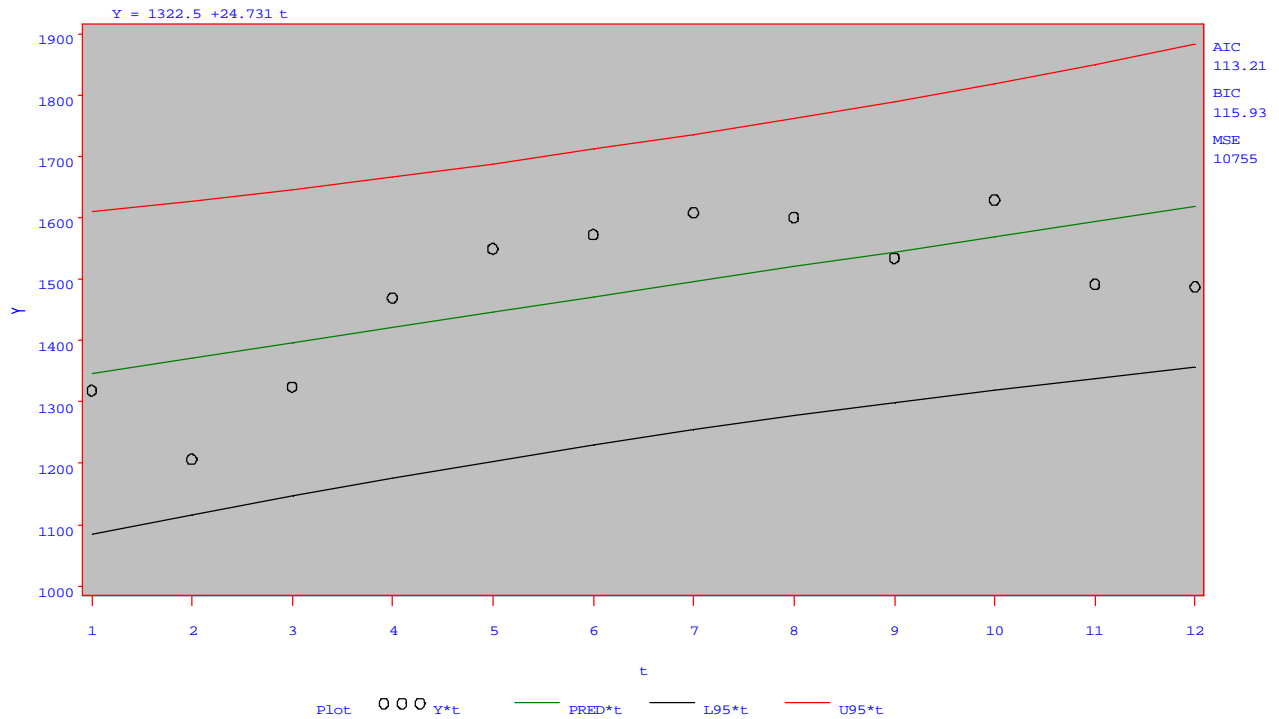
5.3 pav. pavaizduota sklaidos diagrama rodo modelio adekvatumą. Jei modelis tinka, tai diagramoje taškai išsibarstę atsitiktinai (nėra trendo).

5.3 pav.



Nubraižome prognozės intervalus. Matome, kad tiesinis trendas prognozuoja sutarčių kilimą.

5.4 pav.



Taikome tiesinę regresiją 2006 metų duomenims.

Hipotezę atmetame, nes *Analysis of Variance* -> *Model* -> *Pr>F* (Priedas 10) reikšmė yra **0.0089** t.y. didžioji duomenų sklaidos dalis paaiškinama modeliu.

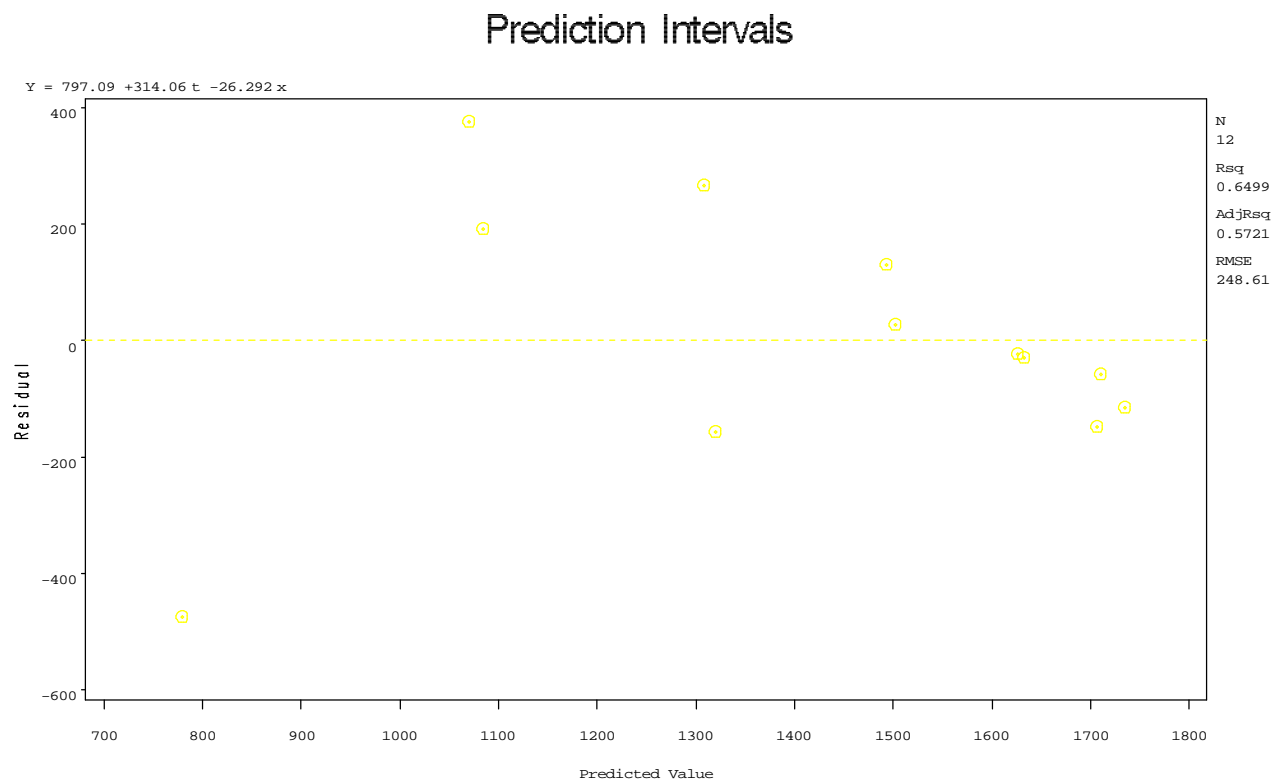
R – Square gavome **0.6499**- 64,99% duomenų sklaidos paaiškinama modeliu.

Parameter Estimates (Priedas 10) hipotezė atmetama, nes **0.0127** < 0,05
0.0072 < 0,05 **0.0038** < 0,05, vadinasi visi koeficientai reikšmingai skiriasi nuo 0.

Gavome regresijos lygtį:

5.5 pav. pavaizduota sklaidos diagrama rodo, kad modelis tinka.

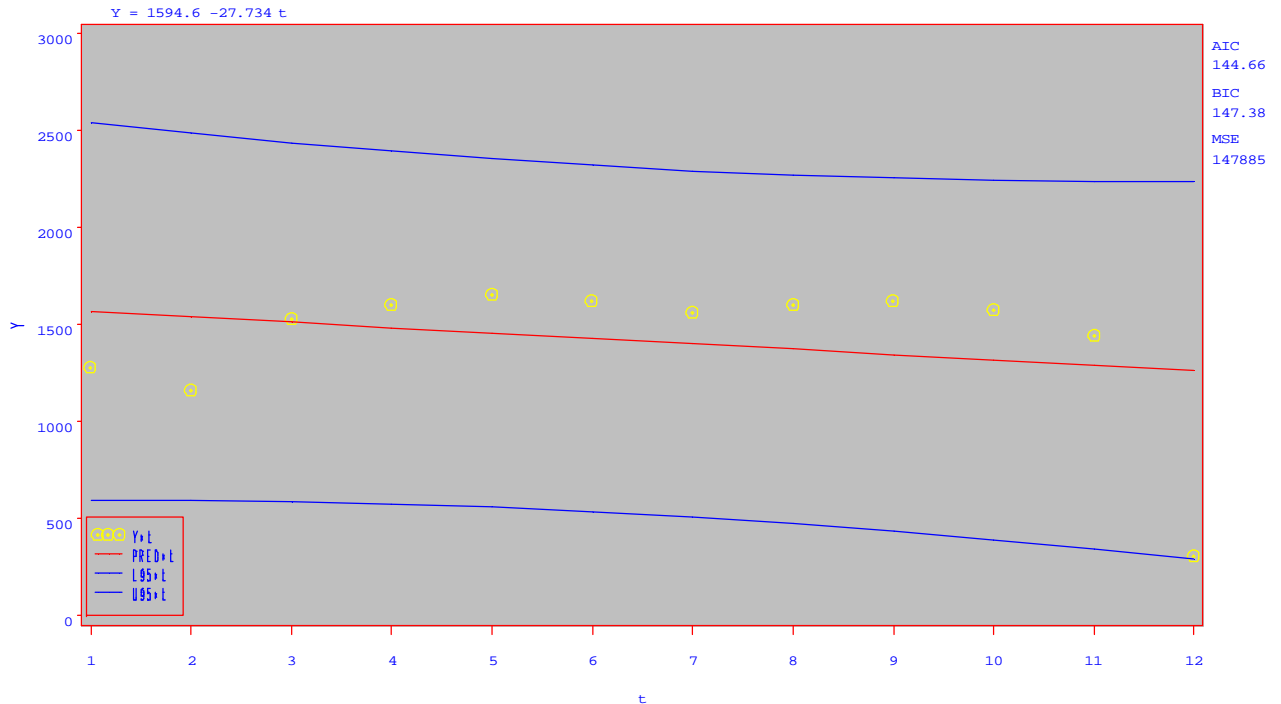
5.5 pav.



Nubraižome prognozės intervalus. Kitaip negu 2005m. čia prognozuoja sutarčių mažėjimą.

5.6 pav.

Prediction Intervals



Gautos regresinės kreivės neblogai aprašo sutarčių duomenis. 2005 metų gavome didesnę σ^2 (0.8080) negu 2006m. σ^2 (0.6499), vadinasi 2005m. didesnė sutarčių sklaidos dalis paaiškinama modeliu. Tačiau tikslesniam duomenų prognozavimui nėra labai tinkama tiesinė regresija, nes iškraipytų duomenis. Todėl naudosimės tiesių atkarpomis prognozuojant sutartis kiekvienam mėnesiui atskirai.

5.4. Draudiminių įvykių kitimo dinamika

Tegu kiekviena mašina nepriklausomai viena nuo kitos patiria draudiminį įvykį su intensyvumu λ .

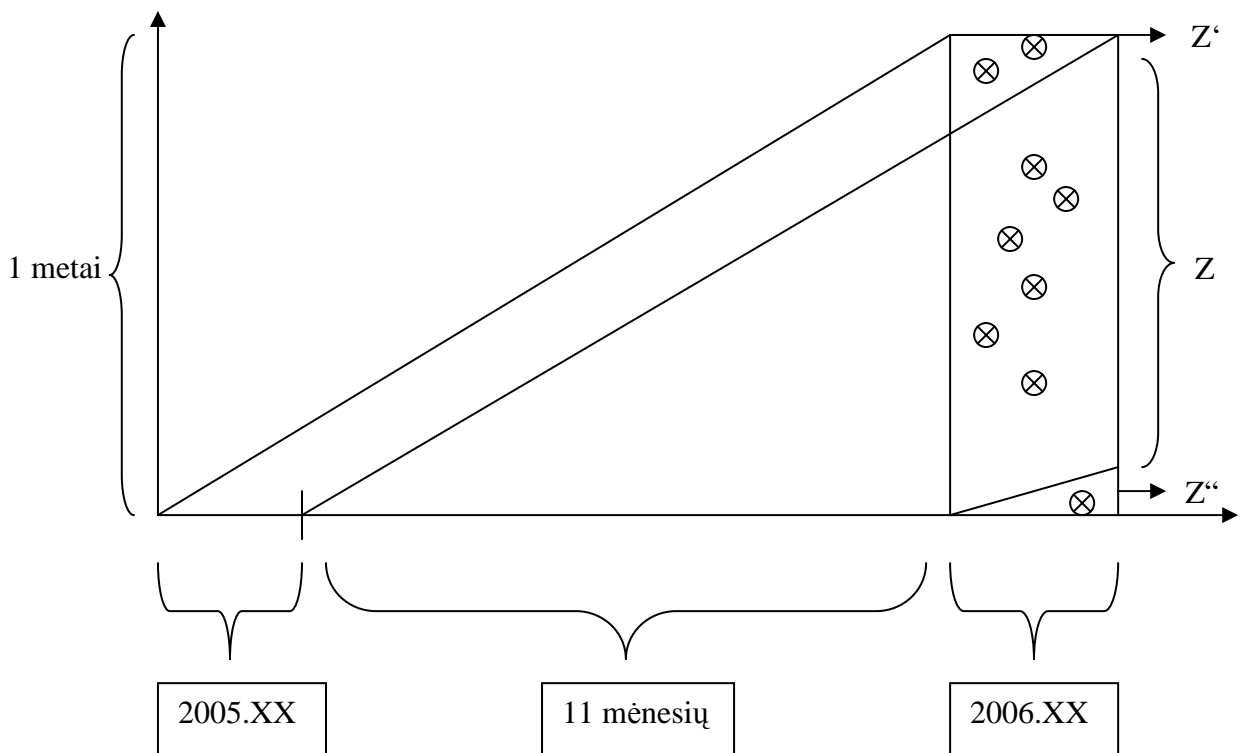
Skaičiuosime intensyvumus kiekvienam 2006 metų mėnesiui atsižvelgdami į sudarytas per metus atgal sutartis ir einamąjį mėnesį.

Išskirsime įvykius į tris grupes:

- Polisai, kurių sutartis prasidėjo per ankstesnius 11 mėnesių
- Polisai, kurių sutartis prasidėjo tą patį mėnesį, tik praeitais metais
- Polisai kurių sutartis prasidėjo einamąjį mėnesį.

Gausime tokią schemą

5.7 pav.



Z – įvykių skaičius, kurių polisų sutartys sudarytos per tuos 11 mėnesių.

Z' - įvykių skaičius, kurių polisų sutartys sudarytos 2005.XX mėnesį.

Z'' – įvykių skaičius, kurių polisų sutartys sudarytos 2006.XX mėnesį.

Atitinkamai pateiktos reikšmės apatinėje lentelėje.

S_i - bendras suminis visų i -tajį mėnesį stebimų polisų galiojimo laikas (žr. sk. 3.2).

Įvertiname įvykių intensyvumus pagal formulę:

$$\frac{Z}{N} = \frac{Z'}{N_1} + \frac{Z''}{N_2},$$

kur N - sutarčių skaičius per i -tajį mėnesį, N_1 - sutarčių pasirašymo momentai laiko intervale $(0, t)$, o N_2 - sutarčių pradžios momentai laiko intervale $(12t, 13t)$.

Atlikus skaičiavimus gavome tokius rezultatus.

5.5 lentelė

sausis(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	
vasaris(2005) - gruodis(2005)	N=16480	Z=595	510880	
sausis(2005)	$V_1=1320$	$Z'=45$	20891	

sausis(2006)	V ₁₃ =1278	Z''=25	19704	
suma	19078	665	551475	0,001205857

vasaris(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	<input type="checkbox"/>
kovas(2005) - sausis(2006)	16551	580	463428	
vasaris(2005)	1207	40	17097	
vasaris(2006)	1164	14	265	
suma	18922	634	480790	0,001318663

kovas(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	<input type="checkbox"/>
balandis(2005) - vasaris(2006)	16390	537	508090	
kovas(2005)	1325	57	21112	
kovas(2006)	1531	22	536	
suma	19246	616	529738	0,001162839

balandis(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	<input type="checkbox"/>
gegužė(2005) - kovas(2006)	16451	514	493530	
balandis(2005)	1470	45	22758	
balandis(2006)	1604	15	311	
suma	19525	574	516599	0,001111113

gegužė(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	<input type="checkbox"/>
birželis(2005) - balandis(2006)	16505	470	511655	
gegužė(2005)	1550	59	23541	
gegužė(2006)	1654	19	437	
suma	19709	548	535633	0,001023089

birželis(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	<input type="checkbox"/>
liepa(2005) - gegužė(2006)	16586	447	497580	
birželis(2005)	1573	42	23607	
birželis(2006)	1621	20	428	
suma	19780	509	521615	0,000975815

liepa(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	<input type="checkbox"/>
rugpjūtis(2005) - birželis(2006)	16598	430	514538	
liepa(2005)	1609	37	25164	
liepa(2006)	1561	19	416	
suma	19768	486	540118	0,000899803

rugpjūtis(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	
rugšėjis(2005) - liepa(2006)	16558	406	513298	
rugpjūtis(2005)	1601	43	25639	
rugpjūtis(2006)	1605	24	590	
suma	19764	473	539527	0,000876694

rugšėjis(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	
spalis(2005) - rugpjūtis(2006)	16628	386	498840	
rugšėjis(2005)	1535	44	23634	
rugšėjis(2006)	1625	16	354	
suma	19788	446	522828	0,000853053

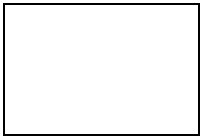
spalis(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	
lapkritis(2005) - rugšėjis(2006)	16623	349	515313	
spalis(2005)	1630	53	26198	
spalis(2006)	1576	23	449	
suma	19829	425	541960	0,000784191

lapkritis(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	
gruodis(2005) - spalis(2006)	16707	325	501210	
lapkritis(2005)	1492	47	23702	
lapkritis(2006)	1447	21	444	
suma	19646	393	525356	0,000748064

gruodis(2006)	sutarčių sk.	įvykių sk.	S	
sausis(2006) - lapkritis(2006)	16666	304	516646	
gruodis(2005)	1488	42	22625	
gruodis(2006)	306	1	31	
suma	18460	347	539302	0,000643424

Pastebime, kad įvykių intensyvumų įverčiai tenkantys vienam polisui vienai dienai kiekvieną 2006 metų mėnesį mažai skiriasi vienas nuo kito. Patikrinkime ar yra statistiškai reikšmingi

skirtumai, t.y. tikrinsime hipotezę (žr. sk. 3.2), kuri atitinka hipotezę



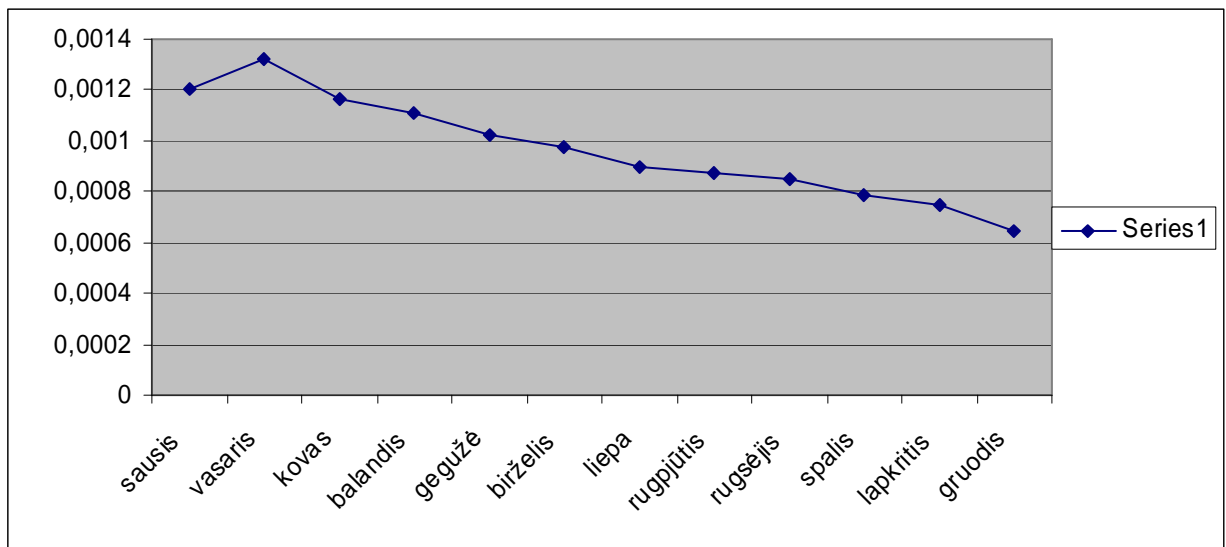
```
Chi-Square Test
for Specified Proportions
ffffffffffffffffffffffffffff
Chi-Square      182.6168
DF              11
Pr > ChiSq     <.0001

Sample Size = 17799
```

P – reikšmę gavome mažesnę už 0,0001, todėl hipotezę atmetama t.y. įvykių intensyvumai mėnesiais nėra vienodi.

Nubraižome įvykių intensyvumų įverčių grafiką.

5.8 pav.



Matome, kad įvykių intensyvumas per metus sumažėjo net 2 kartus. Sunku pasakyti kodėl taip yra, galbūt kompanija pagerino žalų sureguliuavimo lygį, o gal vengia atsiskaityti su draudėjais.

Tikriname 2006 m. įvykiams pagal transporto priemonės tipus homogeniškumo hipotezę t.y. ar tipų pasiskirstymo funkcijos sutampa pagal mėnesius.

5.6 lentelė

tipas	sausis	vasaris	kovas	balandis	gegužė	birželis
Lengvasis	4	5	9	10	17	23
Lengvasis komercinis automobilis	20	53	127	149	214	253
Krovininis	3	9	10	17	14	25
Autobusai	1	1	2	1	4	1
Priekabos ir puspriekabės	0	2	6	6	5	10
Spec. Transportas	0	0	1	1	2	5

tipas	liepa	rugpjūtis	rugsėjis	spalis	lapkritis	gruodis
Lengvasis	26	46	44	50	46	52
Lengvasis komercinis automobilis	291	356	393	425	438	411
Krovininis	19	35	27	36	35	44
Autobusai	3	5	9	6	7	16
Priekabos ir puspriekabės	3	11	16	7	8	9
Spec. Transportas	8	7	3	7	5	7

Kadangi transporto priemonių tipų „Autobusai“, „Priekabos ir puspriekabės“ ir „Spec. Transportas“ įvykių nedaug, mes apjungiamo juos į vieną imtį. Tikriname chi – kvadrato testu.

Gavome statistikos reikšmę ir P reikšmę mažesnę už 0,0001, todėl hipotezę atmetame.

```

Statistic                DF      Value      Prob
-----
Chi-Square                36      89.3763    <.0001
Likelihood Ratio Chi-Square 36      47.2964    0.0986
Mantel-Haenszel Chi-Square  1       1.5255    0.2168
Phi Coefficient           0.1613
Contingency Coefficient   0.1592
Cramer's V                0.0931

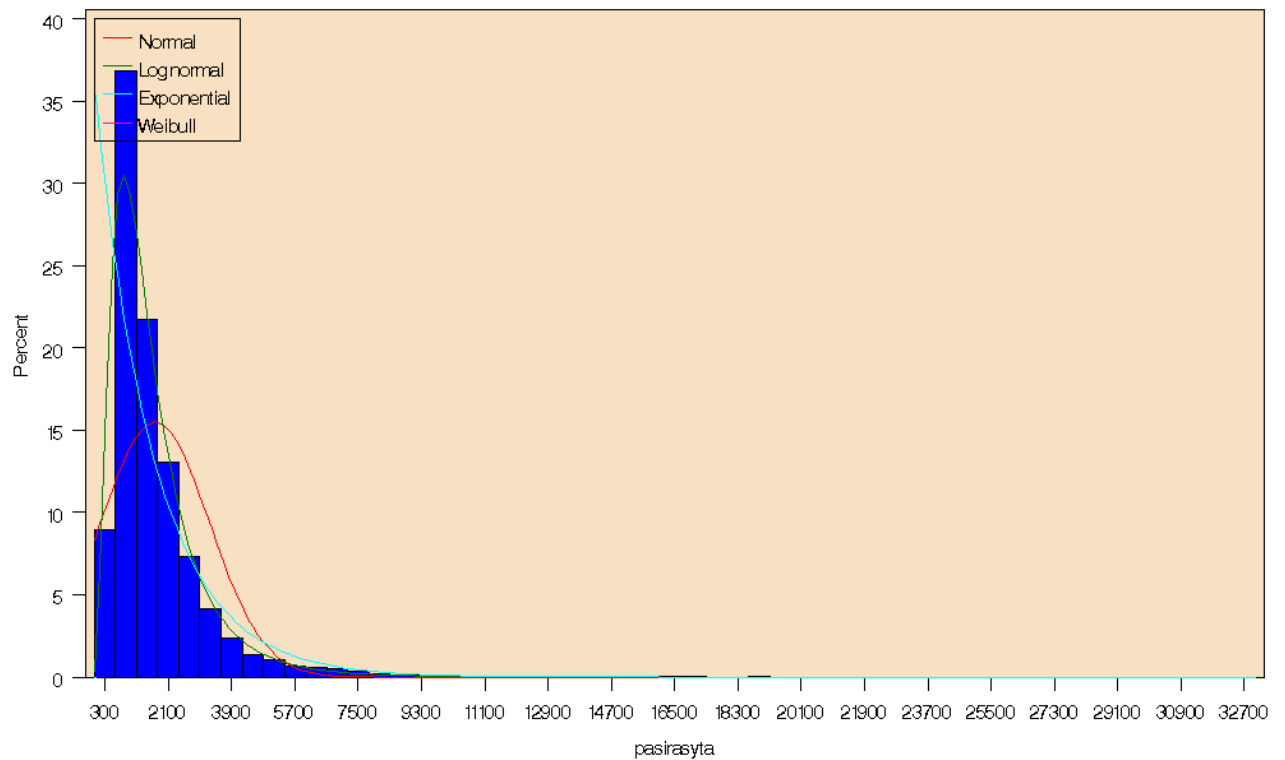
```

Sample Size = 3435

5.5. Įmokų – išmokų analizė

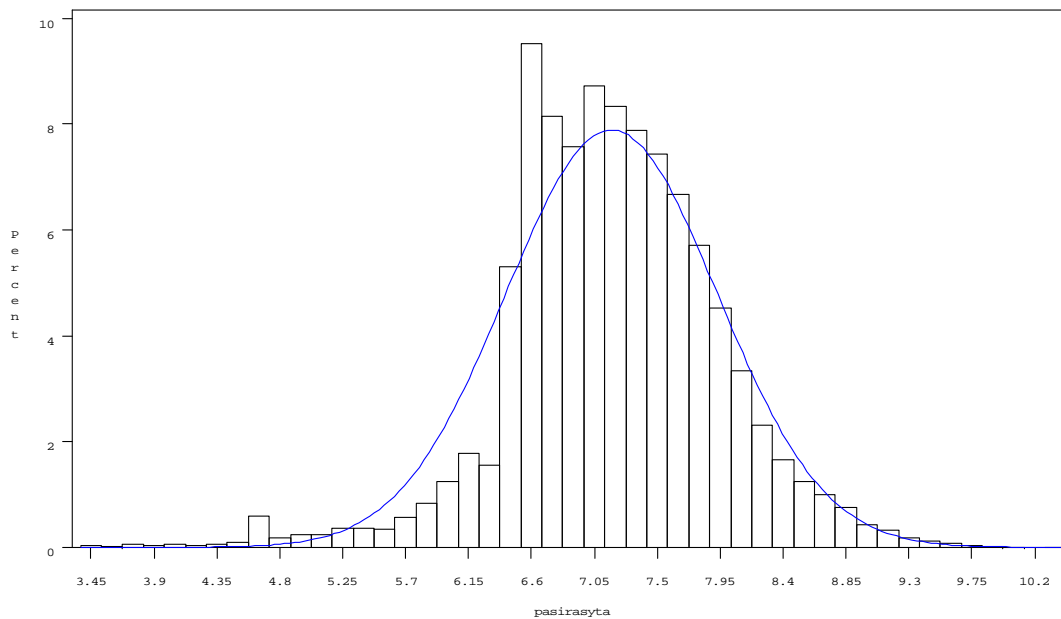
Nagrinėjame 2005m., 2006m. ir 2007m. (du mėnesiai) įmokas. Iš viso turime 36210 polisų. Pažymėkime gautas įmokas , kur - i-tojo mėnesio polisų skaičius, o - i-tojo mėnesio įmokų suma, . Atliekame įmokų analizę. Priede 11 pateiktos skaitinės charakteristikos. Nubraižome duomenų histogramą (pav. 5.9) ir tikriname, kuris skirstinys geriausiai aprašo mūsų duomenis.

5.9 pav.



Matome iš histogramos, kad geriausiai tinka lognormalusis skirstinys. Gavome dalį reikšmių labai didelių, kadangi jų nedaug, tai jas išmesime, kad išvengtume grubių klaidų skaičiavimuose. Galime logaritmuoti įmokų reikšmes ir patikrinti normališkumo prielaidą. Tuomet gauname tokią histogramą.

5.10 pav.



ir tokias skaitines charakteristikas:

Moments			
N	36359	Sum Weights	36359
Mean	7.17341452	Sum Observations	260818.178
Std Deviation	0.75865303	Variance	0.57555442
Skewness	-0.3579537	Kurtosis	1.74648018
Uncorrected SS	1891882.92	Corrected SS	20926.0077
Coeff Variation	10.5758984	Std Error Mean	0.00397866

Atliekame vienfaktorę dispersinę analizę, kur faktorius yra transporto priemonės tipas. Tikriname ar skiriasi įmokų vidurkiai tarp transporto priemonės tipų. Parenkamas eksperimento reikšmingumo lygmuo $\alpha = 0,05$. Gauti rezultatai (žr.priede *Leven's Test Priedas 12*) rodo, F value kriterijaus apie dispersijų lygybę statistikos reikšmė yra **182,39**;

P-reikšmė tikrinti hipotezę su alternatyva: bent dvi dispersijos nelygios yra mažesnė už **0,0001**, todėl hipotezė, kad dispersijos lygios atmetama . Tuomet hipotezę apie vidurkių lygybę tkriname su *Welsh Anova* (Priedas 12). F – reikšmė yra **295.93**; p – reikšmė mažesnė už **0,0001**, tai hipotezė atmetama. Galime žiūrėti, kurie vidurkiai skiriasi (Priedas 12) .Palyginimai statistiškai reikšmingi su reigšmingumo lygmeniu 0.05 pažymėti ***.

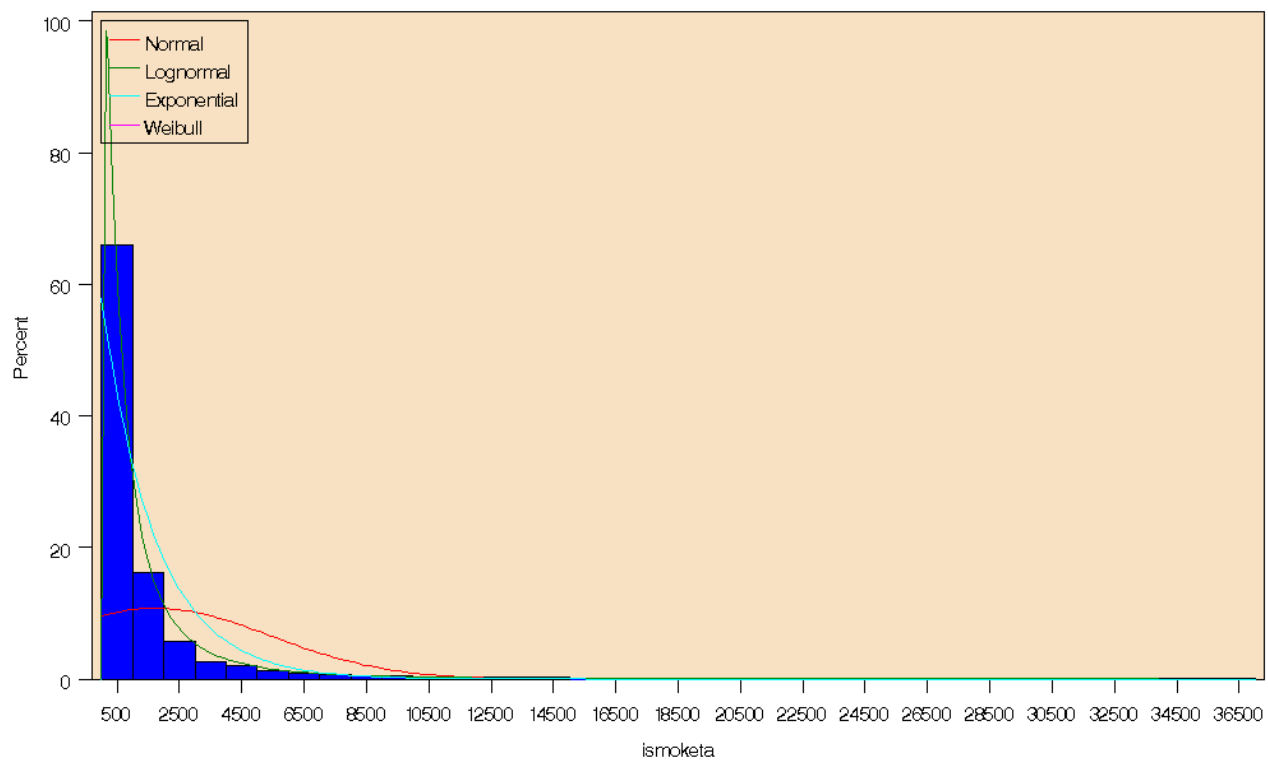
tipų palyginimas	tipas	tarp vidurkių	95% pasiklovimo ribos	95%
Comparison	tipas	Means	Between Confidence	Simultaneous Limits
Krovininis	- Autobusai	0.064288	-0.073473	0.202049
Krovininis	- Lengvasis	0.482429	0.425045	0.539814 ***
Krovininis	- Lengvasis komerc	0.484499	0.409117	0.559880 ***
Krovininis	- Priekabos ir pus	0.615285	0.524849	0.705721 ***
Krovininis	- Spec. Transporta	1.335379	1.260283	1.410476 ***
Autobusai	- Krovininis	-0.064288	-0.202049	0.073473
Autobusai	- Lengvasis	0.418141	0.290276	0.546006 ***
Autobusai	- Lengvasis komerc	0.420211	0.283321	0.557101 ***
Autobusai	- Priekabos ir pus	0.550997	0.405274	0.696720 ***
Autobusai	- Spec. Transporta	1.271091	1.134358	1.407825 ***
Lengvasis	- Krovininis	-0.482429	-0.539814	-0.425045 ***
Lengvasis	- Autobusai	-0.418141	-0.546006	-0.290276 ***
Lengvasis	- Lengvasis komerc	0.002070	-0.053192	0.057331
Lengvasis	- Priekabos ir pus	0.132856	0.058357	0.207355 ***
Lengvasis	- Spec. Transporta	0.852950	0.798078	0.907822 ***
Lengvasis komerc	- Krovininis	-0.484499	-0.559880	-0.409117 ***
Lengvasis komerc	- Autobusai	-0.420211	-0.557101	-0.283321 ***
Lengvasis komerc	- Lengvasis	-0.002070	-0.057331	0.053192
Lengvasis komerc	- Priekabos ir pus	0.130786	0.041682	0.219890 ***
Lengvasis komerc	- Spec. Transporta	0.850880	0.777394	0.924367 ***
Priekabos ir pus	- Krovininis	-0.615285	-0.705721	-0.524849 ***
Priekabos ir pus	- Autobusai	-0.550997	-0.696720	-0.405274 ***
Priekabos ir pus	- Lengvasis	-0.132856	-0.207355	-0.058357 ***
Priekabos ir pus	- Lengvasis komerc	-0.130786	-0.219890	-0.041682 ***
Priekabos ir pus	- Spec. Transporta	0.720094	0.631231	0.808957 ***
Spec. Transporta	- Krovininis	-1.335379	-1.410476	-1.260283 ***
Spec. Transporta	- Autobusai	-1.271091	-1.407825	-1.134358 ***
Spec. Transporta	- Lengvasis	-0.852950	-0.907822	-0.798078 ***
Spec. Transporta	- Lengvasis komerc	-0.850880	-0.924367	-0.777394 ***
Spec. Transporta	- Priekabos ir pus	-0.720094	-0.808957	-0.631231 ***

Gavome, kad:

1. transporto priemonių tipų „Krovininis“ ir „Autobusai“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
2. transporto priemonių tipų „Lengvasis automobilis“ ir „Lengvasis komercinis automobilis“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
3. Galima būtų transporto priemonių tipus pagal įmokas apjungti į 4 grupes:
 - 1 grupė - „Krovininis“ ir „Autobusai
 - 2 grupė - „Lengvasis automobilis“ ir „Lengvasis komercinis automobilis“
 - 3 grupė – „Priekabos ir puspriekabės“
 - 4 grupė – „Spec. Transportas“.

Taip pat nagrinėjame 2005m., 2006m. ir 2007m.(du mėnesiai) išmokas. Viso turime 16964 polisų, kuriems išmokėtos žalos. Pažymėkime i-ojo mėnesio išmokas , kur - i-tojo mėnesio įvykių skaičius. Priede 13 pateiktos skaitinės charakteristikos. Braižome vėl histogramą patikrinti, kuris labiausiai tinka skirstinys.

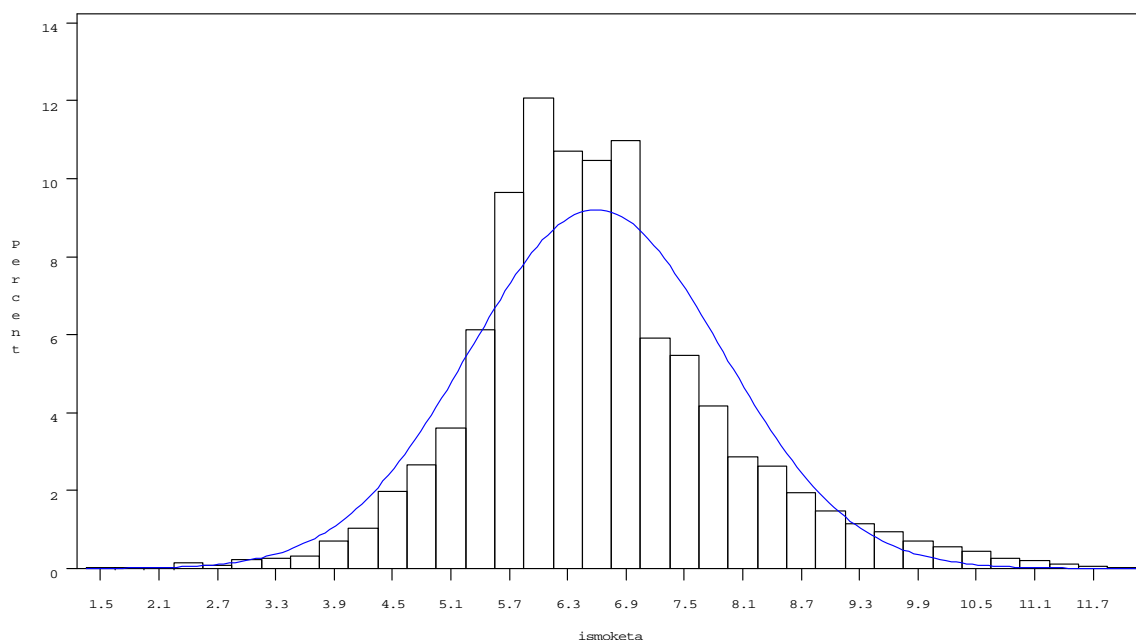
5.11 pav.



Matome vėl, kad duomenis geriausiai aprašo lognormalusis skirstinys. Kad išvengtume grubių klaidų, pašaliname dideles reikšmes. Tikriname normališkumo prielaidą. Turime histogramą

5.12 pav.

The SAS System



su tokiomis statistinėmis savybėmis:

Moments			
N	15620	Sum Weights	15620
Mean	6.59224951	Sum Observations	102970.937
Std Deviation	1.29928209	Variance	1.68813395
Skewness	0.54728746	Kurtosis	1.18434372
Uncorrected SS	705177.075	Corrected SS	26366.9642
Coeff Variation	19.7092372	Std Error Mean	0.01039592

Atliekame vienfaktorę dispersinę analizę, kur faktorius yra transporto priemonės tipas.

Tikriname ar skiriasi išmokų vidurkiai tarp transporto priemonės tipų. Parenkamas eksperimento reikšmingumo lygmuo $\alpha = 0,05$. Gauti rezultatai (žr.priede *Leven's Test Priedas 14*) rodo, F value kriterijaus apie dispersijų lygybę statistikos reikšmė yra **6,81**;

P-reikšmė tikrinti hipotezę su alternatyva: bent dvi dispersijos nelygios yra mažesnė už **0,0001**, todėl hipotezė, kad dispersijos lygios atmetama . Tuomet hipotezė apie vidurkių lygybę tikriname su *Welsh Anova* (Priedas 14). F – reikšmė yra **7,34**; P – reikšmė mažesnė už **0,0001**, tai hipotezė atmetama. Galime žiūrėti, kurie vidurkiai skiriasi (Priedas 14) .Palyginimai statistiškai reikšmingi su reigšmingumo lygmeniu 0.05 pažymėti ***.

tipų palyginimas	Skirtumas tarp vidurkių	95% pasikliovimo ribos
Priekabos ir pus - Krovininis	0.56513	-0.27242 1.40268
Priekabos ir pus - Autobusai	0.59446	-0.31484 1.50376
Priekabos ir pus - Lengvasis	1.10904	0.31419 1.90390 ***
Priekabos ir pus - Lengvasis komerc	1.10935	0.28817 1.93052 ***
Priekabos ir pus - Spec. Transporta	1.35074	0.30072 2.40076 ***

Krovininis	- Priekabos ir pus	-0.56513	-1.40268	0.27242	
Krovininis	- Autobusai	0.02933	-0.49455	0.55321	
Krovininis	- Lengvasis	0.54391	0.26211	0.82572	***
Krovininis	- Lengvasis komerc	0.54422	0.19500	0.89343	***
Krovininis	- Spec. Transporta	0.78561	0.04388	1.52734	***
Autobusai	- Priekabos ir pus	-0.59446	-1.50376	0.31484	
Autobusai	- Krovininis	-0.02933	-0.55321	0.49455	
Autobusai	- Lengvasis	0.51458	0.06209	0.96708	***
Autobusai	- Lengvasis komerc	0.51489	0.01760	1.01217	***
Autobusai	- Spec. Transporta	0.75628	-0.06561	1.57817	
Lengvasis	- Priekabos ir pus	-1.10904	-1.90390	-0.31419	***
Lengvasis	- Krovininis	-0.54391	-0.82572	-0.26211	***
Lengvasis	- Autobusai	-0.51458	-0.96708	-0.06209	***
Lengvasis	- Lengvasis komerc	0.00030	-0.22829	0.22890	
Lengvasis	- Spec. Transporta	0.24170	-0.45146	0.93485	
Lengvasis komerc	- Priekabos ir pus	-1.10935	-1.93052	-0.28817	***
Lengvasis komerc	- Krovininis	-0.54422	-0.89343	-0.19500	***
Lengvasis komerc	- Autobusai	-0.51489	-1.01217	-0.01760	***
Lengvasis komerc	- Lengvasis	-0.00030	-0.22890	0.22829	
Lengvasis komerc	- Spec. Transporta	0.24139	-0.48180	0.96458	
Spec. Transporta	- Priekabos ir pus	-1.35074	-2.40076	-0.30072	***
Spec. Transporta	- Krovininis	-0.78561	-1.52734	-0.04388	***
Spec. Transporta	- Autobusai	-0.75628	-1.57817	0.06561	
Spec. Transporta	- Lengvasis	-0.24170	-0.93485	0.45146	
Spec. Transporta	- Lengvasis komerc	-0.24139	-0.96458	0.48180	

Gavome, kad:

1. transporto priemonių tipų „Priekabos ir puspriekabės“, „Krovininis“ ir „Autobusai“ išmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
2. transporto priemonių tipų „Lengvasis automobilis“, „Lengvasis komercinis automobilis“ ir „Spec. Transportas“ išmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
3. Galima būtų transporto priemonių tipus pagal išmokas apjungti į 2 grupes:
 - 1 grupė - „Krovininis“, „Autobusai“ ir „Priekabos ir puspriekabės“
 - 2 grupė - „Lengvasis automobilis“, „Spec. Transportas“ ir „Lengvasis komercinis automobilis“.

5.6. Pelno Analizė

Kompanijos pelno įvertį i -tajį mėnesį žymėsime \square ,

kur \square - yra i - tojo mėnesio įmokų suma; \square - i -tojo mėnesio išmokų suma; $\square = 0,5385$, o $\square = 0,85$ (žr. sk. 3.3).

Pažymėkime \square - i -tojo mėnesio sukauptą pelną.

Gauname tokius rezultatus.

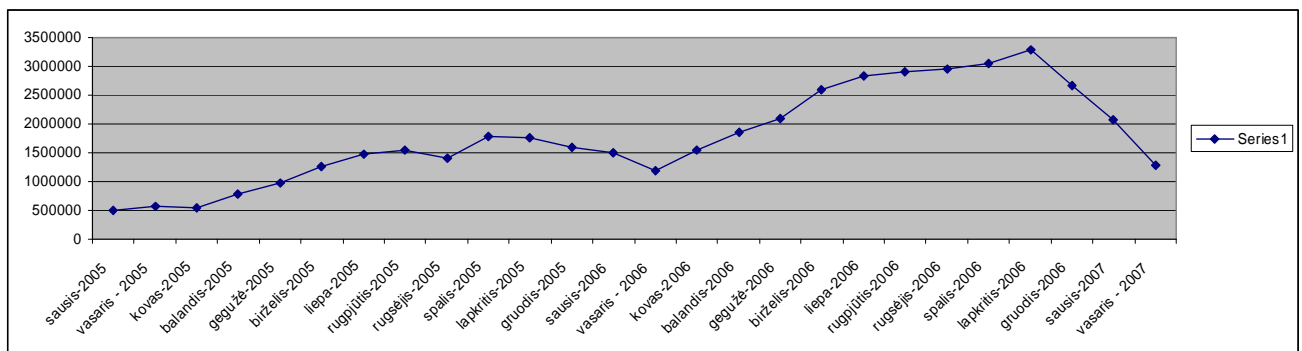
5.7 lentelė

mėnuo	L	R	\square	\square	P	\square
sausis-2005	2407536	948762,4	1296458	806448	490010,3	490010,3
vasaris - 2005	2175900	1288170	1171722	1094944	76778,14	566788,4
kovas-2005	2249688	1441782	1211457	1225515	-14057,8	552730,6
balandis-2005	2345171	1208758	1262875	1027444	235430,3	788160,9
gegužė-2005	2621392	1450752	1411620	1233139	178480,5	966641,4

birželis-2005	2589187	1293906	1394277	1099820	294456,8	1261098
liepa-2005	2620201	1397949	1410978	1188256	222722,2	1483820
rugpjūtis-2005	2674488	1615757	1440212	1373394	66818,04	1550638
rugsėjis-2005	2733282	1894732	1471873	1610522	-138650	1411989
spalis-2005	2750283	1291477	1481027	1097755	383272,1	1795261
lapkritis-2005	2658616	1726157	1431665	1467233	-35568,4	1759692
gruodis-2005	2702262	1892176	1455168	1608350	-153182	1606511
sausis-2006	2547688	1739951	1371930	1478958	-107029	1499482
vasaris - 2006	2050643	1667266	1104271	1417176	-312905	1186577
kovas-2006	2785727	1344274	1500114	1142633	357480,9	1544058
balandis-2006	2685790	1322781	1446298	1124364	321934	1865992
gegužė-2006	2976223	1609288	1602696	1367894	234801,7	2100794
birželis-2006	2813894	1190629	1515282	1012035	503247	2604041
liepa-2006	2540404	1350604	1368008	1148013	219994,2	2824035
rugpjūtis-2006	2719835	1632568	1464631	1387682	76948,73	2900984
rugsėjis-2006	2801763	1720832	1508749	1462707	46042,58	2947026
spalis-2006	2620242	1553015	1411000	1320062	90937,92	3037964
lapkritis-2006	2514016	1301008	1353798	1105857	247941,1	3285905
gruodis-2006	539010	1069283	290256,9	908890,9	-618634	2667271
sausis-2007	981452,3	1328707	528512,1	1129401	-600889	2066382
vasaris - 2007	971241,6	1537670	523013,6	1307020	-784006	1282376

Nubraižome pelno kitimo grafiką.

5.13 pav.



Matome, kuriais mėnesiais draudimo kompanijos veikla buvo nuostolinga. Grafikas leidžiasi ties 2005m. kovo mėn., rugsėjo mėn., lapkričio mėn, gruodžio mėn.; 2006m. sausio mėn., vasario mėn., gruodžio mėn. ir 2007m. sausio mėn., vasario mėn. Šiltuoju metų laikotarpiu draudimo kompanijos pajamos auga, tai galima pastebėti tiek 2005m. tiek 2006m., tačiau 2007 m. pradžioje daug didesnis kritimas negu 2006m. pradžioje. Tai lėmė beveik 2 kartus sudarytas mažesnis sutarčių skaičius. 2007m. vasario mėn. kompanijos pelnas beveik toks pat kaip ir 2006 m. vasario mėn. Galime daryti prognozę ir žiūrėti ar kris dar kompanijos pelnas, ar šiltuoju laikotarpiu vėl pradės kilti ir galbūt turėsime panašų modelį kaip ir 2006m.

5.7. Pelno apytikslis pasiliovimo intervalas

Turime 2006 metų duomenis, pateiktus 5.8 lentelėje, kur \square - i-jo mėnesio bendra įmokų suma;

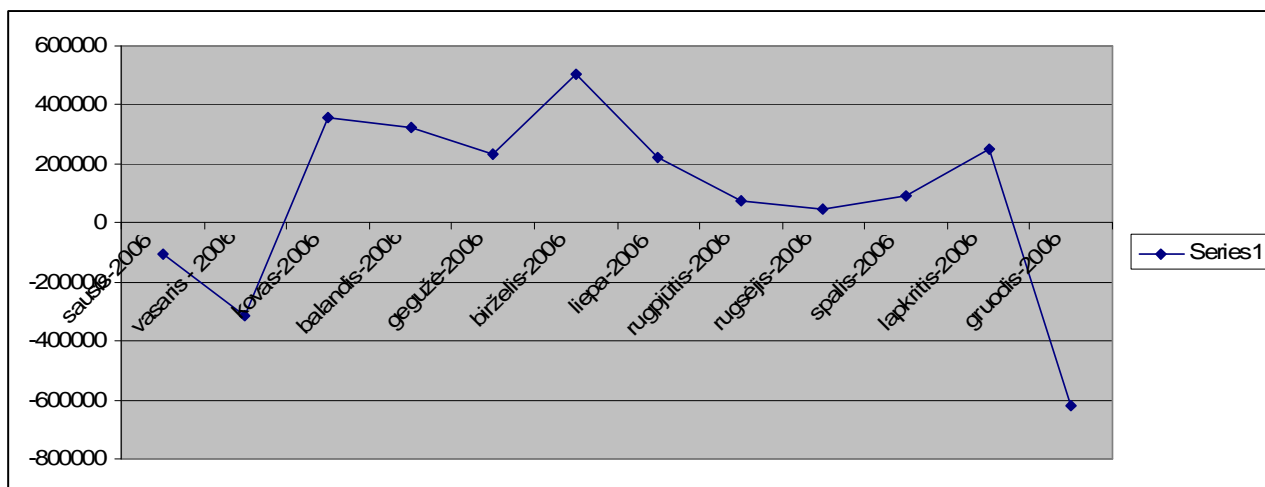
\square - i-tojo mėnesio išmokų suma; $\square = 0,5385$, o $\square = 0.85$. \square - i-tojo mėnesio pelnas.

5.8 lentelė

mėnuo	L	R	\square	\square	\square
sausis-2006	2547688	1739951,2	1371930	1478958	-107029
vasaris - 2006	2050643	1667266,5	1104271	1417176	-312905
kovas-2006	2785727	1344274,2	1500114	1142633	357480,9
balandis-2006	2685790	1322781,1	1446298	1124364	321934
gegužė-2006	2976223	1609287,5	1602696	1367894	234801,7
birželis-2006	2813894	1190629,3	1515282	1012035	503247
liepa-2006	2540404	1350603,9	1368008	1148013	219994,2
rugpjūtis-2006	2719835	1632567,6	1464631	1387682	76948,73
rugsėjis-2006	2801763	1720831,5	1508749	1462707	46042,58
spalis-2006	2620242	1553014,6	1411000	1320062	90937,92
lapkritis-2006	2514016	1301007,7	1353798	1105857	247941,1
gruodis-2006	539010	1069283,4	290256,9	908890,9	-618634
viso	29595235	17501498	15937034	14876274	1060760

Nubraižome \square reikšmėm grafiką .

5.14 pav.



Matome, kad žiemos mėnesiais draudimo kompanijos pelnas nebuvo teigiamas. Birželio mėn. yra pats sėkmingiausias, o gruodį turime didelį šuolį žemyn, kadangi buvo mažas sudarytas sutarčių skaičius.

Apytikslį pasiklovimo intervalą gauname aproksimuojant μ skirstinį normaliuoju dėsnio. Gavę intensyvumų μ , σ ir parametrų μ , σ , μ , σ įverčius gauname ir funkcijos $f(x)$ įvertį $f(x)$ (žr. sk. 3.5).

Pirmiausia apskaičiuojame :

ir

Tada P apytikslis pasiklovimo intervalas yra

5.9 lentelėje pateikti kiekvieno 2006m. mėnesio pasiklovimo intervalo apatiniai ir viršutiniai rėžiai.

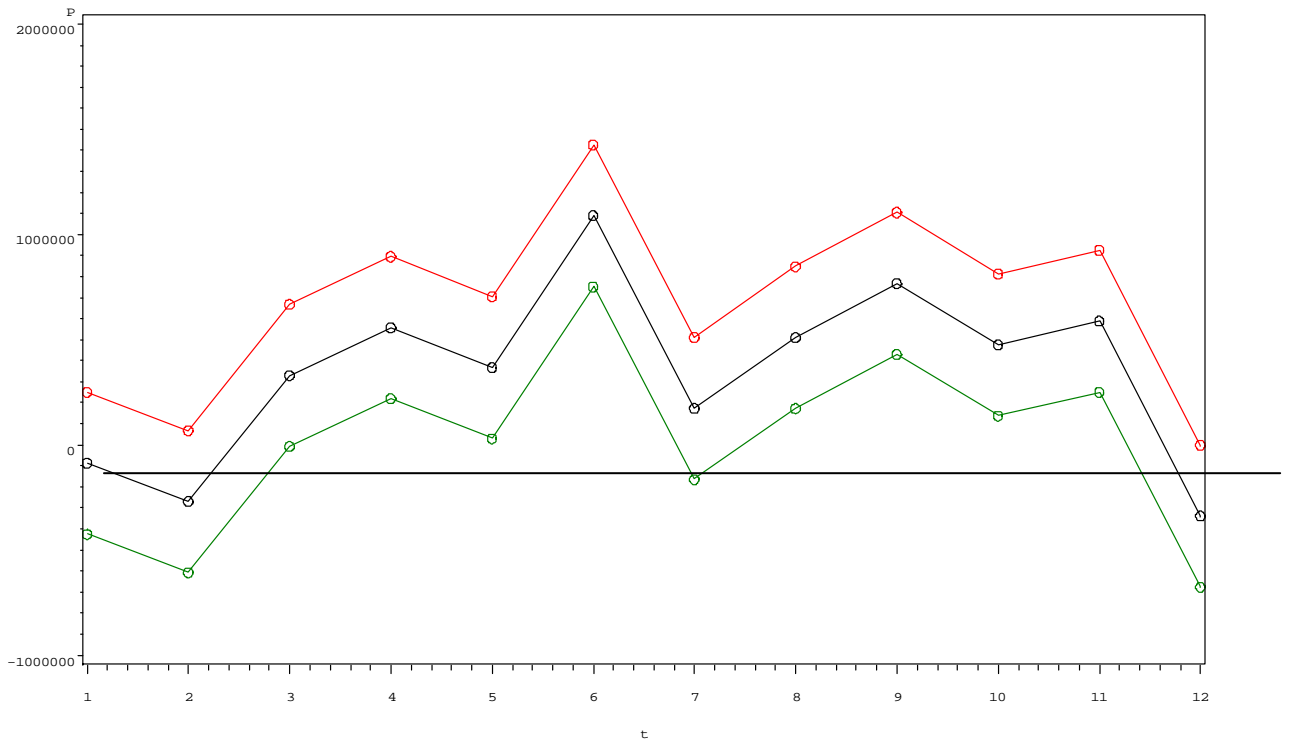
5.9 lentelė

mėnuo	p_apat	p_virs	μ
sausis-2006	424176	250952	-86612
vasaris - 2006	606820	68308	-269256
kovas-2006	-7039	668089	330525,3
balandis-2006	219941	895069	557504,8
gegužė-2006	30323	705451	367886,9
birželis-2006	752041	1427169	1089605
liepa-2006	163858	511271	173706,4
rugpjūtis-2006	173336	848464	510900
rugsėjis-2006	430445	1105574	768009,4

spalis-2006	138170	813298	475733, 7
lapkritis-2006	251115	926243	588678, 9
gruodis-2006	675519	-391	-337955

Nubraižome 2006m. pelno kitimo funkcijos ir jos pasiklovimo intervalo grafiką.

5.15 pav.



Taikydami generavimo algoritmą, gausime įvairias pelno funkcijas, kurios svyruos tarp intervalo rėžių, tačiau neiššoks už jo ribų.

5.8. Prognozė metams į priekį

Atliksime prognozę 2007 metams.

1. etapas. Prognozuojame polisų sutarčių skaičių. Realius sutarčių duomenis turime iki 2007m. vasario mėn., vadinasi lieka padaryti prognozę likusiems 10 mėnesių. Pagal 5.1 lentelę matome, kad 2007m. buvo beveik perpus mažesnis sudarytas sutarčių skaičius palyginus su 2006m. Manydami, kad ir toliau taip bus, apskaičiuojame kokių santykiu sumažėjo 2007m. sutartys:

Daugindami kiekvieną 2006m. mėnesį iš 0,59 , prognozuojam 2007m. kovo – gruodžio sutartis.

2. etapas. Įvykių skaičių kiekvienam mėnesiui sugeneruojame pagal turimus intensyvumus paskaičiuotus 5.5 lentelėje.
3. etapas. Įmokų sumas generuojame pagal pasirinktą (2005 -2006 -2007 (du mėn.) metų) lognormalųjį skirstinį .
4. etapas. Išmokų sumas generuojame pasirinktą (2005 -2006 -2007 (du mėn.) metų) lognormalųjį skirstinį .

Gauti rezultatai pateikti 5.10 lentelėje.

5.10 lentelė

P	sutarty s	imokos	ivykiai	ismokos
- 579247,3535	723	124350 9	626	146926 7
- 539337,1615	716	127190 1	573	144030 1
-54803,7825	903	152725 5	566	103203 6
141303,0265	946	163448 9	462	869258
1010,7825	976	179684 5	462	113716 5
324711,7245	956	175623 7	375	730614
118527,7985	921	155126 1	383	843325
228961,713	947	157753 8	351	730050
370464,14	959	168724 0	304	633076
333467,9755	930	154716 3	252	587858
370904,589	854	142531 4	237	466620
-385400,573	181	318215	221	655011

Tuomet skaičiuojame draudimo kompanijos kaupiamąjį pelną nuo 2005m. - 2007m.

Pažymėkime - i-tojo mėnesio sukauptą pelną. Galime pasinaudoti jau suskaičiuotais 5.7 lentelėje rezultatais, belieka pridėti 5.10 lentelės rezultatus.

Turėsime tokią lentelę:

5.11 lentelė

mėnuo	sausis-2005	vasaris - 2005	kovas-2005	balandis- 2005	gegužė-2005	birželis-2005
<input type="text"/>	490010,3	566788,4	552730,6	788160,9	966641,4	1261098

mėnuo	liepa-2005	rugpjūtis-2005	rugsėjis-2005	spalis-2005	lapkritis-2005	gruodis-2005
<input type="checkbox"/>	1483820	1550638	1411989	1795261	1759692	1606511

mėnuo	sausis-2006	vasaris -2006	kovas-2006	balandis-2006	gegužė-2006	birželis-2006
<input type="checkbox"/>	1499482	1186577	1544058	1865992	2100794	2604041

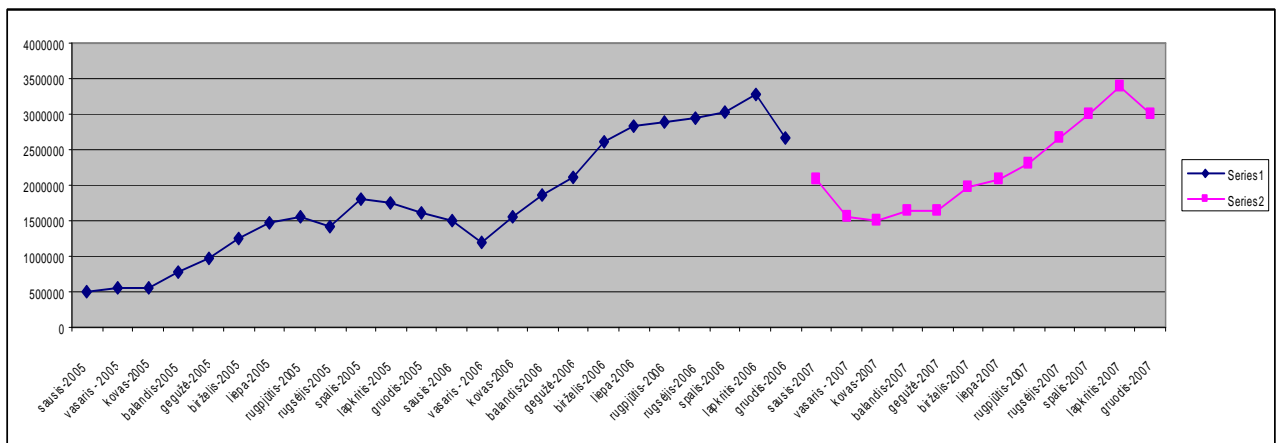
mėnuo	liepa-2006	rugpjūtis-2006	rugsėjis-2006	spalis-2006	lapkritis-2006	gruodis-2006
<input type="checkbox"/>	2824035	2900984	2947026	3037964	3285905	2667271

mėnuo	sausis-2007	vasaris -2007	kovas-2007	balandis-2007	gegužė-2007	birželis-2007
<input type="checkbox"/>	2088024	1548687	1493883	1635186	1636197	1960909

mėnuo	liepa-2007	rugpjūtis-2007	rugsėjis-2007	spalis-2007	lapkritis-2007	gruodis-2007
<input type="checkbox"/>	2079436	2308398	2678862	3012330	3383235	2997834

Nubraižome draudimo kompanijos pelno grafiką.

5.16 pav.



2005m.-2006m.duomenys vaizduojami mėlyna kreive, o 2007m. duomenų prognozę atspindi rausva kreivė. Matome, kad 2007m. beveik atsikartoja 2006m. modelis. Kadangi pastebimas 2006m. gruodžio mėn. , 2007m. sausio mėn., vasario mėn. ir kovo mėn. pelno funkcijos staigus kritimas, atsiduriame beveik tam taške kaip ir 2006m. pradžioje, todėl nėra didelio draudimo kompanijos pelno prieauglio per 2007m.

5.9. Padalinių darbo analizė

Nagrinėjame sutarčių skaičių pagal padalinius (brokeriai, konsultantai , tarpininkai, kelionių agentūros ir darbuotojai (draudimo kompanijos verslo skyrių darbuotojai)). Suskaičiuojame kiek buvo sudaryta sutarčių 2006 m. atitinkamai kiekvieną mėnesį pagal padalinius.

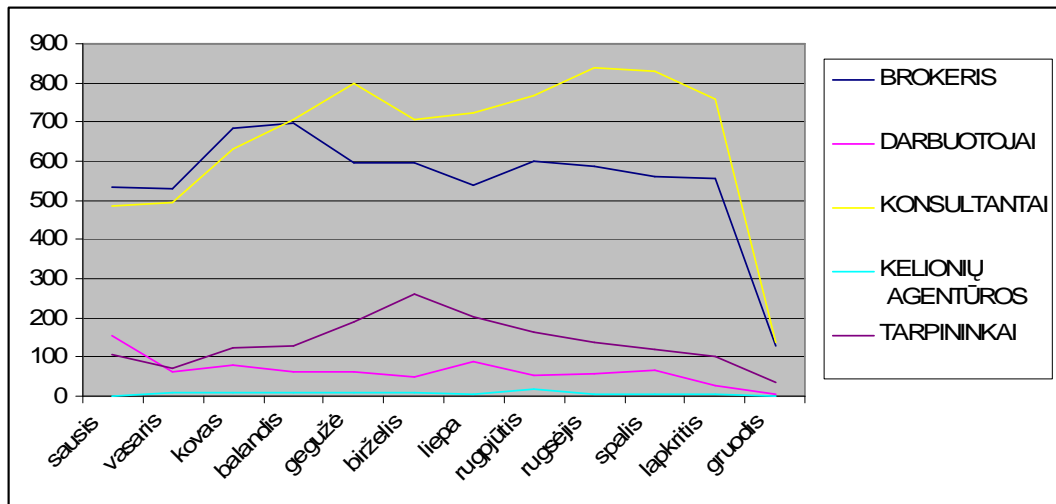
Gauname tokią lentelę

5.12 lentelė

mėnuo	BROKERIS	DARBUOTOJAI	KONSULTANTAI	KELIONIU AGENTŪROS	TARPININKAI
sausis	532	154	485	0	107
vasaris	531	62	493	8	70
kovas	684	81	633	10	123
balandis	695	62	707	10	130
gegužė	597	60	799	8	189
birželis	597	48	706	11	259
liepa	537	89	725	5	205
rugpjūtis	602	53	769	18	163
rugsėjis	587	57	838	5	137
spalis	559	64	828	6	119
lapkritis	558	26	759	4	100
gruodis	129	5	136	1	35
viso	6608	761	7878	86	1637

Pagal gautus duomenis nubraižome grafiką.

5.17 pav.



Atliekame vienfaktorę dispersinę analizę kur faktorius yra padalinys.

Pirmiausia su *Leven's Test* (Priedas 15) tikrinama prielaida apie dispersijų lygybę. F value kriterijaus apie dispersijų lygybę statistikos reikšmė yra **1,84**. P-reikšmė tikrinti hipotezę su alternatyva: bent dvi dispersijos nelygios yra **0.1338**, todėl hipotezė, kad dispersijos lygios neatmetama su reikšmingumo lygmeniu 0,05. Vadinasi galime tikrinti hipotezę apie vidurkių lygybę su standartine ANOVA.

Dispersinės analizės lentelėje *Dependet variable polisai eilutėje model* (priedas 15) tikriname hipotezę su alternatyva: bent du vidurkiai nelygūs. P –reikšmė mažesnė už 0,0001, todėl hipotezė atmetama, t.y. vidutinis darbo našumas visuose padaliniuose nevienodas. Todėl galime žiūrėti, kurie vidurkiai skiriasi.

Eilutėje “Error“ stulpelyje “*Mean Square*” turime dispersijos įvertį. t.y. 85,5% darbuotojų sudarytų sutarčių kiekio skirtumų lėmė padalinių tipai.

Su *Tukey's Studentized range Test* (priedas 15) galime pažiūrėti, kurie vidurkiai skiriasi.

Gavome:

1. padalinių „Konsultantai“ ir „Brokeriai „ sutarčių vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria
2. padalinių „Darbuotojai“, „Tarpininkai“ ir „Kelionių agentūros“ sutarčių vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria
3. padalinių „Konsultantai“ ir „Brokeriai „ sutarčių vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi nuo padalinių „Darbuotojai“, „Tarpininkai“ ir „Kelionių agentūros“.

Reikšmingumo lygmuo .

Paskutinėje Priedo 15 lentelėje pateikta padalinių vidurkiai ir standartiniai nuokrypiai.

Tikriname homogeniškumo hipotezę ar padalinių pasiskirstymo funkcijos sutampa pagal pasirašytas sutartis mėnesiais.

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	44	522.3176	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	44	475.4021	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	4.9459	0.0262
Phi Coefficient		0.1754	
Contingency Coefficient		0.1728	
Cramer's V		0.0877	

Sample Size = 16970

Gavome, kad P – reikšmė mažesnė už 0,0001 t.y. hipotezę atmetame.

Patikrinkime homogeniškumo hipotezę ar transporto priemonių tipų pasiskirstymo funkcijos sutampa pagal padalinius.

5.13 lentelė

TP tipas	BROKERIS	DARBUOTOJAI	KONSULTANTAI	TARPININKAI	KELIONIU AGENTUROS
Autobusai	111	15	101	0	17
Krovininis	521	112	545	14	128
Lengvasis	4792	402	5864	44	661
Lengvasis komercinis automobilis	799	53	501	2	80
Priekabos ir puspriekabės	312	78	260	8	91
Spec. Transportas	73	101	607	18	660

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	20	2998.1641	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	20	2345.4019	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	61.8833	<.0001
Phi Coefficient		0.4203	
Contingency Coefficient		0.3875	
Cramer's V		0.2102	

Sample Size = 16970

Gauname P –reikšmė mažesnė už 0,0001 t.y. hipotezę atmetame.

Atliekame vienfaktorę dispersinę analizę, kur faktorius yra padalinys, o stebėjimai – sudarytų sutarčių pasirašytos įmokos. Tikriname ar skiriasi pasirašytų įmokų vidurkiai tarp padalinių tipų. Parenkamas eksperimento reikšmingumo lygmuo $\alpha = 0,05$. Gauti rezultatai (žr.priede *Leven's Test Priedas 16*) rodo, F value kriterijaus apie dispersijų lygybę statistikos reikšmė yra **342.30**; P-reikšmė tikrinti hipotezę su alternatyva: bent dvi dispersijos nelygios yra mažesnė už **0,0001**, todėl hipotezė, kad dispersijos lygios atmetama . Tuomet hipotezę apie

vidurkių lygybę tkriname su *Welsh Anova* (Priedas 16). F – reikšmė yra **186.13**; P – reikšmė mažesnė už **0,0001**, tai hipotezę atmetama. Galime žiūrėti, kurie vidurkiai skiriasi (Priedas 16). Palyginimai statistiškai reikšmingi su reigšmingumo lygmeniu 0.05 pažymėti ***.

Padalinių palyginimas		Skirtumas tarp vidurkių	95% pasikliovimo ribos		
brokeris	- konsultantai	0.20246	0.16823	0.23670	***
brokeris	- kelionių agentur	0.26115	0.03842	0.48388	***
brokeris	- tarpininkai	0.65876	0.60210	0.71542	***
brokeris	- darbuotojai	0.66083	0.58227	0.73939	***
konsultantai	- brokeris	-0.20246	-0.23670	-0.16823	***
konsultantai	- kelionių agentur	0.05869	-0.16382	0.28119	
konsultantai	- tarpininkai	0.45630	0.40055	0.51204	***
konsultantai	- darbuotojai	0.45836	0.38046	0.53627	***
kelionių agentur	- brokeris	-0.26115	-0.48388	-0.03842	***
kelionių agentur	- konsultantai	-0.05869	-0.28119	0.16382	
kelionių agentur	- tarpininkai	0.39761	0.17057	0.62465	***
kelionių agentur	- darbuotojai	0.39968	0.16621	0.63314	***
tarpininkai	- brokeris	-0.65876	-0.71542	-0.60210	***
tarpininkai	- konsultantai	-0.45630	-0.51204	-0.40055	***
tarpininkai	- kelionių agentur	-0.39761	-0.62465	-0.17057	***
tarpininkai	- darbuotojai	0.00207	-0.08797	0.09211	
darbuotojai	- brokeris	-0.66083	-0.73939	-0.58227	***
darbuotojai	- konsultantai	-0.45836	-0.53627	-0.38046	***
darbuotojai	- kelionių agentur	-0.39968	-0.63314	-0.16621	***
darbuotojai	- tarpininkai	-0.00207	-0.09211	0.08797	

Gavome, kad

1. Padalinio „Brokeris“ įmokos vidurkis statistiškai reikšmingai skiriasi nuo kitų padalinių.
2. Padalinių „Konsultantai“ ir „Kelionių agentūros“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
3. Padalinių „Tarpininkai“ ir „Darbuotojai“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
4. Galima būtų padalinių tipus pagal įmokas apjungti į 3 grupes:
 - 1 grupė - „Brokeris“
 - 2 grupė - „Konsultantai“ ir „Kelionių agentūros“
 - 3 grupė - „Tarpininkai“ ir „Darbuotojai“

Atliekame taip pat vienfaktorę dispersinę analizę padalinių išmokoms, kur faktorius yra padalinys. Tikriname ar skiriasi išmokų vidurkiai tarp padalinių tipų. Parenkamas eksperimento reikšmingumo lygmuo $\alpha = 0,05$. Gauti rezultatai (žr.priode *Leven's Test Priedas 17*) rodo, F value kriterijaus apie dispersijų lygybę statistikos reikšmė yra **0.70**;

P-reikšmė tikrinti hipotezę su alternatyva: bent dvi dispersijos nelygios yra **0.5909**, todėl hipotezė, kad dispersijos lygios priimama su pasikliovimo lygmeniu 0,05 . Vadinasi galime tikrinti hipotezę apie vidurkių lygybę su standartinė ANOVA.

Dispersinės analizės lentelėje *Dependet variable polisai eilutėje model* (priedas 17) tikriname hipotezę su alternatyva: bent du vidurkiai nelygūs. P – reikšmė mažesnė už **0,0001**, todėl hipotezė atmetama, t.y. Palyginimai statistiškai reikšmingi su reigšmingumo lygmeniu 0.05 pažymėti ***.

Padalinių palyginimas	Skirtumas tarp vidurkių	95% pasikliovimo ribos	
brokeris - konsultantai	0.20740	0.07671 0.33809	***
brokeris - darbuotojai	0.28935	0.00871 0.56999	***
brokeris - tarpininkai	0.31879	0.08002 0.55757	***
brokeris - kelionių agentur	0.49993	-0.63213 1.63199	
konsultantai - brokeris	-0.20740	-0.33809 -0.07671	***
konsultantai - darbuotojai	0.08195	-0.19912 0.36302	
konsultantai - tarpininkai	0.11139	-0.12789 0.35067	
konsultantai - kelionių agentur	0.29253	-0.83964 1.42470	
darbuotojai - brokeris	-0.28935	-0.56999 -0.00871	***
darbuotojai - konsultantai	-0.08195	-0.36302 0.19912	
darbuotojai - tarpininkai	0.02944	-0.31542 0.37431	
darbuotojai - kelionių agentur	0.21058	-0.94851 1.36967	
tarpininkai - brokeris	-0.31879	-0.55757 -0.08002	***
tarpininkai - konsultantai	-0.11139	-0.35067 0.12789	
tarpininkai - darbuotojai	-0.02944	-0.37431 0.31542	
tarpininkai - kelionių agentur	0.18114	-0.96853 1.33081	
kelionių agentur - brokeris	-0.49993	-1.63199 0.63213	
kelionių agentur - konsultantai	-0.29253	-1.42470 0.83964	
kelionių agentur - darbuotojai	-0.21058	-1.36967 0.94851	
kelionių agentur - tarpininkai	-0.18114	-1.33081 0.96853	

Gavome, kad galima būtų padalinių tipus pagal išmokas apjungti į 2 grupes:

1 grupė - „Brokeris“ ir „Kelionių agentūros“

2 grupė - „Konsultantai“, „Tarpininkai“ ir „Darbuotojai“

5.10. Filialų darbo analizė

Tikrinsime ar reikšmingai statistiškai skiriasi filialų darbo efektyvumas pagal pasirašytas 2006 m. sutartis kiekvieną mėnesį.

Turime suskaičiavę tokią lentelę.

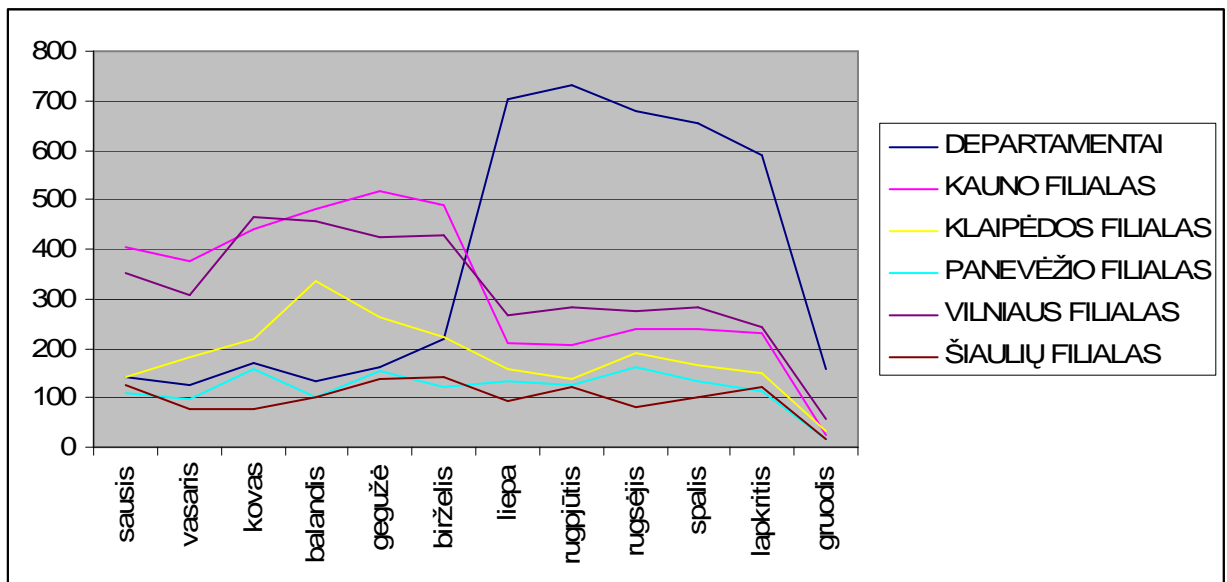
5.14 lentelė

menuo	DEPARTAMENTAI	KAUNO FILIALAS	KLAIPĖDOS FILIALAS	PANEVĖŽIO FILIALAS	VILNIAUS FILIALAS	ŠIAULIŲ FILIALAS
sausis	143	404	141	111	353	126
vasaris	125	377	181	97	307	77
kovas	171	442	220	157	463	78
balandis	132	480	335	100	457	100
gegužė	161	517	262	152	425	137
birželis	220	488	222	120	429	142

liepa	702	211	157	135	265	91
rugpjūtis	733	207	137	126	281	121
rugsėjis	677	240	189	161	276	82
spalis	656	240	165	134	282	99
lapkritis	588	229	151	115	242	122
gruodis	158	25	33	16	58	16
viso	4466	3860	2193	1424	3838	1191

Pagal gautus duomenis nubraižome grafiką.

5.18 pav.



Taikome vėl vienfaktorę dispersinę analizę kur faktorius yra filialas, o stebėjimai – pasirašytų sutarčių skaičius per mėnesį.

Levene's Teste (Priedas 18) F reikšmė **21.77**, P – reikšmė mažesnė už 0,0001, todėl hipotezę atmetame t. y. bent dvi dispersijos nelygios. Tuomet hipotezę apie vidurkių lygybę tkriname su *Welsh Anova* (priedas 18). F – reikšmė yra **14.36**; P – reikšmė mažesnė už 0,0001, tai hipotezė atmetama. t.y. vidutinis darbo našumas visuose filialuose nevienodas..

Su *Tukey's Studentized range Test* (priedas 18) galime pažiūrėti, kurie vidurkiai skiriasi. Gavome:

1. filialų „Departmentai“, „Vilniaus filialas“, ir „Kauno filialas“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria

2. filialų „Vilniaus filialas“, „Kauno filialas“ ir „Klaipėdos filialas“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria

1. filialų „Klaipėdos filialas“, „Panevėžio filialas“ ir „Šiaulių filialas“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria
2. filialo „Departamentai“ vidurkis statistiškai reikšmingai skiriasi nuo „Klaipėdos filialas“, „Panevėžio filialas“ ir „Šiaulių filialas“ vidurkių.
3. filialų „Departamentai“, „Vilniaus filialas“, ir „Kauno filialas“ vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi nuo filialų „Panevėžio filialas“ ir „Šiaulių filialas“.

Reikšmingumo lygmuo .

Paskutinėje Priedo 16 lentelėje pateikta padalinių vidurkiai ir standartiniai nuokrypiai.

Tikriname homogeniškumo hipotezę ar filialų pasirašytų sutarčių pasiskirstymo funkcijos sutampa pagal mėnesius.

Kadangi filiale „Departamentai“ atsiradė nauji skyriai ir stipriai išaugo sutarčių skaičius nuo liepos mėn., tai tikrindami hipotezę, filialą „Departamentai“ atmesime.

The FREQ Procedure

Statistics for Table of filialas by menuo

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	44	341.1765	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	44	344.1225	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	11.7647	0.0006
Phi Coefficient		0.1652	
Contingency Coefficient		0.1630	
Cramer's V		0.0826	

Sample Size = 12506

Gavome, kad P – reikšmė mažesnė už 0,0001 t.y. hipotezę atmetame. Net atmetus filialą „Departamentai“ likusių filialų pasirašytų sutarčių pasiskirstymo funkcijos nesutampa.

Patikrinkime homogeniškumo hipotezę ar transporto priemonių tipų pasiskirstymo funkcijos sutampa pagal filialus.

5.15 lentelė

TP tipas	DEPARTAMENTAI	KAUNO FILIALAS	KLAIPĖDOS FILIALAS	PANEVĖŽIO FILIALAS	VILNIAUS FILIALAS	ŠIAULIŲ FILIALAS
autobusai	36	109	18	14	61	6
Krovininis	342	321	158	164	238	97
Lengvasis	2840	2516	1694	909	2919	886

Lengvasis_kom	546	189	167	101	352	81
Priekabos	228	182	72	96	118	53
Spec. Transportas	474	543	84	140	150	68
viso	4466	3860	2193	1424	3838	1191

Statistics for Table of tipas by filialas

Statistic	DF	Value	Prob
Chi-Square	25	721.1674	<.0001
Likelihood Ratio Chi-Square	25	733.0030	<.0001
Mantel-Haenszel Chi-Square	1	161.3004	<.0001
Phi Coefficient		0.2061	
Contingency Coefficient		0.2019	
Cramer's V		0.0922	

Sample Size = 16972

Gavome, kad P – reikšmė mažesnė už 0,0001 t.y. hipotezę atmetame.

Atliekame vienfaktorę dispersinę analizę, kur faktorius yra filialas, o stebėjimai – sudarytų sutarčių pasirašytos įmokos. Tikriname ar skiriasi pasirašytų įmokų vidurkiai tarp filialų tipų. Parenkamas eksperimento reikšmingumo lygmuo $\alpha = 0,05$. Gauti rezultatai (žr.priede *Leven's Test Priedas 19*) rodo, F value kriterijaus apie dispersijų lygybę statistikos reikšmė yra **53.24**; P-reikšmė tikrinti hipotezę su alternatyva: bent dvi dispersijos nelygios yra mažesnė už **0,0001**, todėl hipotezė, kad dispersijos lygios atmetama . Tuomet hipotezę apie vidurkių lygybę tkriname su *Welsh Anova* (Priedas 19). F – reikšmė yra **43.29**; P – reikšmė mažesnė už **0,0001**, tai hipotezė atmetama. Galime žiūrėti, kurie vidurkiai skiriasi (Priedas 19) .Palyginimai statistiškai reikšmingi su reigšmingumo lygmeniu 0.05 pažymėti ***.

Padalinių palyginimas	Skirtumas tarp vidurkių	95% pasikliovimo ribos
KLAIPĖDOS FILIAL - VILNIAUS FILIALA	0.04237	-0.01459 0.09934
KLAIPĖDOS FILIAL - DEPARTAMENTAI	0.08537	0.02988 0.14086 ***
KLAIPĖDOS FILIAL - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.17448	0.09787 0.25108 ***
KLAIPĖDOS FILIAL - PANEVĖŽIO FILIAL	0.20111	0.12868 0.27353 ***
KLAIPĖDOS FILIAL - KAUNO FILIALAS	0.21506	0.15815 0.27197 ***
VILNIAUS FILIALA - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.04237	-0.09934 0.01459
VILNIAUS FILIALA - DEPARTAMENTAI	0.04299	-0.00385 0.08984
VILNIAUS FILIALA - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.13210	0.06151 0.20269 ***
VILNIAUS FILIALA - PANEVĖŽIO FILIAL	0.15873	0.09270 0.22477 ***
VILNIAUS FILIALA - KAUNO FILIALAS	0.17269	0.12418 0.22120 ***
DEPARTAMENTAI - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.08537	-0.14086 -0.02988 ***
DEPARTAMENTAI - VILNIAUS FILIALA	-0.04299	-0.08984 0.00385
DEPARTAMENTAI - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.08911	0.01970 0.15851 ***
DEPARTAMENTAI - PANEVĖŽIO FILIAL	0.11574	0.05097 0.18051 ***
DEPARTAMENTAI - KAUNO FILIALAS	0.12969	0.08292 0.17646 ***
ŠIAULIŲ FILIALAS - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.17448	-0.25108 -0.09787 ***
ŠIAULIŲ FILIALAS - VILNIAUS FILIALA	-0.13210	-0.20269 -0.06151 ***
ŠIAULIŲ FILIALAS - DEPARTAMENTAI	-0.08911	-0.15851 -0.01970 ***

ŠIAULIŲ FILIALAS - PANEVĖŽIO FILIAL	0.02663	-0.05693	0.11020	
ŠIAULIŲ FILIALAS - KAUNO FILIALAS	0.04059	-0.02996	0.11113	
PANEVĖŽIO FILIAL - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.20111	-0.27353	-0.12868	***
PANEVĖŽIO FILIAL - VILNIAUS FILIALA	-0.15873	-0.22477	-0.09270	***
PANEVĖŽIO FILIAL - DEPARTAMENTAI	-0.11574	-0.18051	-0.05097	***
PANEVĖŽIO FILIAL - ŠIAULIŲ FILIALAS	-0.02663	-0.11020	0.05693	
PANEVĖŽIO FILIAL - KAUNO FILIALAS	0.01395	-0.05203	0.07994	
KAUNO FILIALAS - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.21506	-0.27197	-0.15815	***
KAUNO FILIALAS - VILNIAUS FILIALA	-0.17269	-0.22120	-0.12418	***
KAUNO FILIALAS - DEPARTAMENTAI	-0.12969	-0.17646	-0.08292	***
KAUNO FILIALAS - ŠIAULIŲ FILIALAS	-0.04059	-0.11113	0.02996	
KAUNO FILIALAS - PANEVĖŽIO FILIAL	-0.01395	-0.07994	0.05203	

Gavome:

1. filialų „Klaipėda“ ir „Vilnius“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
2. filialų „Vilnius“ ir „Departamentai“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria
3. filialų „Šiauliai“, „Panevėžys“ ir „Kaunas“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
4. galėtume filialus pagal įmokų vidurkius apjungti į 3 grupes:
 1. „Klaipėdos“ filialas
 2. „Vilnius“ ir „Departamentai“ filialai
 3. „Šiauliai“, „Panevėžys“ ir „Kaunas“ filialai
 ir nagrinėti tas grupes atskirai.

Atliekame taip pat vienfaktorę dispersinę analizę filialų išmokoms, kur faktorius yra filialas. Tikriname ar skiriasi išmokų vidurkiai tarp filialų tipų. Parenkamas eksperimento reikšmingumo lygmuo $\alpha = 0,05$. Gauti rezultatai (žr.priede *Leven's Test Priedas 20*) rodo, F value kriterijaus apie dispersijų lygybę statistikos reikšmė yra **0.63**;

P-reikšmė tikrinti hipotezę su alternatyva: bent dvi dispersijos nelygios yra **0.6794**, todėl hipotezė, kad dispersijos lygios priimama su pasiklovimo lygmeniu 0,05 . Vadinasi galime tikrinti hipotezę apie vidurkių lygybę su standartine ANOVA.

Dispersinės analizės lentelėje *Dependet variable polisai eilutėje model* (priedas 20) tikriname hipotezę su alternatyva: bent du vidurkiai nelygūs. P – reikšmė mažesnė už **0,0001**, todėl hipotezė atmetama, t.y. Palyginimai statistiškai reikšmingi su reigšmingumo lygmeniu 0.05 pažymėti ***.

Padalinių palyginimas	Skirtumas tarp vidurkių	95% pasiklovimo ribos
KLAIPĖDOS FILIAL - KAUNO FILIALAS	0.06263	-0.15457 0.27983
KLAIPĖDOS FILIAL - DEPARTAMENTAI	0.07045	-0.15553 0.29643
KLAIPĖDOS FILIAL - VILNIAUS FILIALA	0.20311	-0.00932 0.41554

KLAIPĖDOS FILIAL - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.34668	0.07644	0.61692	***
KLAIPĖDOS FILIAL - PANEVĖŽIO FILIAL	0.56163	0.26879	0.85447	***
KAUNO FILIALAS - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.06263	-0.27983	0.15457	
KAUNO FILIALAS - DEPARTAMENTAI	0.00782	-0.18670	0.20234	
KAUNO FILIALAS - VILNIAUS FILIALA	0.14048	-0.03811	0.31907	
KAUNO FILIALAS - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.28405	0.03951	0.52859	***
KAUNO FILIALAS - PANEVĖŽIO FILIAL	0.49901	0.22970	0.76831	***
DEPARTAMENTAI - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.07045	-0.29643	0.15553	
DEPARTAMENTAI - KAUNO FILIALAS	-0.00782	-0.20234	0.18670	
DEPARTAMENTAI - VILNIAUS FILIALA	0.13266	-0.05651	0.32184	
DEPARTAMENTAI - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.27623	0.02386	0.52860	***
DEPARTAMENTAI - PANEVĖŽIO FILIAL	0.49119	0.21475	0.76762	***
VILNIAUS FILIALA - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.20311	-0.41554	0.00932	
VILNIAUS FILIALA - KAUNO FILIALAS	-0.14048	-0.31907	0.03811	
VILNIAUS FILIALA - DEPARTAMENTAI	-0.13266	-0.32184	0.05651	
VILNIAUS FILIALA - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.14357	-0.09674	0.38388	
VILNIAUS FILIALA - PANEVĖŽIO FILIAL	0.35852	0.09305	0.62400	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.34668	-0.61692	-0.07644	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - KAUNO FILIALAS	-0.28405	-0.52859	-0.03951	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - DEPARTAMENTAI	-0.27623	-0.52860	-0.02386	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - VILNIAUS FILIALA	-0.14357	-0.38388	0.09674	
ŠIAULIŲ FILIALAS - PANEVĖŽIO FILIAL	0.21496	-0.09870	0.52861	
PANEVĖŽIO FILIAL - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.56163	-0.85447	-0.26879	***
PANEVĖŽIO FILIAL - KAUNO FILIALAS	-0.49901	-0.76831	-0.22970	***
PANEVĖŽIO FILIAL - DEPARTAMENTAI	-0.49119	-0.76762	-0.21475	***
PANEVĖŽIO FILIAL - VILNIAUS FILIALA	-0.35852	-0.62400	-0.09305	***
PANEVĖŽIO FILIAL - ŠIAULIŲ FILIALAS	-0.21496	-0.52861	0.09870	

Gavome:

1. filialų „Klaipėda“, „Vilnius“, „Kaunas“ ir „Departamentai“ išmokų viurkiaiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
2. filialų „Vilnius“ ir „Šiauliai“ išmokų viurkiaiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
3. filialų „Šiauliai“ ir „Panevėžys“ išmokų viurkiaiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
4. galėtume filialus pagal išmokų vidurkius apjungti tarkim į tokias 3 grupes;
 1. „Klaipėda“, „Kaunas“ ir „Departamentai“ filialai
 2. „Vilnius“ ir „Šiauliai“ filialai
 3. „Panevėžys“ filialas
 ir nagrinėti jas atskirai.

6. Išvados

Šio darbo esmė buvo išnagrinėti KASKO draudimo sistemą. Parodyti kaip konstruojamas matematinis modelis, nuo ko priklauso draudimo kompanijos pelningumas ir galiausiai prognozuoti pajamas metams į priekį .

IŠVADOS APIE SUTARČIŲ SKAIČIAUS KITIMO DINAMIKA.

- 2005m. ir 2006m. polisų sutarčių pasiskirstymo funkcijos nesutampa. Pagal 5.1 lentelės ir 5.1 pav. pateiktus duomenis matome, kad įmonei sėkmingiausi metai pagal sudarytas sutartis buvo 2005m. , o 2006m. ir ypač 2007m. sutarčių skaičius mažėja.
- 2006m. buvo ištirtas sutarčių sudarymo intensyvumas mėnesiais. Hipotezė yra atmetama, tai darome išvadą, kad sutarčių intensyvumas kiekvieną mėnesį nėra vienodas. Pagal 5.3 lentelę matosi, jog 2005m. didžiausias intensyvumas buvo spalio mėn., o 2006m. – gegužės mėn.
- Sutarčių skaičiaus dinamika priklauso nuo transporto priemonės tipo.
- Atlikę vienfaktorę dispersinę analizę galime daryti išvadas, kurie sutarčių pagal transporto priemonių tipus vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi:
 1. transporto priemonės tipo „Lengvasis automobilis“ vidurkis statistiškai reikšmingai skiriasi nuo kitų tipų .

2. transporto priemonių tipų „Krovininis“ , „Spec. Transportas“ , „Lengvasis komercinis“ ir „Priekabos“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
3. transporto priemonių tipų , „Spec. Transportas“ , „Lengvasis komercinis“ , „Priekabos“ ir „Autobusai“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
4. kadangi tipas „Krovininis“ priskiriamas tik į B grupę, o tipas „Autobusai“ tik į C grupę, tai jų vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi.

- Visiems transporto priemonės tipams „Krovininis“ , „Spec. Transportas“ , „Lengvasis komercinis“ , „Lengvasis automobilis“ , „Autobusai“ ir „Priekabos“ sutarčių intensyvumai mėnesiais nėra vienodi.
- Tiesinės regresijos lygtys 2005m. ir 2006m.

R – Square **0.8080** ,

R – Square **0.6499** ,

kur .

Galime pastebėti, kad 2005 metų R – Square didesnis. Vadinasi 2005 metų modelis geresnis, nes paaiškinama didesnė duomenų sklaidos dalis (80,80%).

IŠVADOS APIE ĮVYKIŲ SKAIČIAUS KITIMO DINAMIKĄ.

- Įvykių intensyvumų įverčiai kiekvieną 2006 metų mėnesį tenkantys vienam polisui vienai dienai yra tokie:

sausis(2006)	vasaris(2006)	kovas(2006)	balandis(2006)	gegužė(2006)	birželis(2006)
0,001206	0,001319	0,001163	0,001111	0,001023	0,000976

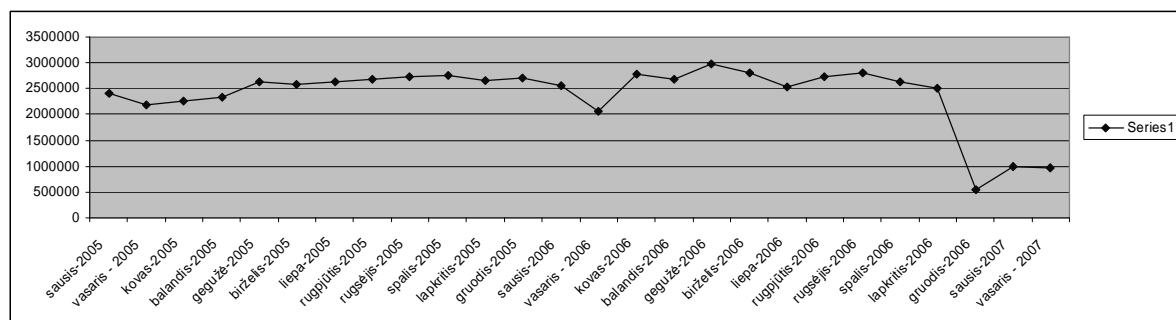
liepa(2006)	rugpjūtis(2006)	rugsėjis(2006)	spalis(2006)	lapkritis(2006)	gruodis(2006)
0,0009	0,000877	0,000853	0,000784	0,000748	0,000643

- Matome, kad intensyvumai turi aiškią tendenciją mažėti. Nuo 2006m. sausio mėn. iki 2006m. gruodžio mėn. sumažėjo beveik 2 kartus. Galbūt kompanija pagerino žalų sureguliuavimo lygį, o gal vengia atsiskaityti su draudėjais.

- Įvykių skaičiaus intensyvumas kiekvieną 2006 metų mėnesį nėra vienodas, nes hipotezė yra atmetama. Matome, kad didžiausias įvykių intensyvumas buvo vasario mėnesį.
- Transporto priemonių tipų pasiskirstymo funkcijos nesutampa pagal įvykius mėnesiais.

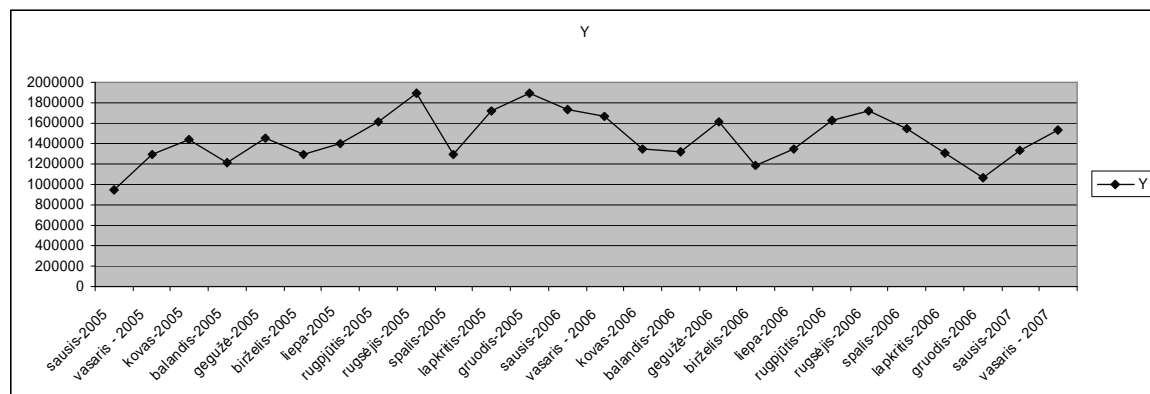
IŠVADOS APIE ĮMOKŲ – IŠMOKŲ KITIMO DINAMIKA.

- 2005 – 2006 – 2007 (2 mėn.) metų įmokos.



Gavome, kad sutarčių skaičius 2006 metais sumažėjo, surinkta bendra įmokų suma (29595235,00 lt.) yra irgi mažesnė negu 2005 metų (30528008,4 lt.). Didžiausias šuolis žemyn yra 2006 metų gruodžio mėn. To mėnesio surinkta bendra įmokų suma nesiekia net 1 milijono ribos.

- 2005 -2007m. įmokas galima apibrėžti beveik konstanta, išskyrus paskutinius 3 mėnesius kada smarkiai sumažėja sutarčių skaičius.
- 2005 – 2006 – 2007 metų išmokos.



- Nuostolių draudimo kompanija patyrė daugiau 2006 metais. Viso išmokėjo

17501498,3 lt. žalu, o 2005 m. – 17450378,5 lt. Mažiausiai išmokų buvo 2005m. sausį, o daugiausiai 2005 m. rugsėjį.

- Nors išmokų kreivė labiau svyruoja negu įmokų, tačiau išmokas irgi būtų galima apibrėžti konstanta.

PELNO KITIMO DINAMIKOS IŠVADOS:

- Pelno grafikas atspindi, kada draudimo kompanija „krito į minusą“ t.y. daugiau išmokėjo žalu negu surinko įmokų, atskaičiavus mokesčius. Tai 2005m. kovo mėn., rugpjūčio mėn., 2006m. vasario mėn. ir gruodžio mėn. Didžiausias kompanijos pelnas siekė beveik 3 500 000lt. 2006m. lapkritį (skaičiuojant tik KASKO draudimo rūši).
- Apskaičiavome kiekvienam 2006m. mėnesio pelnui pasiklovimo intervalus. Taikydami generavimo algoritmą, gausime įvairias pelno funkcijas, kurios svyruos tarp intervalo rėžių.

PRONUZĖS 2007 METAMS IŠVADOS:

- 2007 metų prognozės modelis panašus į 2006 metų modelį. Kadangi pastebimas 2006m. gruodžio mėn., 2007m. sausio mėn., vasario mėn. ir kovo mėn. pelno funkcijos staigus kritimas, atsiduriame beveik tam pačiame taške kaip ir 2006m. pradžioje (žr. sk. 5.8), todėl nėra didelio draudimo kompanijos pelno prieauglio per 2007m.

PADALINIŲ DARBO ANALIZĖS IŠVADOS.

- Atlikę vienfaktorę dispersinę analizę pasirašytoms sutartims per mėnesį pagal padalinius ir pritaikę Tjukio HSD kriterijų gavome tokias išvadas:
 1. padalinių „Konsultantai“ ir „Brokeriai“, sutarčių vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;
 2. padalinių „Darbuotojai“, „Tarpininkai“ ir „Kelionių agentūros“ sutarčių vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;
 3. padalinių „Konsultantai“ ir „Brokeriai“, sutarčių vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi nuo padalinių „Darbuotojai“, „Tarpininkai“ ir „Kelionių agentūros“.
- Padalinių pasiskirstymo funkcijos pagal pasirašytų sutarčių skaičių mėnesiais nesutampa.

- Transporto priemonės tipų pasiskirstymo funkcijos pagal padalinius nesutampa.
- Atlikę vienfaktorę dispersinę analizę pasirašytoms įmokoms pagal padalinius gavome tokias išvadas:
 1. padalinio „Brokeris“ įmokos vidurkis statistiškai reikšmingai skiriasi nuo kitų padalinių;
 2. padalinių „Konsultantai“ ir „Kelionių agentūros“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;
 3. padalinių „Tarpininkai“ ir „Darbuotojai“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;
 4. galima būtų padalinių tipus pagal įmokas apjungti į 3 grupes:
 - 1 grupė - „Brokeris“
 - 2 grupė - „Konsultantai“ ir „Kelionių agentūros“
 - 3 grupė – „Tarpininkai“ ir „Darbuotojai“.
- Atlikę vienfaktorę dispersinę analizę išmokoms pagal padalinius gavome tokias išvadas: galima būtų padalinių tipus pagal išmokas apjungti į 2 grupes:
 - 1 grupė - „Brokeris“ ir „Kelionių agentūros“
 - 2 grupė - „Konsultantai“, „Tarpininkai“ ir „Darbuotojai“.

FILIALŲ ANALIZĖS IŠVADOS.

- Atlikę vienfaktorę dispersinę analizę pasirašytoms sutartims per mėnesį pagal filialus ir pritaikę Tjukio HSD kriterijų gavome tokius rezultatus:
 1. filialų „Departamentai“, „Vilnius“, ir „Kaunas“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;
 2. filialų „Vilnius“, „Kaunas“ ir „Klaipėda“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;
 4. filialų „Klaipėda“, „Panevėžys“ ir „Šiauliai“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;
 5. filialo „Departamentai“ vidurkis statistiškai reikšmingai skiriasi nuo „Klaipėda“, „Panevėžys“ ir „Šiauliai“ vidurkių;
 6. filialų „Departamentai“, „Vilnius“, ir „Kaunas“ vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi nuo filialų „Panevėžys“ ir „Šiauliai“.
- Filialų pasirašytų sutarčių skaičiaus pasiskirstymo funkcijos nesutampa pagal mėnesius.
- Transporto priemonės tipų pasiskirstymo funkcijos pagal filialus nesutampa.
- Atlikę vienfaktorę dispersinę analizę pasirašytoms įmokoms pagal filialus gavome tokias išvadas:
 1. filialų „Klaipėda“ ir „Vilnius“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;
 2. filialų „Vilnius“ ir „Departamentai“ įmokų vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;

3. filialų „Šiauliai“, „Panevėžys“ ir „Kaunas“ vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria;

4. galėtume filialus pagal įmokų vidurkius apjungti į 3 grupes:

- 1 grupė - „Klaipėdos“ filialas
- 2 grupė - „Vilnius“ ir „Departamentai“ filialai
- 3 grupė - „Šiauliai“, „Panevėžys“ ir „Kaunas“ filialai.

- Atlikę vienfaktorę dispersinę analizę išmokoms pagal filialus gavome tokias išvadas:
 1. filialų „Klaipėda“, „Vilnius“, „Kaunas“ ir „Departamentai“ išmokų viurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
 2. filialų „Vilnius“ ir „Šiauliai“ išmokų viurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
 3. filialų „Šiauliai“ ir „Panevėžys“ išmokų viurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria.
 4. galėtume filialus pagal išmokų vidurkius apjungti į 3 grupes:
 - 1 grupė - „Klaipėda“, „Kaunas“ ir „Departamentai“ filialai
 - 2 grupė - „Vilnius“ ir „Šiauliai“ filialai
 - 3 grupė - „Panevėžys“ filialas

Išvada ir pasiūlymai. Pagal gautus pelno kitimo rezultatus, galime teigti, kad draudimo kompanijos pajamos auga, tačiau atsižvelgus į sudarytą 2007 metais nedidelį sutarčių skaičių galima prognozuoti pelno sumažėjimą. Norėdami pasiekti geresnių rezultatų reikia didinti pasirašytų sutarčių skaičių. Pvz., daryti akcijas tais mėnesiais, kada didesnis polisų sutarčių intensyvumas; plėsti filialus kurių darbo efektyvumas didesnis (tai galima spręsti pagal atliktą vienfaktorę filialų dispersinę analizę); siūlyti premijas padalinių darbuotojams už daugiausiai pasirašytų sutarčių, atsižvelgti į tarpininkų darbo efektyvumą, galbūt su kai kuriais apsimokėtų sutartį nutraukti ir t.t. Sudarytas KASKO draudimo sistemos matematinis modelis tiriant draudimo kompanijos pajamas leis atlikti nemokamus eksperimentus matematinėje erdvėje keičiant pasirašytų sutarčių intensyvumą, draudiminių įvykių intensyvumą, administracines išlaidas, bei įmokų tarifų dydžius. Gautąjį matematinį modelį galima taikyti tiriant atskirų padalinių ar filialų darbo efektyvumą, o taip pat tiriant šios draudimo rūšies pelningumą atskiroms transporto priemonės rūšims.

Summary

My work analyses CASCO insurance system's behavior of one insurance company. At first I made a mathematical model of CASCO insurance. Then I properly described analyses of policies' contracts, insurance events, insurance premiums and payouts. Later I estimated approximate confidence intervals of profit and made a forecast for 2007 year. And finally I analysed the work efficiency of subdivisions and branches.

The mathematical model of CASCO insurance system let us to do various experiments in mathematical space when we analyses incomes of insurance company.

Literatūros sąrašas

1. lekt. R. Levulienė Statistika su SAS , 2005.
2. J. Kruopis Matematinė statistika, 1993, Vilnius.
3. SAS Help and Documentation, SAS V9.
4. V. Čekanavičius, G. Murauskas:“Statistika I ir jos taikymai“, 2000 Vilnius
5. 5. V. Čekanavičius, G. Murauskas:“Statistika II ir jos taikymai“, 2000 Vilnius

Priedai:
Priedas 1

Priedas 2

Priedas 3

Priedas 4

Priedas 5

Priedas 6

Priedas 7

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
tipas	6	Autobusai Krovininis Lengvasis Lengvasis komerc Priekabos ir pus Spec. Transporta

Number of observations 72

Dependent Variable: polisai

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	5	8078106.611	1615621.322	121.11	<.0001
Error	66	880425.833	13339.785		
Corrected Total	71	8958532.444			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	polisai Mean
0.901722	48.99750	115.4980	235.7222

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
tipas	5	8078106.611	1615621.322	121.11	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
tipas	5	8078106.611	1615621.322	121.11	<.0001

The GLM Procedure

Levene's Test for Homogeneity of polisai Variance
ANOVA of Squared Deviations from Group Means

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
tipas	5	4.119E10	8.2376E9	1.73	0.1405
Error	66	3.146E11	4.7674E9		

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for polisai

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate, but it generally has a higher Type II error rate than REGWQ.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	66
Error Mean Square	13339.79
Critical Value of Studentized Range	4.15085
Minimum Significant Difference	138.4

Means with the same letter are not significantly different.

Tukey Grouping	Mean	N	tipas
A	980.33	12	Lengvasis
B	121.58	12	Spec. Transporta
B	119.67	12	Lengvasis komerc
B	110.00	12	Krovininis
B	62.42	12	Priekabos ir pus
B	20.33	12	Autobusai

Level of tipas	N	-----polisai----- Mean	Std Dev
Autobusai	12	20.333333	12.085554
Krovininis	12	110.000000	40.604523
Lengvasis	12	980.333333	267.517317
Lengvasis komerc	12	119.666667	31.983897
Priekabos ir pus	12	62.416667	21.785977
Spec. Transporta	12	121.583333	71.977848

Priedas 8

TP tipas – „Kroviniis“

```
Chi-Square Test
for Specified Proportions
ffffffffffffffffffffffffffff
Chi-Square          155.1207
DF                  11
Pr > ChiSq         <.0001
```

Sample Size = 1320

TP tipas – „Priekabos“

```
Chi-Square Test
for Specified Proportions
ffffffffffffffffffffffffffff
Chi-Square          82.2564
DF                  11
Pr > ChiSq         <.0001
```

Sample Size = 749

TP tipas – „Lengvasis“

```
Chi-Square Test
for Specified Proportions
ffffffffffffffffffffffffffff
Chi-Square          810.5393
DF                  11
Pr > ChiSq         <.0001

Sample Size = 11764
```

TP tips – „Lengvasis komercinis“

```
Chi-Square Test
for Specified Proportions
ffffffffffffffffffffffffffff
Chi-Square          99.5918
DF                  11
Pr > ChiSq         <.0001

Sample Size = 1436
```

TP tips – „Spec. Transportas“

```
Chi-Square Test
for Specified Proportions
ffffffffffffffffffffffffffff
Chi-Square          484.6002
DF                  11
Pr > ChiSq         <.0001

Sample Size = 1459
```

TP tips – „Autobusai“

```
Chi-Square Test
for Specified Proportions
ffffffffffffffffffffffffffff
Chi-Square          76.4427
DF                  11
Pr > ChiSq         <.0001

Sample Size = 244
```

Priedas 9

The REG Procedure
 Model: MODEL1
 Dependent Variable: Y Y

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	2	157565	78783	18.93	0.0006
Error	9	37447	4160.75477		
Corrected Total	11	195012			

Root MSE	64.50391	R-Square	0.8080
Dependent Mean	1483.25000	Adj R-Sq	0.7653
Coeff Var	4.34882		

Parameter Estimates

Variable	Label	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	Intercept	1	1102.65909	66.66665	16.54	<.0001
t	t	1	118.94830	23.57849	5.04	0.0007
x	x	1	-7.24750	1.76563	-4.10	0.0027

Priedas 10

The REG Procedure
 Model: MODEL1
 Dependent Variable: Y Y

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	2	1032588	516294	8.35	0.0089
Error	9	556253	61806		
Corrected Total	11	1588841			

Root MSE	248.60790	R-Square	0.6499
Dependent Mean	1414.33333	Adj R-Sq	0.5721
Coeff Var	17.57774		

Parameter Estimates

Variable	Label	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
Intercept	Intercept	1	797.09091	256.94343	3.10	0.0127
t	t	1	314.05794	90.87508	3.46	0.0072
x	x	1	-26.29171	6.80501	-3.86	0.0038

Priedas 11

Priedas

The UNIVARIATE Procedure
Variable: (pasirasyta)

Moments

N	36359	Sum Weights	36359
Mean	1724.27997	Sum Observations	62693095.5
Std Deviation	1543.81026	Variance	2383350.12
Skewness	3.70545109	Kurtosis	26.2281286
Uncorrected SS	1.94754E11	Corrected SS	8.66538E10
Coeff Variation	89.533619	Std Error Mean	8.09632546

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	32800
99%	7950
95%	4414
90%	3248
75% Q3	2100
50% Median	1292
25% Q1	800
10%	600
5%	409
1%	110
0% Min	30

Extreme Observations

----Lowest---- ----Highest----

Value	Obs	Value	Obs
30	17802	20832	34769
31	17810	21222	34770
31	17809	21821	34771
31	17808	29780	34772
31	17807	32800	34773

Priedas 12

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
tipas	6	Autobusai Krovininis Lengvasis Lengvasis komerc Priekabos ir pus Spec. Transporta

Number of observations 16972

Dependent Variable: pasirasyta

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	5	1402.771056	280.554211	583.12	<.0001
Error	16966	8162.852264	0.481130		
Corrected Total	16971	9565.623320			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	pasirasyta Mean
0.146647	9.642432	0.693635	7.193573

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
tipas	5	1402.771056	280.554211	583.12	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
tipas	5	1402.771056	280.554211	583.12	<.0001

Levene's Test for Homogeneity of pasirasyta Variance
ANOVA of Squared Deviations from Group Means

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
tipas	5	840.1	168.0	182.39	<.0001
Error	16966	15628.8	0.9212		

Welch's ANOVA for pasirasyta

Source	DF	F Value	Pr > F
tipas	5.0000	295.93	<.0001
Error	1630.7		

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for pasirasyta

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	16966
Error Mean Square	0.48113
Critical Value of Studentized Range	4.03063

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.

tipas Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits	
Krovininis - Autobusai	0.064288	-0.073473 0.202049	
Krovininis - Lengvasis	0.482429	0.425045 0.539814	***
Krovininis - Lengvasis komerc	0.484499	0.409117 0.559880	***
Krovininis - Priekabos ir pus	0.615285	0.524849 0.705721	***
Krovininis - Spec. Transporta	1.335379	1.260283 1.410476	***
Autobusai - Krovininis	-0.064288	-0.202049 0.073473	
Autobusai - Lengvasis	0.418141	0.290276 0.546006	***
Autobusai - Lengvasis komerc	0.420211	0.283321 0.557101	***
Autobusai - Priekabos ir pus	0.550997	0.405274 0.696720	***
Autobusai - Spec. Transporta	1.271091	1.134358 1.407825	***
Lengvasis - Krovininis	-0.482429	-0.539814 -0.425045	***
Lengvasis - Autobusai	-0.418141	-0.546006 -0.290276	***
Lengvasis - Lengvasis komerc	0.002070	-0.053192 0.057331	
Lengvasis - Priekabos ir pus	0.132856	0.058357 0.207355	***
Lengvasis - Spec. Transporta	0.852950	0.798078 0.907822	***
Lengvasis komerc - Krovininis	-0.484499	-0.559880 -0.409117	***
Lengvasis komerc - Autobusai	-0.420211	-0.557101 -0.283321	***
Lengvasis komerc - Lengvasis	-0.002070	-0.057331 0.053192	
Lengvasis komerc - Priekabos ir pus	0.130786	0.041682 0.219890	***
Lengvasis komerc - Spec. Transporta	0.850880	0.777394 0.924367	***
Priekabos ir pus - Krovininis	-0.615285	-0.705721 -0.524849	***
Priekabos ir pus - Autobusai	-0.550997	-0.696720 -0.405274	***
Priekabos ir pus - Lengvasis	-0.132856	-0.207355 -0.058357	***
Priekabos ir pus - Lengvasis komerc	-0.130786	-0.219890 -0.041682	***
Priekabos ir pus - Spec. Transporta	0.720094	0.631231 0.808957	***
Spec. Transporta - Krovininis	-1.335379	-1.410476 -1.260283	***
Spec. Transporta - Autobusai	-1.271091	-1.407825 -1.134358	***
Spec. Transporta - Lengvasis	-0.852950	-0.907822 -0.798078	***
Spec. Transporta - Lengvasis komerc	-0.850880	-0.924367 -0.777394	***
Spec. Transporta - Priekabos ir pus	-0.720094	-0.808957 -0.631231	***

Level of tipas	N	Mean	Std Dev
Autobusai	244	7.64754408	0.66654271
Krovininis	1320	7.71183184	0.86703909
Lengvasis	11764	7.22940273	0.61810527
Lengvasis komerc	1436	7.22733292	0.57053518
Priekabos ir pus	749	7.09654670	0.80682142
Spec. Transporta	1459	6.37645267	1.05252862

Priedas 13

The UNIVARIATE Procedure
Variable: (ismoketa)

Moments

N	15620	Sum Weights	15620
Mean	2237.67341	Sum Observations	34952458.7
Std Deviation	7181.16337	Variance	51569107.3
Skewness	10.0539458	Kurtosis	144.499303
Uncorrected SS	8.8367E11	Corrected SS	8.05458E11
Coeff Variation	320.920977	Std Error Mean	57.458501

Quantiles (Definition 5)

Quantile	Estimate
100% Max	188100.000
99%	32708.030
95%	8318.255
90%	4065.655
75% Q3	1393.345
50% Median	639.485
25% Q1	329.355
10%	175.425
5%	107.555
1%	40.000
0% Min	4.020

Extreme Observations

----Lowest----		-----Highest-----	
Value	Obs	Value	Obs
4.02	1	136968	16813
5.00	2	142200	7877
6.16	7880	142665	11314
6.78	3	158666	7878
9.00	4	188100	7879

Priedas 14

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
tipas	6	Autobusai Krovininis Lengvasis Lengvasis komerc Priekabos ir pus Spec. Transporta

Number of observations 4628

NOTE: Due to missing values, only 3435 observations can be used in this analysis.

Dependent Variable: ismoketa

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	5	94.902016	18.980403	11.19	<.0001
Error	3429	5817.169553	1.696462		
Corrected Total	3434	5912.071569			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	ismoketa Mean
0.016052	19.38719	1.302483	6.718266

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
tipas	5	94.90201607	18.98040321	11.19	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
tipas	5	94.90201607	18.98040321	11.19	<.0001

Levene's Test for Homogeneity of ismoketa Variance ANOVA of Squared Deviations from Group Means

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
tipas	5	258.0	51.6001	6.81	<.0001
Error	3429	25964.4	7.5720		

Welch's ANOVA for ismoketa

Source	DF	F Value	Pr > F
tipas	5.0000	7.34	<.0001
Error	111.4		

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for ismoketa

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	3429
Error Mean Square	1.696462
Critical Value of Studentized Range	4.03243

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.

tipas Comparison	Difference		
	Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits	
Priekabos ir pus - Krovininis	0.56513	-0.27242	1.40268
Priekabos ir pus - Autobusai	0.59446	-0.31484	1.50376
Priekabos ir pus - Lengvasis	1.10904	0.31419	1.90390 ***
Priekabos ir pus - Lengvasis komerc	1.10935	0.28817	1.93052 ***
Priekabos ir pus - Spec. Transporta	1.35074	0.30072	2.40076 ***
Krovininis - Priekabos ir pus	-0.56513	-1.40268	0.27242
Krovininis - Autobusai	0.02933	-0.49455	0.55321
Krovininis - Lengvasis	0.54391	0.26211	0.82572 ***
Krovininis - Lengvasis komerc	0.54422	0.19500	0.89343 ***
Krovininis - Spec. Transporta	0.78561	0.04388	1.52734 ***
Autobusai - Priekabos ir pus	-0.59446	-1.50376	0.31484
Autobusai - Krovininis	-0.02933	-0.55321	0.49455
Autobusai - Lengvasis	0.51458	0.06209	0.96708 ***
Autobusai - Lengvasis komerc	0.51489	0.01760	1.01217 ***
Autobusai - Spec. Transporta	0.75628	-0.06561	1.57817
Lengvasis - Priekabos ir pus	-1.10904	-1.90390	-0.31419 ***
Lengvasis - Krovininis	-0.54391	-0.82572	-0.26211 ***
Lengvasis - Autobusai	-0.51458	-0.96708	-0.06209 ***
Lengvasis - Lengvasis komerc	0.00030	-0.22829	0.22890
Lengvasis - Spec. Transporta	0.24170	-0.45146	0.93485
Lengvasis komerc - Priekabos ir pus	-1.10935	-1.93052	-0.28817 ***
Lengvasis komerc - Krovininis	-0.54422	-0.89343	-0.19500 ***
Lengvasis komerc - Autobusai	-0.51489	-1.01217	-0.01760 ***
Lengvasis komerc - Lengvasis	-0.00030	-0.22890	0.22829
Lengvasis komerc - Spec. Transporta	0.24139	-0.48180	0.96458
Spec. Transporta - Priekabos ir pus	-1.35074	-2.40076	-0.30072 ***
Spec. Transporta - Krovininis	-0.78561	-1.52734	-0.04388 ***
Spec. Transporta - Autobusai	-0.75628	-1.57817	0.06561
Spec. Transporta - Lengvasis	-0.24170	-0.93485	0.45146
Spec. Transporta - Lengvasis komerc	-0.24139	-0.96458	0.48180

Level of tipas	N	-----ismoketa----- Mean	Std Dev
Autobusai	69	7.18818233	1.37227716
Krovininis	185	7.21751322	1.64887420
Lengvasis	2839	6.67359905	1.27111481
Lengvasis komerc	291	6.67329507	1.27207200
Priekabos ir pus	22	7.78264073	1.74792241
Spec. Transporta	29	6.43190130	1.58092234

Priedas 15

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
padalinys	5	BROKERIS DARBUOTOJAI KELIONIU AGENTUR KONSULTANTAI TARPININKAI

Number of observations 61

NOTE: Due to missing values, only 60 observations can be used in this analysis.

Dependent Variable: POLISAI POLISAI

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	4	4283221.167	1070805.292	81.33	<.0001
Error	55	724099.167	13165.439		
Corrected Total	59	5007320.333			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	POLISAI Mean
0.855392	40.56833	114.7407	282.8333

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
padalinys	4	4283221.167	1070805.292	81.33	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
padalinys	4	4283221.167	1070805.292	81.33	<.0001

Levene's Test for Homogeneity of POLISAI Variance
ANOVA of Squared Deviations from Group Means

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
padalinys	4	1.203E10	3.0063E9	1.84	0.1338
Error	55	8.973E10	1.6314E9		

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for POLISAI

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate, but it generally has a higher Type II error rate than REGWQ.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	55
Error Mean Square	13165.44
Critical Value of Studentized Range	3.98855
Minimum Significant Difference	132.11

Means with the same letter are not significantly different.

Tukey Grouping	Mean	N	padalinys
A	656.50	12	KONSULTANTAI
A			
A	550.67	12	BROKERIS

B	136.42	12	TARPININKAI
B			
B	63.42	12	DARBUOTOJAI
B			
B	7.17	12	KELIONIU AGENTUR

Level of padalinys	N	-----POLISAI----- Mean	Std Dev
BROKERIS	12	550.666667	143.243806
DARBUOTOJAI	12	63.416667	36.162407
KELIONIU AGENTUR	12	7.166667	4.858607
KONSULTANTAI	12	656.500000	200.710782
TARPININKAI	12	136.416667	60.764012

Priedas 16

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
padalinys	5	brokeris darbuotojai kelioniu agentur konsultantai tarpininkai

Number of observations 16972

Dependent Variable: pasirasyta

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	5	769.021512	153.804302	296.64	<.0001
Error	16966	8796.601808	0.518484		
Corrected Total	16971	9565.623320			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	pasirasyta Mean
0.080394	10.00975	0.720058	7.193573

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
padalinys	5	769.0215120	153.8043024	296.64	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
padalinys	5	769.0215120	153.8043024	296.64	<.0001

Levene's Test for Homogeneity of pasirasyta Variance ANOVA of Squared Deviations from Group Means

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
padalinys	4	1176.6	294.1	342.30	<.0001
Error	16965	14578.3	0.8593		

Welch's ANOVA for pasirasyta

Source	DF	F Value	Pr > F
padalinys	5.0000	186.13	<.0001
Error	11.8652		

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for pasirasyta

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	16966
Error Mean Square	0.518484
Critical Value of Studentized Range	4.03063

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.

padalinys	Difference Between	Simultaneous 95%
-----------	--------------------	------------------

Comparison		Means	Confidence Limits		
brokeris	- konsultantai	0.20246	0.16823	0.23670	***
brokeris	- kelioniu agentur	0.26115	0.03842	0.48388	***
brokeris	- tarpininkai	0.65876	0.60210	0.71542	***
brokeris	- darbuotojai	0.66083	0.58227	0.73939	***
konsultantai	- brokeris	-0.20246	-0.23670	-0.16823	***
konsultantai	- kelioniu agentur	0.05869	-0.16382	0.28119	***
konsultantai	- tarpininkai	0.45630	0.40055	0.51204	***
konsultantai	- darbuotojai	0.45836	0.38046	0.53627	***
kelioniu agentur	- brokeris	-0.26115	-0.48388	-0.03842	***
kelioniu agentur	- konsultantai	-0.05869	-0.28119	0.16382	***
kelioniu agentur	- tarpininkai	0.39761	0.17057	0.62465	***
kelioniu agentur	- darbuotojai	0.39968	0.16621	0.63314	***
tarpininkai	- brokeris	-0.65876	-0.71542	-0.60210	***
tarpininkai	- konsultantai	-0.45630	-0.51204	-0.40055	***
tarpininkai	- kelioniu agentur	-0.39761	-0.62465	-0.17057	***
tarpininkai	- darbuotojai	0.00207	-0.08797	0.09211	***
darbuotojai	- brokeris	-0.66083	-0.73939	-0.58227	***
darbuotojai	- konsultantai	-0.45836	-0.53627	-0.38046	***
darbuotojai	- kelioniu agentur	-0.39968	-0.63314	-0.16621	***
darbuotojai	- tarpininkai	-0.00207	-0.09211	0.08797	***

Level of padalinys	N	-----pasirasyta----- Mean	Std Dev
brokeris	6608	7.38212338	0.62581632
darbuotojai	761	6.72129629	1.19126079
kelioniu agentur	86	7.12097243	0.76183245
konsultantai	7878	7.17965875	0.65925438
tarpininkai	1637	6.72336297	1.00660082

Priedas 17

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
padalinys	5	brokeris darbuotojai kelioniu agentur konsultantai tarpininkai

Number of observations 3435

Dependent Variable: ismoketa ismoketa

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	4	49.661584	12.415396	7.26	<.0001
Error	3430	5862.409985	1.709157		
Corrected Total	3434	5912.071569			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	ismoketa Mean
0.008400	19.45960	1.307347	6.718266

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
padalinys	4	49.66158400	12.41539600	7.26	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
padalinys	4	49.66158400	12.41539600	7.26	<.0001

Levene's Test for Homogeneity of ismoketa Variance ANOVA of Squared Deviations from Group Means

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
padalinys	4	22.6758	5.6689	0.70	0.5909
Error	3430	27718.3	8.0811		

Welch's ANOVA for ismoketa

Source	DF	F Value	Pr > F
padalinys	4.0000	7.22	<.0001
Error	67.1415		

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for ismoketa

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	3430
Error Mean Square	1.709157
Critical Value of Studentized Range	3.85979

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.

Difference

padalinys Comparison		Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
brokeris	- konsultantai	0.20740	0.07671	0.33809	***
brokeris	- darbuotojai	0.28935	0.00871	0.56999	***
brokeris	- tarpininkai	0.31879	0.08002	0.55757	***
brokeris	- kelioniu agentur	0.49993	-0.63213	1.63199	
konsultantai	- brokeris	-0.20740	-0.33809	-0.07671	***
konsultantai	- darbuotojai	0.08195	-0.19912	0.36302	
konsultantai	- tarpininkai	0.11139	-0.12789	0.35067	
konsultantai	- kelioniu agentur	0.29253	-0.83964	1.42470	
darbuotojai	- brokeris	-0.28935	-0.56999	-0.00871	***
darbuotojai	- konsultantai	-0.08195	-0.36302	0.19912	
darbuotojai	- tarpininkai	0.02944	-0.31542	0.37431	
darbuotojai	- kelioniu agentur	0.21058	-0.94851	1.36967	
tarpininkai	- brokeris	-0.31879	-0.55757	-0.08002	***
tarpininkai	- konsultantai	-0.11139	-0.35067	0.12789	
tarpininkai	- darbuotojai	-0.02944	-0.37431	0.31542	
tarpininkai	- kelioniu agentur	0.18114	-0.96853	1.33081	
kelioniu agentur	- brokeris	-0.49993	-1.63199	0.63213	
kelioniu agentur	- konsultantai	-0.29253	-1.42470	0.83964	
kelioniu agentur	- darbuotojai	-0.21058	-1.36967	0.94851	
kelioniu agentur	- tarpininkai	-0.18114	-1.33081	0.96853	

Level of padalinys	N	-----ismoketa----- Mean	Std Dev
brokeris	1512	6.84803976	1.28598113
darbuotojai	181	6.55869198	1.35058015
kelioniu agentur	10	6.34810895	1.32534154
konsultantai	1470	6.64063986	1.33494758
tarpininkai	262	6.52924915	1.24040200

Priedas 18

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
filialas	6	DEPARTAMENTAI KAUNO FILIALAS KLAIPĖDOS FILIAL PANEVĖŽIO FILIAL VILNIAUS FILIALA ŠIAULIŲ FILIALAS

Number of observations 72

Dependent Variable: polisai polisai

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	5	818531.278	163706.256	8.50	<.0001
Error	66	1271251.167	19261.381		
Corrected Total	71	2089782.444			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	polisai Mean
0.391683	58.87666	138.7854	235.7222

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
filialas	5	818531.2778	163706.2556	8.50	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
filialas	5	818531.2778	163706.2556	8.50	<.0001

Levene's Test for Homogeneity of polisai Variance
ANOVA of Squared Deviations from Group Means

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
filialas	5	3.618E10	7.2368E9	21.77	<.0001
Error	66	2.194E10	3.3246E8		

Welch's ANOVA for polisai

Source	DF	F Value	Pr > F
filialas	5.0000	14.36	<.0001
Error	29.4458		

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for polisai

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate, but it generally has a higher Type II error rate than REGWQ.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	66
Error Mean Square	19261.38
Critical Value of Studentized Range	4.15085
Minimum Significant Difference	166.3

Means with the same letter are not significantly different.

Tukey Grouping	Mean	N	filialas
A	372.17	12	DEPARTAMENTAI
A			
B A	321.67	12	KAUNO FILIALAS
B A			
B A	319.83	12	VILNIAUS FILIALA
B A			
B C	182.75	12	KLAIPĖDOS FILIAL
C			
C	118.67	12	PANEVĖŽIO FILIAL
C			
C	99.25	12	ŠIAULIŲ FILIALAS

Level of filialas	N	-----polisai----- Mean	Std Dev
DEPARTAMENTAI	12	372.166667	267.042671
KAUNO FILIALAS	12	321.666667	150.919806
KLAIPĖDOS FILIAL	12	182.750000	74.271156
PANEVĖŽIO FILIAL	12	118.666667	38.565961
VILNIAUS FILIALA	12	319.833333	115.221394
ŠIAULIŲ FILIALAS	12	99.250000	34.643968

Priedas 19

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
filialas	6	DEPARTAMENTAI KAUNO FILIALAS KLAIPĖDOS FILIAL PANEVĖŽIO FILIAL VILNIAUS FILIALA ŠIAULIŲ FILIALAS

Number of observations 16972

Dependent Variable: pasirasyta pasirasyta

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	5	106.174704	21.234941	38.09	<.0001
Error	16966	9459.448615	0.557553		
Corrected Total	16971	9565.623320			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	pasirasyta Mean
0.011100	10.38003	0.746695	7.193573

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
filialas	5	106.1747044	21.2349409	38.09	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
filialas	5	106.1747044	21.2349409	38.09	<.0001

Levene's Test for Homogeneity of pasirasyta Variance
ANOVA of Squared Deviations from Group Means

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
filialas	5	346.9	69.3717	53.24	<.0001
Error	16966	22108.2	1.3031		

Welch's ANOVA for pasirasyta

Source	DF	F Value	Pr > F
filialas	5.0000	43.29	<.0001
Error	5738.5		

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for pasirasyta

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	16966
Error Mean Square	0.557553
Critical Value of Studentized Range	4.03063

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.

filialas Comparison	Difference Between Means	Simultaneous 95% Confidence Limits		
KLAIPĖDOS FILIAL - VILNIAUS FILIALA	0.04237	-0.01459	0.09934	
KLAIPĖDOS FILIAL - DEPARTAMENTAI	0.08537	0.02988	0.14086	***
KLAIPĖDOS FILIAL - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.17448	0.09787	0.25108	***
KLAIPĖDOS FILIAL - PANEVĖŽIO FILIAL	0.20111	0.12868	0.27353	***
KLAIPĖDOS FILIAL - KAUNO FILIALAS	0.21506	0.15815	0.27197	***
VILNIAUS FILIALA - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.04237	-0.09934	0.01459	
VILNIAUS FILIALA - DEPARTAMENTAI	0.04299	-0.00385	0.08984	
VILNIAUS FILIALA - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.13210	0.06151	0.20269	***
VILNIAUS FILIALA - PANEVĖŽIO FILIAL	0.15873	0.09270	0.22477	***
VILNIAUS FILIALA - KAUNO FILIALAS	0.17269	0.12418	0.22120	***
DEPARTAMENTAI - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.08537	-0.14086	-0.02988	***
DEPARTAMENTAI - VILNIAUS FILIALA	-0.04299	-0.08984	0.00385	
DEPARTAMENTAI - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.08911	0.01970	0.15851	***
DEPARTAMENTAI - PANEVĖŽIO FILIAL	0.11574	0.05097	0.18051	***
DEPARTAMENTAI - KAUNO FILIALAS	0.12969	0.08292	0.17646	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.17448	-0.25108	-0.09787	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - VILNIAUS FILIALA	-0.13210	-0.20269	-0.06151	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - DEPARTAMENTAI	-0.08911	-0.15851	-0.01970	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - PANEVĖŽIO FILIAL	0.02663	-0.05693	0.11020	
ŠIAULIŲ FILIALAS - KAUNO FILIALAS	0.04059	-0.02996	0.11113	
PANEVĖŽIO FILIAL - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.20111	-0.27353	-0.12868	***
PANEVĖŽIO FILIAL - VILNIAUS FILIALA	-0.15873	-0.22477	-0.09270	***
PANEVĖŽIO FILIAL - DEPARTAMENTAI	-0.11574	-0.18051	-0.05097	***
PANEVĖŽIO FILIAL - ŠIAULIŲ FILIALAS	-0.02663	-0.11020	0.05693	
PANEVĖŽIO FILIAL - KAUNO FILIALAS	0.01395	-0.05203	0.07994	
KAUNO FILIALAS - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.21506	-0.27197	-0.15815	***
KAUNO FILIALAS - VILNIAUS FILIALA	-0.17269	-0.22120	-0.12418	***
KAUNO FILIALAS - DEPARTAMENTAI	-0.12969	-0.17646	-0.08292	***
KAUNO FILIALAS - ŠIAULIŲ FILIALAS	-0.04059	-0.11113	0.02996	
KAUNO FILIALAS - PANEVĖŽIO FILIAL	-0.01395	-0.07994	0.05203	

Level of filialas	N	-----pasirasyta----- Mean	Std Dev
DEPARTAMENTAI	4466	7.21828015	0.87070968
KAUNO FILIALAS	3860	7.08858714	0.78653596
KLAIPĖDOS FILIAL	2193	7.30364819	0.63681865
PANEVĖŽIO FILIAL	1424	7.10254046	0.65136358
VILNIAUS FILIALA	3838	7.26127485	0.67096787
ŠIAULIŲ FILIALAS	1191	7.12917218	0.62641832

Priedas 20

The GLM Procedure

Class Level Information

Class	Levels	Values
filialas	6	DEPARTAMENTAI KAUNO FILIALAS KLAIPĖDOS FILIAL PANEVĖŽIO FILIAL VILNIAUS FILIALA ŠIAULIŲ FILIALAS

Number of observations 3435

Dependent Variable: ismoketa ismoketa

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	5	77.873628	15.574726	9.15	<.0001
Error	3429	5834.197942	1.701428		
Corrected Total	3434	5912.071569			

R-Square	Coeff Var	Root MSE	ismoketa Mean
0.013172	19.41555	1.304388	6.718266

Source	DF	Type I SS	Mean Square	F Value	Pr > F
filialas	5	77.87362783	15.57472557	9.15	<.0001

Source	DF	Type III SS	Mean Square	F Value	Pr > F
filialas	5	77.87362783	15.57472557	9.15	<.0001

Levene's Test for Homogeneity of ismoketa Variance ANOVA of Squared Deviations from Group Means

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
filialas	5	25.7387	5.1477	0.63	0.6794
Error	3429	28164.6	8.2136		

Welch's ANOVA for ismoketa

Source	DF	F Value	Pr > F
filialas	5.0000	8.67	<.0001
Error	1169.0		

Tukey's Studentized Range (HSD) Test for ismoketa

NOTE: This test controls the Type I experimentwise error rate.

Alpha	0.05
Error Degrees of Freedom	3429
Error Mean Square	1.701428
Critical Value of Studentized Range	4.03243

Comparisons significant at the 0.05 level are indicated by ***.

filialas	Difference Between	Simultaneous 95%
----------	--------------------	------------------

Comparison	Means	Confidence Limits		
KLAIPĖDOS FILIAL - KAUNO FILIALAS	0.06263	-0.15457	0.27983	
KLAIPĖDOS FILIAL - DEPARTAMENTAI	0.07045	-0.15553	0.29643	
KLAIPĖDOS FILIAL - VILNIAUS FILIALA	0.20311	-0.00932	0.41554	
KLAIPĖDOS FILIAL - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.34668	0.07644	0.61692	***
KLAIPĖDOS FILIAL - PANEVĖŽIO FILIAL	0.56163	0.26879	0.85447	***
KAUNO FILIALAS - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.06263	-0.27983	0.15457	
KAUNO FILIALAS - DEPARTAMENTAI	0.00782	-0.18670	0.20234	
KAUNO FILIALAS - VILNIAUS FILIALA	0.14048	-0.03811	0.31907	
KAUNO FILIALAS - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.28405	0.03951	0.52859	***
KAUNO FILIALAS - PANEVĖŽIO FILIAL	0.49901	0.22970	0.76831	***
DEPARTAMENTAI - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.07045	-0.29643	0.15553	
DEPARTAMENTAI - KAUNO FILIALAS	-0.00782	-0.20234	0.18670	
DEPARTAMENTAI - VILNIAUS FILIALA	0.13266	-0.05651	0.32184	
DEPARTAMENTAI - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.27623	0.02386	0.52860	***
DEPARTAMENTAI - PANEVĖŽIO FILIAL	0.49119	0.21475	0.76762	***
VILNIAUS FILIALA - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.20311	-0.41554	0.00932	
VILNIAUS FILIALA - KAUNO FILIALAS	-0.14048	-0.31907	0.03811	
VILNIAUS FILIALA - DEPARTAMENTAI	-0.13266	-0.32184	0.05651	
VILNIAUS FILIALA - ŠIAULIŲ FILIALAS	0.14357	-0.09674	0.38388	
VILNIAUS FILIALA - PANEVĖŽIO FILIAL	0.35852	0.09305	0.62400	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.34668	-0.61692	-0.07644	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - KAUNO FILIALAS	-0.28405	-0.52859	-0.03951	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - DEPARTAMENTAI	-0.27623	-0.52860	-0.02386	***
ŠIAULIŲ FILIALAS - VILNIAUS FILIALA	-0.14357	-0.38388	0.09674	
ŠIAULIŲ FILIALAS - PANEVĖŽIO FILIAL	0.21496	-0.09870	0.52861	
PANEVĖŽIO FILIAL - KLAIPĖDOS FILIAL	-0.56163	-0.85447	-0.26879	***
PANEVĖŽIO FILIAL - KAUNO FILIALAS	-0.49901	-0.76831	-0.22970	***
PANEVĖŽIO FILIAL - DEPARTAMENTAI	-0.49119	-0.76762	-0.21475	***
PANEVĖŽIO FILIAL - VILNIAUS FILIALA	-0.35852	-0.62400	-0.09305	***
PANEVĖŽIO FILIAL - ŠIAULIŲ FILIALAS	-0.21496	-0.52861	0.09870	

Level of filialas	N	-----ismoketa----- Mean	Std Dev
DEPARTAMENTAI	663	6.80439968	1.25262987
KAUNO FILIALAS	815	6.81221940	1.33018453
KLAIPĖDOS FILIAL	458	6.87484561	1.29138768
PANEVĖŽIO FILIAL	249	6.31321418	1.36865753
VILNIAUS FILIALA	927	6.67173705	1.29476963
ŠIAULIŲ FILIALAS	323	6.52816926	1.33760576