

**PSICHOLOGINIŲ TYRIMŲ
DUOMENŲ ANALIZĖ**

Raimundas Vaitkevičius
Aušra Saudargienė

**PSICHOLOGINIŲ TYRIMŲ
DUOMENŲ ANALIZĖ**

Praktikos darbai

VDU leidykla
Kaunas, 2010

UDK 31:159.9(076)

Va-122

Recenzentė: doc. dr. Jonė Vencloviėnė

Svarstyta ir rekomenduota spaudai Vytauto Didžiojo universiteto Socialinių mokslų fakulteto Bendrosios psichologijos katedros, Teorinės psichologijos katedros ir psichologijos klinikos posėdyje (protokolo Nr. 96, išrašas 2008 m. lapkričio 21 d. Nr. 96-04).

ISBN 978-9955-12-561-7

© R. Vaitkevičius, 2010

© A. Saudargienė 2010

© Vytauto Didžiojo universitetas, 2010

Turinys

Ižanga	6
Praktikos darbas Nr. 1.	
Kolmogorovo-Smirnovo kriterijus. Šapiro-Vilk kriterijus. <i>t</i> -kriterijus nepriklausomoms ir priklausomoms imtims	8
Praktikos darbas Nr. 2.	
Neparametrinės hipotezės apie dviejų nepriklausomų ir priklausomų populiacijų skirstinių skirtumą	18
Praktikos darbas Nr. 3.	
Empirinės tikimybės pasikliautinis intervalas. Hipotezė apie proporcijas vienai imčiai. Hipotezės apie proporcijas dviem nepriklausomoms ir priklausomoms imtims	29
Praktikos darbas Nr. 4.	
χ^2 kriterijus ir dviejų kintamųjų dažnių lentelės	36
Praktikos darbas Nr. 5.	
Vieno faktoriaus dispersinė analizė (ANOVA)	47
Praktikos darbas Nr. 6.	
Dviejų faktorių dispersinė analizė (ANOVA). Neparametrinės hipotezės apie daugiau kaip dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą	54
Praktikos darbas Nr. 7.	
Kovariacinė analizė. Blokuotųjų duomenų dispersinė analizė. Frydmano kriterijus	64
Praktikos darbas Nr. 8.	
Ranginė koreliacija ir nominalinių kintamųjų ryšio koeficientai	74
Praktikos darbas Nr. 9.	
Tiesinė regresinė analizė. Pirsono tiesinės koreliacijos koeficientų palyginimas. Dalinės koreliacijos koeficientas	82
Praktikos darbas Nr. 10.	
Skalių patikimumo analizė. Skalių standartizavimas	100
Praktikos darbas Nr. 11.	
Faktorinė analizė	109

Ižanga

Ši praktikos darbų knygelė paruošta Vytauto Didžiojo universiteto studentams, pasirinkusiems psichologijos bakalauro studijų programą ir studijuojantiems antrąjį statistikos ir psichologinių tyrimų duomenų analizės kursą. Praktikos darbų tikslas yra išmokti atlikti psichologinių tyrimų duomenų analizę, naudojantis SPSS (ši santrumpa kilusi iš angliško programos pavadinimo „Statistical Package for the Social Sciences“) ir Microsoft Excel programine įranga, bei teisingai interpretuoti gautus rezultatus.

Pirmajame statistikos kurse studentai susipažino su statistinės duomenų analizės ir specializuotų statistinių programų taikymo pagrindais: statistinių tyrimų duomenų įvedimu ir tvarkymu, jų aprašymu, su svarbiausiais statistiniais kriterijais ir koreliacijos koeficientais. Antrajame kurse, kuriam skirta ši knygelė, nagrinėjami sudėtingesni duomenų analizės metodai: neparamestriniai kriterijai, ranginių ir nominalinių kintamųjų ryšio koeficientai, dispersinė analizė, kovariacinė analizė, blokuotų duomenų dispersinė analizė, tiesinė regresinė analizė, psichologinių testų skalių standartizavimas ir jų patikimumo analizė. Gana daug dėmesio šioje knygelėje skiriama faktorinei analizei. Primenamos ir pakartojamos kai kurios statistikos ir duomenų analizės įvado kurso temos.

Kiekvienas praktinis darbas pradedamas įvadu, kuriame pateikiamos teorinės žinios apie naudojamus duomenų analizės metodus, jų reikalingumą ir taikymo ypatumus. Metodai aprašyti vengiant sudėtingos raiškos, formulių naudojama mažai, nes knygelė skirta visų pirma psichologijos ir kitų socialinių mokslų studentams, kurių matematinis pasiruošimas gali būti nepakankamas sudėtingesniui matematiniam tekstui suprasti. Kai kurių metodų paaiškinimai išsamesni, ypač tais atvejais, kai nepakanka literatūros nagrinėjama tema lietuvių kalba. Išsamesnį matematinį nagrinėjamų duomenų analizės metodų aprašymą galima rasti kitoje literatūroje (Čekanavičius ir Murauskas, 2000; Čekanavičius ir Murauskas, 2002; Tabachnik ir Fidell, 2007).

Knygelėje naudojami realių psichologinių tyrimų duomenys, dažniausiai surinkti psichologijos bakalauro ir magistro studijų baigiamuosiuose darbuose. Šie duomenys pateikti sutrumpinti: išrinkti reikalingi kintamieji, imtys sumažintos arba atrinktos tik tam tikros jų dalys.

SPSS programos sukurtos lentelės pateikiamos su antraštėmis, pas-tabomis ir statistiniais terminais anglų kalba, nes knygelės tikslas yra iš-mokyti analizuoti duomenis ir suprasti SPSS programos rezultatus, o tai reiškia, kad reikia suprasti programos naudojamus terminus. Kai kurios lentelės šiek tiek sutrumpintos, pašalinant su praktinio darbo tema mažai susijusias dalis. Be abejo, pateikiant rezultatus moksliniame straipsnyje ar studijų darbe lietuvių kalba, turi būti išversti į lietuvių kalbą ir angliški SPSS lentelių bei diagramų žodžiai, tačiau statistinių tyrimų rezultatų aprašymas ir pateikimas yra atskira tema ir šioje knygelėje nenagrinėjama.

Specialią prasmę turinčios teksto dalys - lietuviškų terminų angliški atitikmenys, angliški žodžiai tekste, SPSS meniu, mygtukų ir jungiklių pa-vadinimai - išskiriamos paryškintu arba pasvirusiu šriftu.

Nemaža problemų ruošiant knygelę sukėlė statistikos ir duomenų analizės terminai, nes kai kurie iš šių terminų literatūroje lietuvių kalba naudojami gana skirtingai. Knygelės autoriai daugiausia rėmėsi terminais, naudojamais knygose (Čekanavičius ir Murauskas, 2000; Čekanavičius ir Murauskas, 2002). Kompiuterinių terminų šaltiniu daugiausia buvo žody-nas (Dagienė ir kiti, 2005).

Autoriai tikisi, kad praktinių darbų knygelė „Psichologinių tyrimų duomenų analizė“ bus naudinga studentams ir visiems, kurie nori įgyti praktinių statistinės duomenų analizės taikymo įgūdžių visų pirma psi-chologijos srityje, tačiau taip pat ir kitose statistinių metodų taikymu pa-našiose mokslo šakose: sociologijoje ir edukologijoje, galbūt ekonomiko-je, medicinoje ir biologijoje. Linkime malonaus darbo ☺.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 1

Kolmogorovo-Smirnovo kriterijus. Šapiro-Vilk kriterijus. *t*-kriterijus nepriklausomoms ir priklausomoms imtims

Pirmajame praktiniame darbe nagrinėjamos dvi svarbios susijusios temos: 1) pirminė duomenų analizė siekiant įvertinti analizėje naudojamų statistinių dydžių (tyrimo kintamųjų) skirstinių normalumą ir rasti išskirtis; 2) dviejų labai svarbių vidurkių palyginimo kriterijų pakartojimas: nepriklausomų imčių *t*-kriterijaus (Stjudento¹, angl. *t test*) ir priklausomų imčių *t*-kriterijaus (porinio *t*-kriterijaus, angl. *paired t test*).

Prieš taikant statistinius kriterijus ir naudojant sudėtingesnius statistinius metodus, būtina gerai susipažinti su analizuojamais duomenimis ir išsiaiškinti tyrimo kintamųjų svarbiausias statistines savybes. Vienas iš svarbių uždavinių yra nustatyti duomenų empirinius kintamųjų reikšmių skirstinius ir kokiems iš žinomų teorinių jie yra artimi. Kiekybinių kintamųjų skirstiniai dažniausiai lyginami su normaliuoju, todėl ir šiame praktiniame darbe nagrinėjamas normalusis skirstinys. Hipotezei apie kintamojo skirstinio normalumą patikrinti naudojami Kolmogorovo-Smirnovo kriterijus (angl. *Kolmogorov-Smirnov test*) ir Šapiro-Vilk (angl. *Shapiro-Wilk test*) kriterijus.

Kintamojo reikšmių skirstinio nustatymas gali būti labai nelengvas ir kūrybinis uždavinys. Metodų ir rekomendacijų yra daug, tačiau formalaus visiems atvejams tinkančio algoritmo nėra, todėl tyrėjo meistriškumas ir patirtis yra labai svarbūs. Esminiu parametru yra turimos imties didumas. Jei reikšmių imtis nedidelė (dešimtys), tai vien iš jos skirstinio rūšies patikimai nustatyti neįmanoma. Tačiau ryškius nuokrypius nuo tam tikro skirstinio, pavyzdžiui, normaliojo, galima pastebėti ir iš nedidelės imties. Kita vertus, didelė imtis (keli šimtai ar tūkstančiai reikšmių) gali parodyti statistiškai reikšmingą nuokrypį nuo normaliojo skirstinio netgi tais atvejais, kai šis nuokrypis yra nedidelis ir neesminis.

Su skirstinio normalumu susijusi ir išskirčių problema. Jei kintamojo reikšmių aibėje stebimos išskirtys, tai reiškia (dažnai esminį) skirstinio

¹ Iš tikrųjų Stjudentą (anglų statistiko *William Sealy Gosset* pseudonimas) teisingiau sieti tik su *t*-kriterijumi vidurkiams palyginti lygių dispersijų atveju, o atvejis, kai dispersijos nelygios, buvo išnagrinėtas vėliau. Nelygių dispersijų *t*-kriterijus dar vadinamas Velčo (*Welch*) *t*-kriterijumi.

nenormalumą. Išskirtis pataisius arba pašalinus, dažnai pavyksta pakankamai priartinti skirstinį prie normaliojo.

Tiriant reikšmių skirstinių normalumą, svarbu žinoti, kokius duomenų analizės metodus ruošiamasi taikyti duomenims. Vieni statistinės analizės būdai yra gana jautrūs skirstinių nenormalumui ir išskirtims, pavyzdžiui, dispersinė analizė, Pirsono koreliacijos koeficientas; kiti yra palyginti stabilūs (angl. *robust*) ir jų rezultatai teisingi net ir esant gana nemažiams nuokrypiams nuo skirstinių normalumo. Gali būti naudojami ir neparametriniai metodai, iš viso nereikalaujantys skirstinių normalumo, nors apribojimai skirstiniams yra ir šiuose metoduose.

Skirstinių normalumo pažeidimų ir išskirčių įtaka rezultatams mažėja didėjant imčiai. Tačiau net ir labai didelėse imtyse pravartu susipažinti su naudojamų kintamųjų skirstiniais. Pradinė duomenų analizė padeda išaiškinti tyrimo duomenų ir tyrimo atlikimo patikimumą bei kokybę, parodo svarbias tyrimo ar tiriamųjų ypatybes, į kurias reikia atsižvelgti, parodo sisteminę tyrimo atlikimo klaidą.

Tiriant kintamųjų skirstinius, paprastai yra geriau klausti ne „ar skirstinys normalus?“², o „ar tam tikro skirstinio nuokrypiai nuo normaliojo yra esminiai (t. y. galintys rimtai iškreipti rezultatus), atsižvelgiant į planuojamus taikyti statistinės analizės metodus“.

Skirstinių tyrimas ir yra pirmoji šio darbo tema, toliau primenamas *t*-kriterijus, žinomas iš pirmojo statistikos kurso.

Darbo tikslai

1. Išmokti patikrinti hipotezę apie kintamojo skirstinio normalumą naudojant Kolmogorovo-Smirnovo ir Šapiro-Vilk kriterijus.
2. Išmokti naudoti asimetrijos ir statumo (eksceso) koeficientus skirstinio normalumui įvertinti.
3. Išmokti rasti bei pašalinti išskirtis.
4. Pakartoti *t*-kriterijų nepriklausomoms imtims.
5. Pakartoti *t*-kriterijų priklausomoms imtims.

Duomenys

duomenys_1A.sav

duomenys_1B.sav

² Psichologinių tyrimų duomenų kintamųjų skirstiniai retai būna tiksliai normalieji, pavyzdžiui, dėl to, kad kintamojo (sakysim, tam tikro testo skalės sumos) reikšmės gali kisti tik tam tikrame ribotame intervale.

I. Hipotezė apie kintamojo skirstinio normalumą. Kolmogorovo-Smirnovo kriterijus. Šapiro-Vilk kriterijus

Naudokite duomenis *duomenys_1A.sav*.

Patikrinkite hipotezę, kad sergančių ir nesergančių žmonių energija (matuojama gyvenimo kokybės klausimyno skale *energija ir nuovargis*) skiriasi. Naudokite kintamąjį *energija* ir kintamąjį *serga*, kuris nurodo, ar tiriamasis serga, ar ne. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Kintamasis *energija* yra intervalinis. Būtų galima taikyti parametrinį Stjudento *t* kriterijų nepriklausomoms imtims, jei šis kintamasis yra normaliai pasiskirstęs sergančių ir nesergančių žmonių populiacijose. Todėl pirmiausiai patikrinkite hipotezę apie kintamojo skirstinio normalumą ir nustatykite, ar galite taikyti *t*-kriterijų.

1 užduotis. Patikrinkite hipotezę apie kintamojo *energija* skirstinio normalumą naudodami Kolmogorovo-Smirnovo kriterijų ir Šapiro-Vilk kriterijų.

Meniu parinkite: Analyze → Descriptive Statistics → Explore → Dependent List → *energija*; Factor List → *serga*; Plots → pažymėkite Normality plots with tests; pažymėkite Histogram → OK.

Matyti, kad kintamojo *energija* skirstinys sergančiųjų populiacijoje statistiškai reikšmingai nesiskiria nuo normaliojo, nes $p = 0,167$ ir $p > \alpha$. Nesergančių imtyje Kolmogorovo-Smirnovo kriterijaus $p = 0,030$ ir $p < \alpha$, tad būtų negalima teigti, kad skirstinys yra normalusis. Tačiau Šapiro-Vilk kriterijus rodo, kad kintamojo skirstinys nesiskiria nuo normaliojo statistiškai reikšmingai abiejose imtyse, nes $p = 0,350$ ir $p = 0,154$. Taigi, abiejų kriterijų išvados ne visai sutampa, tačiau atsižvelgus dar ir į tai, kad turimos imtys gana didelės, bent jau galima teigti, kad skirstinių nuokrypių nuo normaliojo nėra dideli (kitais jais turėjo parodyti ir Šapiro-Vilk kriterijus).

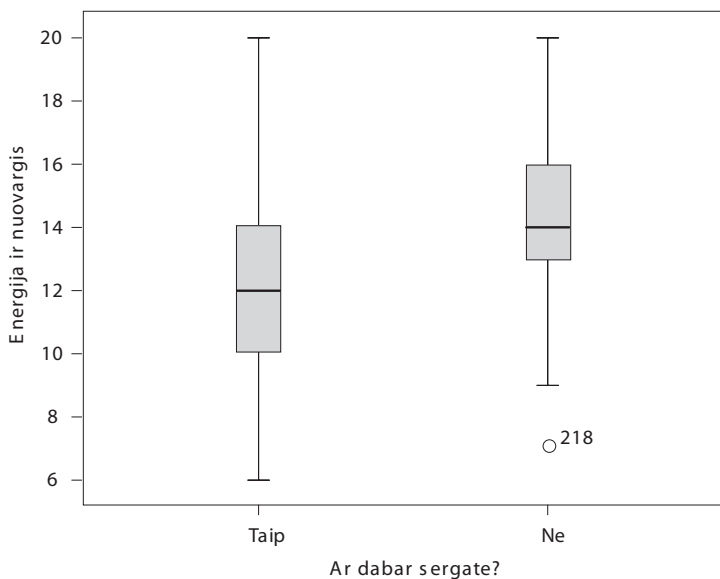
1.1 lentelė. Kolmogorovo-Smirnovo ir Šapiro-Vilk kriterijų rezultatai kintamajam *energija ir nuovargis*

Ar dabar sergate?	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	Df	Sig.
Taip	,085	87	,167	,984	87	,350
Ne	,094	99	,030	,981	99	,154

Asimetrijos ir eksceso koeficientai lygūs 0,094 ir -0,209 sergančiųjų imtyje; nesergančių imtyje šių koeficientų reikšmės lygios -0,187 ir -0,009. Asimetrijos ir eksceso koeficientų absoliutinės reikšmės yra arti nulio, tai rodo, kad abu skirstiniai tikriausiai yra artimi normaliesiems (tačiau reikia pažiūrėti ir į histogramas).

Vertinant skirstinio normalumą, šiuo metu daugiau rekomenduojamas Šapiro-Vilk kriterijus, o Kolmogorovo-Smirnovo kriterijų rekomenduojama naudoti ypač didelėms imtims – 2000 ir daugiau. Papildomas Šapiro-Vilk kriterijaus privalumas yra tas, kad jo statistika kiekybiškai įvertina skirstinio nuokrypį nuo normaliojo: kuo ši statistika arčiau vieneto, tuo skirstinys arčiau normaliojo.

Atsižvelkite į išskirtis, kurios gali turėti įtakos gaunamiems rezultatams. Išskirtis nustatykite pagal stačiakampę diagramą:



1.1 pav. Kintamojo *energija* stačiakampė diagrama sergantiems ir nesergantiems

Išskirtis nesergančių grupėje yra reikšmė, kurio eilutės numeris yra 218. Ši išskirtis yra tik sąlyginė, imtys gana didelės, todėl vargu, ar ši išskirtis rimčiau paveiks rezultatus. Tačiau dėl visa ko galima ją pašalinti ir pažiūrėti, kas nuo to pasikeis. Išskirtis pašalinti iš tam tikrų skaičiavimų

(tačiau paliekant duomenyse) patogiu su Select Cases: sąlyga turi būti $\$Casenum \sim = 218$ ⁽³⁾. Jei išskirčių būtų ne viena, o daugiau, reikėtų kelių sąlygų, sujungiant jas operatoriumi & (arba AND).

Pašalinę išskirtį nurodytu būdu, pakartokite analizę Descriptive Statistics → Explore procedūra.

1.2 lentelė. Kolmogorovo-Smirnovo ir Šapiro-Vilk kriterijų rezultatai pašalinus išskirtį

Ar dabar sergate?	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	Df	Sig.
Taip	,085	87	,167	,984	87	,350
Ne	,091	98	,044	,978	98	,094

Pašalinus išskirtį, rezultatai nesergančių imtyje pasikeitė nežymiai. Vadinasi, išskirtis yra neesminė, skirstiniai nėra labai skirtingi nuo normaliojo, todėl galima drąsiai taikyti *t* kriterijų populiacijų vidurkių skirtumui nustatyti.

II. Hipotezė apie dviejų nepriklausomų populiacijų vidurkių skirtumą. Stjudento *t* kriterijus nepriklausomoms imtims

Naudojami *duomenys_1A.sav*.

2 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad kintamojo *energija* vidurkiausiai sergančių ir nesergančių žmonių populiacijose skiriasi. Naudokite Studento *t* kriterijų nepriklausomoms imtims.

Pirmiausiai nustatykite, ar populiacijų dispersijas galite laikyti lygiomis, o tuomet tikrinkite hipotezę apie populiacijų vidurkių skirtumą. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Menui parinkite: Analyze → Compare Means → Independent Samples T-Test. Kintamąjį *energija* įkelkite į laukelį Test Variable(s), kintamąjį *serga* – į laukelį Grouping Variable. Paspauskite mygtuką Define Groups ir įrašykite grupių kodus. Sergančiųjų grupė koduojama 1, nesergančių – 2.

1.4 lentelės stulpelyje Levene's Test for Equality of Variances yra *F* statistikos reikšmė (1,553) ir *p*-reikšmė (0,214), kurios rodo, kad dispersijos statistiškai reikšmingai nesiskiria. Todėl toliau nagrinėkite pirmąją eilutę (Equal variances assumed). Jei dispersijos statistiškai reikšmingai skirtųsi, reikėtų nagri-

³ \$Casenum yra specialus SPSS kintamasis, reiškiantis duomenų eilutės numerį.

nėti antrąją eilutę (Equal variances not assumed). Lentelėje raskite p -reikšmę t kriterijui: SPSS pateikia apskaičiuotą statistinį reikšmingumą 0,000 (Sig. (2-tailed), tačiau aprašant rezultatus reikia rašyti, kad $p < 0,001$ (galima ir tiksliau, bet tada reikia pamatyti SPSS pateikiamą statistinį reikšmingumą didesniu tikslumu). Darome išvadą, kad kintamojo *energija* vidurkiai sergančių ir nesergančių žmonių populiacijose statistiškai reikšmingai skiriasi. Sergančiųjų *energijos* vidurkis (12,02) yra statistiškai reikšmingai mažesnis už nesergančiųjų (14,30).

1.3 lentelė. t kriterijaus aprašomoji statistika kintamajam *energija*

Ar dabar sergate?	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error of Mean
Taip	87	12,02	2,813	,302
Ne	98	14,30	2,475	,250

1.4 lentelė. *Levene* ir t kriterijų rezultatai kintamajam *energija*

	Levene's Test for Equality of Variances					
	F	Sig.	T	Df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference
Equal variances assumed	1,553	,214	-5,875	183	,000	-2,284
Equal variances not assumed			-5,830	172,6	,000	-2,284

3 savarankiška užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad sergančių ir nesergančių žmonių bendroji gyvenimo kokybė skiriasi. Naudokite kintamąjį *gk_bendr* ir kintamąjį *serga*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

a) Pirmiausiai ištirkite, ar galėsite naudoti t kriterijų, t. y. ar gyvenimo kokybės kintamasis *gk_bendr* sergančių ir nesergančių žmonių populiacijose pasiskirstęs normaliuoju dėsnio (tegu ir ne visai tiksliai). Atsižvelkite į asimetrijos ir eksceso koeficientus.

b) Patikrinkite, ar nėra išskirčių (nors ir tik sąlyginių), jei yra – jas pašalinkite ir pakartokite normalumo patikrinimą.

c) Nustatykite, ar duomenys patvirtina hipotezę, kad sergančių ir nesergančių žmonių bendroji gyvenimo kokybė skiriasi.

III. Hipotezė apie dviejų priklausomų populiacijų vidurkių skirtumą. Stjudento t kriterijus priklausomoms imtims (porinis t kriterijus)

Naudojami *duomenys_1B.sav*.

Patikrinkite hipotezę, kad 5-tos klasės mergaičių rašymo – lietuvių kalbos pažymių vidurkis didesnis nei matematikos pažymio vidurkis. Naudokite kintamuosius *prasliet* ir *pmat*, kurie atitinkamai nurodo rašymo – lietuvių kalbos ir matematikos pažymių vidurkius. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Kintamieji *prasliet* ir *pmat* yra intervalų matavimo. Būtų galima taikyti parametrinį Stjudento t -kriterijų priklausomoms imtims, jei šių kintamųjų skirstiniai yra normalieji arba nuo normalumo nukrypsta nedaug. Todėl pirmiausiai patikrinkite hipotezę apie kintamųjų skirstinių normalumą ir nustatykite, ar galite taikyti t kriterijų.

4 užduotis. Patikrinkite hipotezę apie kintamųjų *prasliet* ir *pmat* skirstinių normalumą naudodami Kolmogorovo-Smirnovo kriterijų ir Šapiro-Vilk kriterijų.

Pirmiausiai išrinkite mergaites: Data → Select Cases → If ... *lytis = 'm'*. Tuomet meniu parinkite: Analyze → Descriptive Statistics → Explore → Dependent List → *prasliet, pmat*; Plots → pažymėkite Normality plots with tests; pažymėkite Histogram.

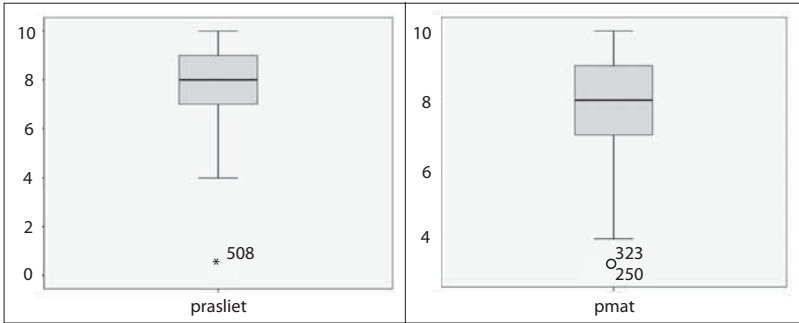
Matyti, kad kintamųjų *prasliet* ir *pmat* skirstiniai skiriasi nuo normaliojo statistiškai reikšmingai, nes Kolmogorovo-Smirnovo ir Šapiro-Vilk kriterijų $p < 0,001$ (1.5 lentelė).

1.5 lentelė. Kolmogorovo-Smirnovo ir Šapiro-Vilk kriterijų rezultatai

Tests of Normality

	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	Statistic	Df	Sig.	Statistic	df	Sig.
Prasliet	,190	275	,000	,882	275	,000
Pmat	,204	275	,000	,906	275	,000

Staciakampės diagramos (1.2 pav.) rodo, kad yra išskirčių, kurių eilės numeriai yra 508, 323 ir 250. Šias išskirtis tikslinga pašalinti iš skaičiavimo, naudojant Select Cases (žr. 1-ą užduotį).



1.2 pav. Kintamųjų *prasliet* ir *pmat* stačiakampės diagramos

Pakartokite normalumo patikrinimą. Kolmogorovo-Smirnovo ir Šapiro-Vilk kriterijų $p < 0,001$ rodo, kad skirstiniai statistiškai reikšmingai skiriasi nuo normaliojo. Kintamojo *prasliet* asimetrijos ir eksceso koeficientai lygūs atitinkamai $-0,862$ ir $0,347$; kintamojo *pmat* šie koeficientai yra $-0,754$ ir $0,015$. Taigi, abiejų kintamųjų skirstiniai pasižymi pastebima neigiama asimetrija, tačiau ji nėra didelė (didelė būtų artėjanti prie ± 2 ir daugiau). Imtis yra didelė, ją sudaro 275 reikšmės vienam kintamajam, todėl t -kriterijaus taikymo sąlygos bent apytiksliai yra tenkinamos.

5 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad 5-tos klasės mergaičių rašymo – lietuvių kalbos pažymių vidurkis statistiškai reikšmingai didesnis nei matematikos pažymio vidurkis. Naudokite Studento t kriterijų priklausomoms imtims. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Meniu parinkite: Analyze → Compare Means → Paired-Samples T Test. Pažymėkite kintamuosius *prasliet* ir *pmat* ir įkelkite juos į laukelį Paired Variables → OK.

1.6 lentelė. Porinio t kriterijaus aprašomoji statistika

		Mean	N	Std. Deviation	Std. Error of Mean
Pair 1	Prasliet	8,12	272	1,533	,093
	Pmat	7,90	272	1,582	,096

1.7 lentelė. Porinio t kriterijaus rezultatai

		Mean	Std. Deviation	Std. Error of Mean	Sig. (2-tailed)
Pair 1	prasliet - pmat	,221	1,088	,066	,001

Lentelėse 1.6 ir 1.7 matyti, kad $p = 0,001$, rašymo – lietuvių kalbos pažymių vidurkis lygus 8,12, o matematikos 7,90. Darome išvadą, kad mergaičių rašymo – lietuvių kalbos pažymių vidurkis statistiškai reikšmingai didesnis nei matematikos pažymio vidurkis.

6 savarankiška užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad 5-tos klasės berniukų rašymo – lietuvių kalbos pažymių vidurkis statistiškai reikšmingai didesnis nei matematikos pažymio vidurkis. Naudokite Stjudento t kriterijų priklausomoms imtims. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

a) Pirmiausiai išstirkite, ar galėsite naudoti t kriterijų, t. y. ar kintamieji *prasliet* ir *pmat* yra pasiskirstę normaliuoju dėsniu arba artimu jam. Atsižvelkite į asimetrijos ir eksceso koeficientus.

b) Patikrinkite, ar nėra išskirčių, jei yra – jas pašalinkite ir pakartokite normalumo patikrinimą.

c) Nustatykite, ar duomenys patvirtina hipotezę, kad 5-tos klasės berniukų rašymo – lietuvių kalbos pažymių vidurkis didesnis nei matematikos pažymio vidurkis.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Pasikliautinis intervalas.
2. Pasikliovimo lygmuo.
3. Statistinio reikšmingumo lygmuo.
4. Standartinė vidurkio paklaida.
5. Normalusis skirstinys.
6. Išskirtys. Sąlyginės išskirtys.
7. Stjudento skirstinys.
8. Nulinė hipotezė.
9. Alternatyvioji hipotezė.
10. Pirmos ir antros rūšies klaidos.
11. Statistinis kriterijus.
12. Kriterijaus galia.
13. Vienpusis kriterijus.
14. Dvipusis kriterijus.
15. Kriterijaus statistika.
16. p -reikšmė.
17. t -kriterijus.
18. Porinis t kriterijus.
19. Kolmogorovo-Smirnovo kriterijus.
20. Šapiro-Vilk kriterijus.

Veiksmai

1. Hipotezės apie skirstinio normalumą patikrinimas.
2. Išskirčių radimas ir šalinimas iš skaičiavimų.
3. Hipotezės apie dviejų nepriklausomų populiacijų vidurkių skirtumą patikrinimas.
4. Hipotezės apie dviejų priklausomų populiacijų vidurkių skirtumą patikrinimas.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 2

Neparametrinės hipotezės apie dviejų nepriklausomų ir priklausomų populiacijų skirstinių skirtumą

Šiame darbe nagrinėjami neparametriniai kriterijai, skirti palyginti dviejų populiacijų skirstinių padėtį (ar skirstiniai nėra pasislinkę vienas kito atžvilgiu): Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijus (angl. *Mann-Whitney-Wilcoxon test*), medianos kriterijus (*Median test*), Vilkoksono ženklų kriterijus (*Wilcoxon signed-rank test*), ženklų kriterijus (*Sign test*). Šie kriterijai yra nepriklausomų imčių t -kriterijaus ir porinio t -kriterijaus analogai, taikomi ranginių kintamųjų skirstinių palyginimui, bet tinkantys ir santykių/intervalinių kintamųjų analizei, kai kintamųjų skirstiniai nėra normalieji arba yra nežinomi.

Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijus naudojamas dviejų populiacijų skirtumams aptikti, kai lyginamas kintamasis yra ranginis arba santykių/intervalinis, kai netenkinamos parametrinio kriterijaus naudojimo sąlygos ar dėl jų abejojama. Šis kriterijus yra nepriklausomų imčių t -kriterijaus analogas.

Svarbu suprasti, kokį skirtumą tikrina Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijus⁴. Šis kriterijus lygina ne vidurkius, kaip t -kriterijus, ir ne skirstinius apskritai, kaip χ^2 -kriterijus, o skirstinių padėties poslinkį. Šio kriterijaus prielaida – reikšmių skirstinys abiejose populiacijoje yra vienodas⁵, tačiau vienoje populiacijoje skirstinys galbūt pasislinkęs kitos populiacijos skirstinio atžvilgiu. Taigi, skirstiniai neturi skirtis forma, bet gali skirtis padėtimi skaičių ašyje. Imtyse lyginamas kintamasis turi būti ne žemesnio matavimo lygio kaip ranginis. Taip pat reikia, kad nebūtų daug **jungtinių rangų** (angl. *tied ranks*), t. y. kad ranginis kintamasis turėtų pakankamai daug skirtingų reikšmių. Dažniausiai turėtų užtekti septynių skirtingų reikšmių⁶. Jei skirtingų reikšmių yra mažiau, reikėtų pagalvoti apie Kendalo τ arba analogiško koeficiento panaudojimą.

Medianos kriterijus tikrina, ar lyginamo kintamojo mediana skiriasi dviejose ir daugiau populiacijų. Šis kriterijus gali būti naudojamas panašiais tikslais kaip ir Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijus, tačiau yra ir skirtumų: 1) medianos kriterijus yra bendresnis, nes juo galima palyginti

⁴ Dar vadinamas Mano-Vitnio kriterijumi arba Mano-Vitnio U kriterijumi.

⁵ Nedideli skirstinių formos skirtumai leidžiami.

⁶ Šio reikalavimo svaba mažėja didėjant imčiai.

daugiau kaip dvi imtis; jį galima taikyti, kai stebima daug susijusių rangų; 2) tais atvejais, kai lyginamos dvi imtys ir Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijaus sąlygos yra įvykdytos, medianos kriterijus yra mažiau galingas.

Vilkoksono ženklų kriterijus taikomas dviems priklausomoms imtims ir atsižvelgia į dviejų matavimų skirtumų dydį ir ženklą. Šis kriterijus yra Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijaus analogas priklausomoms imtims.

Ženklų kriterijus panašus į Vilkoksono ženklų kriterijų, tačiau neatsižvelgia į skirtumų dydį, o tik į jų ženklą. Todėl ženklų kriterijus yra mažiau galingas už Vilkoksono ženklų kriterijų, kai pastarasis tinka. Ženklų kriterijų rekomenduojama naudoti, kai lyginamas ranginis kintamasis turi daug jungtinių rangų, pavyzdžiui, dėl mažo skirtingų reikšmių skaičiaus.

Darbo tikslai

1. Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijus. Išmokti patikrinti šiuo kriterijumi hipotezę apie dviejų populiacijų skirstinių skirtumą (tarpusavio poslinkį), kai imtys nepriklausomos.

2. Medianos kriterijus. Išmokti patikrinti šiuo kriterijumi hipotezę apie dviejų populiacijų skirstinių skirtumą (tarpusavio poslinkį), kai imtys nepriklausomos.

3. Vilkoksono ženklų kriterijus. Išmokti patikrinti šiuo kriterijumi hipotezę apie dviejų populiacijų skirstinių skirtumą (tarpusavio poslinkį), kai imtys priklausomos.

4. Ženklų kriterijus. Išmokti patikrinti šiuo kriterijumi hipotezę apie dviejų populiacijų skirtumą, kai imtys priklausomos.

Duomenys

duomenys_2A.sav

duomenys_2B.sav

duomenys_2C.sav

Užduotys

I. Hipotezė apie dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių skirtumą. Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijus

Naudojami *duomenys_2C.sav*.

1 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad vedę vyrai šeimos gerovę vertina aukščiau nei nevedę. Naudokite kintamuosius *seim66.3* ir *vedes* (1 – vedęs, 2 – kita). Statistinio reikšmingumo lygmuo $\alpha = 0,05$.

Vertybės „šeimos gerovė“ rangas šiame tyrime gali būti nuo 1 iki 8, nes respondentų buvo prašoma išrikiuoti aštuonias vertybes pagal jų santykinę svarbą – nuo svarbiausios (1 vieta) iki mažiausiai svarbios (8 vieta). Taigi, *seim66.3* yra tipiškas ranginis kintamasis, todėl tikslinga naudoti neparametrinį kriterijų skirstinių skirtumams (t. y. jų galimam tarpusavio poslinkiui) aptikti.

Meniu parinkite: Analize → Nonparametric Tests → 2 Independent Samples → įkelkite kintamąjį *seim66.3* į Test Variable List → įkelkite kintamąjį *vedes* į Grouping Variable laukelį → paspauskite mygtuką Define Groups → į laukelį Group1 įrašykite 1, į laukelį Group2 įrašykite 2 → Continue → Test Type pažymėkite (jei nepažymėta) Mann-Whitney U → OK.

2.1 lentelė rodo, kad vedusių vyrų šeimos gerovės įvertinimo vidutinis rangas lygus 174,37, kitokių vyrų – 260,10 (žr. 2.1 lentelę). Lentelėje 2.2 matyti, kad skirtumas statistiškai reikšmingas, $p < 0,001$. Vedę vyrai šeimos gerovę vertina daugiau nei nevedę.

2.1 lentelė. Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijaus rangų statistika

Šeimos gerovė	Vedęs	N	Mean Rank	Sum of Ranks
	Vedęs	56	174,37	9764,50
	Kita	444	260,10	115485,50
	Total	500		

2.2 lentelė. Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijaus rezultatai

	Šeimos gerovė
Mann-Whitney U	8168,500
Wilcoxon W	9764,500
Z	-4,300
Asymp. Sig. (2-tailed)	,000

II. Hipotezė apie dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių (medianų) skirtumą. Medianos kriterijus

Ranginis priklausomas kintamasis. Naudojami *duomenys_2A.sav*.

2 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad norinčių pasitarti su psichologu žmonių psichinė-emocinė sveikata yra blogesnė nei nenorinčių pasitarti, naudodami medianos kriterijų. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Parinkite meniu: Analyze → Nonparametric Tests → K Independent Samples → analizuojamą kintamąjį *psich_sv* įkelkite į laukelį Test Variable List → grupavimo kintamąjį *psich_pg* įkelkite į laukelį Grouping Variable → spauskite mygtuką Define Range → laukelyje Minimum įrašykite 1, laukelyje Maximum įrašykite 2 → Continue → Test Type pažymėkite Median (Kruskal-Wallis išjunkite) → OK.

2.3 lentelėje matyti, kad psichinės-emocinės sveikatos bendra mediana lygi 3. Norinčiųjų pasitarti su psichologu grupėje yra 6 reikšmės (17%), didesnės už medianą, ir 35 reikšmės (83%), mažesnės arba lygios medianai. Nenorinčiųjų pasitarti su psichologu grupėje tokių reikšmių yra atitinkamai 34 (26%) ir 99 (74%).

2.3 lentelė. Medianos kriterijaus aprašomoji statistika

		Ar norėtumėte dėl kokių nors asmeninių problemų pasitarti su psichologu ar kokių nors kitu specialistu?	
		Taip	Ne
Psichinė ir emocinė sveikata	> Median	6	34
	<= Median	35	99

2.4 lentelė. Medianos kriterijaus rezultatai

	Psichinė ir emocinė sveikata
N	174
Median	3,00
Chi-Square	2,115
Df	1
Asymp. Sig.	,146

Medianos kriterijus palygina skaičių reikšmių virš medianos grupėse naudodamas χ^2 kriterijų. Statistiškai reikšmingo skirtumo nėra, $p = 0,146$ (2.4 lentelė). Jei panaudotumėte galingesnį Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijų, tai statistiškai reikšmingą skirtumą gautumėte (padarykite tai savarankiškai): $p = 0,007$. Tačiau kintamasis „psichinė-emocinė sveikata“ turi tik penkias galimas skirtingas reikšmes, vadinasi, Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijaus naudojimo sąlygos ne visai tenkinamos. Geriausia, matyt, šias dvi imtis palyginti naudojant Crosstabs

ir Kendalo τ -c (padarykite tai savarankiškai): Kendalo τ -c = 0,185, $p = 0,009$. Norintys pasitarti su psichologu ar kitu specialistu dėl asmeninių problemų pasižymi blogesne psichine-emocine sveikata.

III. Hipotezė apie dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių (padėties) skirtumą. Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijus

Santykių/intervalinis lyginamas kintamasis. Naudojami *duomenys_2A.sav*.

3 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad našlių nerimas yra didesnis nei viengungių (netekėjusių). Naudokite kintamuosius *nerimas* ir *seimpad*. Kintamojo *seimpad* antroji kategorija reiškia viengungius (netekėjusius), ketvirtoji – našlius arba našles. Tegu pasirenkamas statistinio reikšmingumo lygmuo $\alpha = 0,05$.

Kintamasis *nerimas* yra intervalinis. Būtų galima taikyti parametrinį Studento t kriterijų nepriklausomoms imtims, jei šio kintamojo skirstinys yra nelabai tolimas nuo normaliojo abiejose populiacijose. Tačiau imtys yra labai mažos – buvo apklausta 20 viengungių ir 9 našliai, todėl parametrinių kriterijų taikymas abejotinas (nebent iš kitų šaltinių žinotume, kad kintamojo *nerimas* skirstinys artimas normaliajam).

Nubraižykite kintamojo *nerimas* stačiakampes diagramas viengungių ir našlių grupėse. Pirmiausia išrinkite viengungius ir našlius: Data → Select Cases → If... *seimpad* = 2 | *seimpad* = 4. Tuomet meniu parinkite: Analyze → Descriptive Statistics → Explore → Dependent List → *nerimas*; Factor List → *seimpad*; Plots → pažymėkite Normality plots with tests; pažymėkite Histogram.

Matyti, kad yra išskirčių, asimetrijos ir eksceso koeficientai abiejose grupėse yra dideli. Dėl mažos imties ir šių priežasčių taikykite neparametrinį Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijų.

Meniu parinkite: Analyze → Nonparametric Tests → 2 Independent Samples → įkelkite kintamąjį *nerimas* į Test Variable List → įkelkite kintamąjį *seimpad* į Grouping Variable laukelį → spauskite mygtuką Define Groups → į laukelį Group 1 įrašykite 2, į laukelį Group 2 įrašykite 4 → Continue → Test Type pažymėkite Mann-Whitney U → OK.

Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijaus rezultatai (2.5 lentelė) rodo, kad viengungių nerimo vidutinis rangas 12,90, našlių – 19,67. 2.6 lentelėje matyti, kad skirtumas statistiškai reikšmingas, $p = 0,047$. Darome išvadą, kad našlės patiria didesnį nerimą nei netekėjusios⁷.

⁷ Tai gali būti ir amžiaus skirtumų pasekmė.

2.5 lentelė. Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijaus rangų statistika

	Šeimyninė padėtis	N	Mean Rank	Sum of Ranks
Nerimas	Viengungis/-ė	20	12,90	258,00
	Našlys/-ė	9	19,67	177,00
	Total	29		

2.6 lentelė. Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijaus rezultatai

	Nerimas
Mann-Whitney U	48,000
Wilcoxon W	258,000
Z	-1,988
Asymp. Sig. (2-tailed)	,047
Exact Sig. [2*(1-tailed Sig.)]	,049

Panaudojus Stjudento t kriterijų, statistiškai reikšmingas skirtumas negautas, $p = 0,138$. Šiuo atveju saugiau taikyti Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijų, nes imtys nedidelės, yra išskirčių.

4 savarankiška užduotis. Naudojami *duomenys_2C.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad nevedę vyrai malonumus vertina daugiau nei vedę. Panaudokite kintamuosius *malo66.4* ir *vedes*. Taikykite Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijų, nes *malo66.4* yra ranginis kintamasis. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Išanalizuokite gautus rezultatus – vidutinius rangus, jų prasmę, ar skirtumas statistiškai reikšmingas, kuri populiacija malonumus vertina aukščiau.

5 savarankiška užduotis. Naudojami *duomenys_2A.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad moterų nerimas yra didesnis nei vyrų. Panaudokite t kriterijų (prieš tai ištikrinkite t kriterijaus taikymo sąlygas: kintamojo normalumo prielaidos išlaikymą, asimetrijos ir eksceso koeficientus, išskirtis) ir neparametrinius kriterijus, palyginkite rezultatus. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

IV. Hipotezė apie dviejų skirstinių padėties skirtumą, kai imtys priklausomos. Vilkoksono ženklų kriterijus. Ženklų kriterijus

Lyginami kintamieji ne žemesnio kaip ranginio lygio. Naudojami *duomenys_2B.sav*.

6 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad 11-toje klasėje mergaičių adaptacija yra geresnė nei 10-toje. Naudokite kintamuosius *adaptacija10* ir

adaptacija11. Žemesnė adaptacijos kintamojo reikšmė reiškia geresnę adaptaciją, todėl alternatyvioji hipotezė teigia, kad $adaptacija11 \leq adaptacija10$. Statistinio reikšmingumo lygmuo $\alpha = 0,05$.

Išrinkite mergaites: Select Cases → If... lytis = 2.

Lyginami kintamieji *adaptacija10* ir *adaptacija11* yra ranginiai, todėl naudokite neparametrinius kriterijus skirstinių padėties skirtumui aptikti.

Panaudokite Vilkoksono ženklų kriterijų. Meniu parinkite: Analyze → Nonparametric Tests → Two Related Samples Tests → įkelkite *adaptacija10*, *adaptacija11* į langelį Test Pairs → Wilcoxon palikite pažymėtą → OK.

2.7 lentelės neigiamų rangų eilutėje Negative Ranks matyti, kad 192 mergaičių adaptacijos kintamųjų skirtumas *adaptacija11-adaptacija10* yra neigiamas. Šių mergaičių kintamasis *adaptacija11* yra mažesnis nei kintamasis *adaptacija10*, o tai reiškia, kad adaptacija 11-oje klasėje yra geresnė nei 10-oje. Vidutinis adaptacijos rangas lygus 134,15. Eilutėje Positive Ranks galima rasti, kad 52 mergaičių adaptacijos kintamųjų skirtumas *adaptacija11-adaptacija10* yra teigiamas. Šių mergaičių kintamasis *adaptacija11* yra didesnis nei kintamasis *adaptacija10*, o tai reiškia, kad adaptacija 11-oje klasėje yra blogesnė nei 10-oje. Vidutinis adaptacijos rangas lygus 79,50. Eilutėje Ties matyti, kad 99 mergaičių adaptacija išliko tokia pati. *p* reikšmė ($p < 0,001$) rodo, kad adaptacija 10-oje ir 11-oje klasėse skiriasi statistiškai reikšmingai. Remiantis gautais rezultatais darome išvadą, kad 11-oje klasėje mergaičių adaptacija yra geresnė nei 10-oje. Hipotezė pasitvirtino.

2.7 lentelė. Vilkoksono ženklų kriterijaus rangų statistika

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) – adaptacijos gr. 10 kl.	Negative Ranks	192 ^a	134,15	25756,00
	Positive Ranks	52 ^b	79,50	4134,00
	Ties	99 ^c		
	Total	343		

a. Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) < adaptacijos gr. 10 kl.

b. Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) > adaptacijos gr. 10 kl.

c. Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) = adaptacijos gr. 10 kl.

2.8 lentelė. Vilkoksono ženklų kriterijaus rezultatai

	Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) – adaptacijos gr. 10 kl.
Z	-8,899
Asymp. Sig. (2-tailed)	,000

Tai pačiai hipotezei patikrinti panaudokite ženklų kriterijų. Meniu parinkite: Analyze → Nonparametric Tests → Two Related Samples Tests → įkelkite *adaptacija10*, *adaptacija11* į langelį Test Pairs → pažymėkite Sign → OK.

Rezultatų interpretacija analogiška Vilkoksono ženklų kriterijaus rezultatų analizei, tik ženklų kriterijus neskaičiuoja vidutinių rangų. Lentelės 2.9 eilutėje Negative Differences pateikti atvejai, kai adaptacija pagerėjo (192), eilutėje Positive Differences – atvejai, kai adaptacija pablogėjo (52), eilutėje Ties – atvejai, kai adaptacija nepakito. *p*-reikšmė ($p < 0,001$) rodo statistiškai reikšmingą skirtumą (2.10 lentelė). Mergaičių adaptacija 11-oje klasėje yra geresnė nei 10-oje.

2.9 lentelė. Ženklų kriterijaus skirtumų statistika

		N
Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) – adaptacijos gr. 10 kl.	Negative Differences ^a	192
	Positive Differences ^b	52
	Ties ^c	99
	Total	343

a. Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) < adaptacijos gr. 10 kl.

b. Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) > adaptacijos gr. 10 kl.

c. Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) = adaptacijos gr. 10 kl.

2.10 lentelė. Ženklų kriterijaus rezultatai

	Adaptacijos gr. 11 kl. (perkoduota) – adaptacijos gr. 10 kl.
Z	-8,899
Asymp. Sig. (2-tailed)	,000

V. Hipotezė apie dviejų priklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą. Vilkoksono ženklų kriterijus

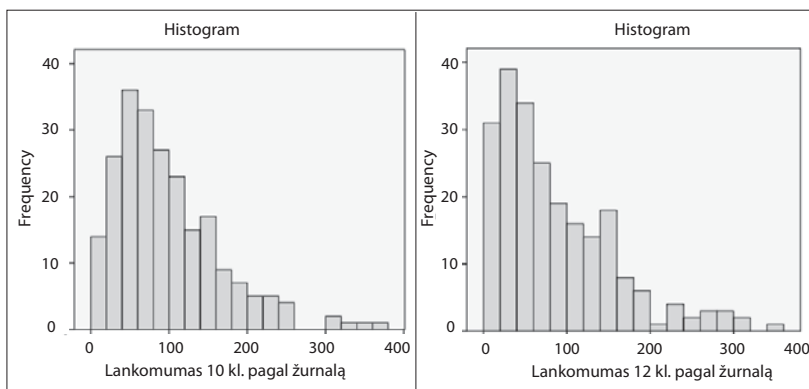
Santykių/intervaliniai lyginami kintamieji. Gali būti ir ranginiai, bet artimi intervaliniams (daug skirtingų reikšmių). Naudojama *duomenys_2B.sav*.

7 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad berniukai pamokas lanko geriau 12-oje klasėje negu 10-oje. Naudokite kintamuosius *lankom10* ir *lankom12*, kurie žymi praleistų pamokų skaičių 10-oje ir 12-oje klasėse. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Išrinkite berniukus: Select Cases → If... lytis = 1. Nubraižykite kintamųjų *lankom10* ir *lankom12* histogramas, raskite asimetrijos, eksceso

koeficientus, išskirtis, patikrinkite, kiek skirstiniai yra artimi normaliesiems: Analyze → Descriptive Statistics → Explore → Dependent List → *lankom10*, *lankom12*; Plots → pažymėkite Normality plots with tests; pažymėkite Histogram.

Kintamųjų histogramos, pavaizduotos 2.1 pav., rodo, kad skirstiniai yra gerokai asimetriški. Kolmogorovo-Smirnovo ir Šapiro-Vilk kriterijai rodo, kad skirstiniai skiriasi nuo normaliojo statistiškai reikšmingai, $p < 0,001$. Stačiakampėse diagramose (knygelėje nepateiktų) galima pastebėti, kad yra nemažai išskirčių. Nors imtis yra didelė (226 tiriamieji), dėl paminėtų duomenų charakteristikų nepatartina naudoti parametrinio Stjudento t kriterijaus priklausomoms imtis. Šiuo atveju reikia pasirinkti neparametrinius kriterijus populiacijų skirstinių skirtumams rasti.



2.1 pav. Praleistų pamokų skaičiaus 10-oje klasėje ir 12-oje klasėje histogramos

Panaudokite Vilkoksono ženklų kriterijų. Meniu parinkite: Analyze → Nonparametric Tests → Two Related Samples Tests → įkelkite *lankom10*, *lankom12* į langelį Test Pairs → Wilcoxon palikite pažymėtą → OK.

Lentelėje 2.11 neigiamų rangų eilutėje Negative Ranks galite rasti, kad 141 berniukų lankomumo kintamųjų skirtumas *lankom12-lankom10* yra neigiamas. Tai reiškia, kad 141 berniuko praleistų pamokų skaičius, kurį aprašo minėti kintamieji, yra mažesnis 12-oje klasėje. Kitaip tariant, šių moksleivių pamokų lankomumas 12-oje klasėje yra geresnis. Vidutinis praleistų pamokų rangas lygus 113,12. Eilutėje Positive Ranks matyti, kad 85 berniukų lankomumo kintamųjų skirtumas *lankom12-lankom10* yra teigiamas. Tai reiškia, kad 85 berniukų praleistų pamokų skaičius yra dides-

nis 12-oje klasėje, tad jų pamokų lankomumas 12-oje klasėje yra blogesnis. Vidutinis praleistų pamokų rangas lygus 114,14. p reikšmė (0,001) rodo, kad praleistų pamokų skaičius 10-oje ir 12-oje klasėse skiriasi statistiškai reikšmingai (2.12 lentelė). Darome išvadą, kad 12-oje klasėje pamokų lankomumas yra geresnis nei 10-oje.

2.11 lentelė. Vilkoksono ženklų kriterijaus rangų statistika

		N	Mean Rank	Sum of Ranks
Lankomumas 12 kl. pagal žurnalą – lankomumas 10 kl. pagal žurnalą	Negative Ranks	141 ^a	113,12	15949,50
	Positive Ranks	85 ^b	114,14	9701,50
	Ties	0 ^c		
	Total	226		

a. lankomumas 12 kl. pagal žurnalą < lankomumas 10 kl. pagal žurnalą

b. lankomumas 12 kl. pagal žurnalą > lankomumas 10 kl. pagal žurnalą

c. lankomumas 12 kl. pagal žurnalą = lankomumas 10 kl. pagal žurnalą

2.12 lentelė. Vilkoksono ženklų kriterijaus rezultatai

	Lankomumas 12 kl. pagal žurnalą – lankomumas 10 kl. pagal žurnalą
Z	-3,175 ^a
Asymp. Sig. (2-tailed)	,001

a. Based on positive ranks.

8 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_2B.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad moksleivių pažangumas 12-toje klasėje yra geresnis nei 10-oje klasėje. Naudokite kintamuosius *paz12vid* ir *paz10vid*. Panaudokite neparametrinius kriterijus ir parametrinį kriterijų – porinį t testą, prieš tai patikrinkite šio testo taikymo sąlygų įvykdymą. Palyginkite skirtingų kriterijų rezultatus. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Parametriniai ir neparametriniai kriterijai, jų skirtumai.
2. Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijus.
3. Medianos kriterijus.
4. Vilkoksono ženklų kriterijus.
5. Ženklų kriterijus.

6. Vidutinis rangas.
7. Jungtiniai (angl. *tied*) rangai.

Veiksmai

1. Hipotezės apie dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą (poslinkį) patikrinimas neparامتrinium Mano-Vitnio-Vilkoksono kriterijumi.
2. Hipotezės apie dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą (poslinkį) patikrinimas neparامتrinium medianos kriterijumi.
3. Hipotezės apie dviejų priklausomų populiacijų skirstinių skirtumą (poslinkį) patikrinimas neparامتrinium ženklų kriterijumi.
4. Hipotezės apie dviejų priklausomų populiacijų skirstinių skirtumą (poslinkį) patikrinimas neparامتrinium Vilkoksono ženklų kriterijumi.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 3

Empirinės tikimybės pasikliautinis intervalas. Hipotezė apie proporcijas vienai imčiai. Hipotezės apie proporcijas dviem nepriklausomoms ir priklausomoms imtims

Šis darbas skirtas empirinės tikimybės pasikliautinajam intervalui ir statistiniams kriterijams, taikomiems tikrinant hipotezes apie **proporcijas** (procentai ir tikimybės taip pat yra proporcijos).

Empirinės tikimybės⁸ pasikliautinis intervalas labai naudingas tiriamo įvykio ar savybės dažnio įvertinimui iš imties tiriamoje populiacijoje. Pavyzdžiui, kiek procentų Lietuvos jaunesnių klasių mokinių kenčia nuo kitų vaikų patyčių? Atlikus reikiamą tyrimą, šį procentą galima apskaičiuoti iš imties, jei ji gerai atstovauja tiriamą populiaciją. Tačiau imtis tik apytiksliai atitinka populiaciją, todėl svarbu žinoti, kiek iš imties apskaičiuotas procentas galėtų būti artimas tyrėją dominančiam procentui visoje populiacijoje. Šį galimą artumą kaip tik ir parodo empirinės tikimybės pasikliautinis intervalas.

Hipotezei apie empirinės tikimybės lygybę duotam skaičiui patikrinti naudojamas binominis kriterijus (angl. *Binomial test*). Hipotezei apie dviejų populiacijų empirinių tikimybių lygybę patikrinti taikomas χ^2 kriterijus (angl. *Chi-square*), kai imtys nepriklausomos, ir Maknemaro kriterijus (angl. *McNemar test*), kai imtys priklausomos. Maknemaro kriterijus remiasi χ^2 statistika ir reikalauja, kad lyginamas kintamasis būtų dvireikšmis. Šiuo kriterijumi galima patikrinti, ar empirinės tikimybės skiriasi priklausomose imtyse, pavyzdžiui, ar teigiamai vertinančių savo ateitį žmonių procentai prieš gydymą ir po jo yra skirtingi.

Darbo tikslai

1. Išmokti apskaičiuoti empirinės tikimybės pasikliautinąjį intervalą.
2. Išmokti patikrinti hipotezę apie empirinės tikimybės lygybę duotam skaičiui panaudojant binominį kriterijų.
3. Išmokti patikrinti hipotezę apie dviejų nepriklausomų populiacijų empirinių tikimybių lygybę panaudojant χ^2 kriterijų.
4. Išmokti patikrinti hipotezę apie dviejų priklausomų populiacijų empirinių tikimybių lygybę panaudojant Maknemaro kriterijų.

⁸ T. y. apskaičiuotos iš statistinio eksperimento, tyrimo.

Duomenys

duomenys_3A.sav

duomenys_3B.sav

Failai (rinkmenos)

propcint.xls

Užduotys

I. Empirinės tikimybės pasikliautinis intervalas

Duomenys *duomenys_3B.sav*.

1 užduotis. Apskaičiuokite, kiek procentų moterų nori pasitarti su psichologu ir šio procento 95% pasikliautinąjį intervalą. Naudokite kintamąjį *psich_pg*.

Pirmiausiai raskite, kiek moterų norėtų pasitarti su psichologu. Išrinkite moteris: Data → Select Cases.... If ... *lytis = 'm'*. Sudarykite dažnių lentelę: Analyze → Descriptive Statistics → Frequencies, įkelkite kintamąjį *psich_pg* į laukelį Variable(s). Laukelis Display frequency tables turi būti pažymėtas varnele. Gauta dažnių lentelė rodo, kad 23 moterys iš 91 atsakiusios moters nori pasitarti su psichologu. Tai sudaro 25,3% atsakiusių moterų.

Dabar atverkite Excel failą *propcint.xls*. Į klausimą dėl makrokomandų atsakykite: *Enable Macros*, nes makrokomandos šiuo atveju yra reikalingos. Pirmajame šio failo lape *Data* suveskite duomenis: eilutėje COUNT with given characteristic įrašykite norinčių pasitarti su psichologu moterų skaičių (23), o eilutėje TOTAL number in sample pateikite atsakiusių moterų skaičių (91). Empirinė tikimybė apskaičiuojama: $23/91=0,253$. Lape *Statistics* matyti šios empirinės tikimybės pasikliautinis intervalas 90%, 95% ir 99% pasikliovimo lygmenims. 95% pasikliautinis intervalas yra nuo 16,3% iki 34,2%.

2 savarankiška užduotis. Apskaičiuokite, kiek procentų vyrų nori pasitarti su psichologu ir šio procento 95% pasikliautinąjį intervalą.

3 savarankiška užduotis. Apskaičiuokite, kiek procentų moterų sako, kad joms trūksta pinigų dažnai arba nuolatos, ir raskite šio procento 99% pasikliautinąjį intervalą.

II. Hipotezė apie empirinės tikimybės lygybę duotajam skaičiui. Binominis kriterijus

Naudokite duomenis *duomenys_3B.sav*.

4 užduotis. Žinote, kad populiacijoje maždaug 45% vyrų rūko. Patikrinkite hipotezę, kad rūkančių vyrų vadovų procentas mažesnis už 45%. Naudokite kintamuosius *vadovai* ir *rukymas*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Išrinkite vyrus vadovus: Data → Select Cases...If *lytis* = 'v' & *vadovas* = 2. Patikrinkime hipotezę: Analyze → Non-parametric tests → Binomial... Dabar dirbkite lange Binomial Test. Į laukelį Test Variable List įkelkite kintamąjį *rukymas*. Nesumaišykite su kintamuoju *rukym!* Laukelyje Cut Point (padalijimo taškas) įrašykite skaičių 2, kuris dalija tiriamuosius į nerūkančius ir rūkančius.

Pirmąją grupę sudarys tie, kurių kintamojo *rukymas* reikšmės yra mažesnės arba lygios reikšmei, nurodytajai laukelyje Cut Point. Antrąją grupę sudarys tie, kurių kintamojo *rukymas* reikšmės yra didesnės už reikšmę, nurodytą laukelyje Cut Point.

Nagrinėjamu atveju kintamojo *rukymas* reikšmės 1 ir 2 reiškia nerūkančius, o 3-6 – rūkančius, todėl padalijimo tašku pasirenkame skaičių 2. Taigi, pirmąją grupę sudarys nerūkantys, antrąją – rūkantys.

Laukelyje Test Proportion įrašykite skaičių, su kuriuo lyginsite empirinę *pirmosios grupės* – *nerūkančių* – tikimybę. Norite patikrinti hipotezę, kad rūkančių yra mažiau kaip 45%, taigi nerūkančių procentas turėtų būti didesnis už 55%. Todėl į laukelį įrašykite 0,55. Dabar tikriname hipotezę, kad tikimybė atsakymo, jog respondentas nerūko, tiriamoje populiacijoje skiriasi nuo 0,55.

3.1 lentelė. Binominio kriterijaus rezultatai

	Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Asymp. Sig. (1-tailed)	
Ar Jūs kada nors mėginote pakeisti rūkymą?	Group 1	<= 2	29	,69	,55	,045
	Group 2	> 2	13	,31		
	Total		42	1,00		

Lentelėje 3.1 matyti, kad iš 42 vyrų vadovų 29 sakosi nerūkantys. Tai sudaro 69% atsakusių vyrų. Kriterijaus statistikos *p*-reikšmė lygi $p = 0,045$ ir rodo, kad empirinės tikimybės 0,69 (*Observed Prop.*) ir teorinės tikimybės 0,55 (*Test Prop.*) skirtumas yra statistiškai reikšmingas (0,05 lygmenyje).

Kadangi $0,69 > 0,55$, darome išvadą, kad nerūkančių vyrų vadovų yra daugiau kaip 55%, vadinasi, rūkančių vyrų vadovų yra mažiau kaip 45%.

Svarbu pastebėti, kad 3.1 lentelėje *Asymp.Sig.* stulpelyje parašyta „1-tailed“ (tikrinant naudotas vienpusis kriterijus). Tyrėjas vienpusį binominį kriterijų naudoja tada, kai iš anksto žino, kad tikrinama tikimybė gali nukrypti nuo tos, su kuria lyginame, tik į vieną pusę (nagrinėjamame pavyzdyje turėtų būti iš anksto žinoma, kad nerūkančio vadovo tikimybė negali būti mažesnė nei visoje populiacijoje). Ar teisingai SPSS elgiasi, kai (neklausdamas tyrėjo) pasirenka hipotezei patikrinti vienpusį kriterijų? Tai priklauso nuo tyrimo situacijos ir tikrinamos hipotezės. Apskritai žymiai dažniau naudojami dvipusiai kriterijai, o ne vienpusiai. Sakykim, prieš naudojant binominį kriterijų, hipotezė buvo, kad rūkančių vyrų vadovų procentas skiriasi nuo 45%, tačiau iš anksto nebuvo žinoma, kad rūkančių vyrų vadovų procentas gali būti tik mažesnis už 45%, o didesnis jis negali būti. Tada reiktų naudoti dvipusį binominį kriterijų, tačiau SPSS tokio pasirinkimo nėra⁹. Tačiau galima naudoti chi-kvadrato kriterijų (Analyze – Non-parametric tests – Chi-square) ir rūkymo kintamojo skirstinį lyginti su skirstiniu, kuriame nerūkančio vadovo tikimybė yra 0,55, o rūkančio yra 0,45. Šis uždavinys paliekamas skaitytojui išspręsti savarankiškai. Atsakymas yra $p = 0,067$, jei naudojamas asimptotinis (apytikslis) chi-kvadrato kriterijus, ir $p = 0,087$, naudojant tikslų kriterijų. Taigi, naudojant dvipusį kriterijų, statistiškai reikšmingo skirtumo nagrinėjamu atveju nėra.

5 savarankiška užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad daugumos (daugiau nei pusės) žmonių nerimas tiriamoje populiacijoje yra mažesnis už nerimo skalės norminį vidurkį, kuris yra lygus 19,5. Naudokite kintamąjį *nerimas*. Skaičių 19,5 įveskite į laukelį Cut Point. Žmonių, jaučiančių mažesnę nei norminis nerimą, turėtų būti daugiau kaip 50%. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

III. Hipotezė apie dviejų nepriklausomų populiacijų empirinių tikimybių lygybę. χ^2 kriterijus

Duomenys *duomenys_3B.sav*.

6 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad moterų, norinčių pasitarti su psichologu, procentas didesnis nei vyrų. Naudokite kintamuosius *lytis* ir *psich_pg*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

⁹ Kai kuriose kitose programose, pavyzdžiui, Stata arba R, galima apskaičiuoti ir dvipusio binominio kriterijaus p .

Meniu parinkite: *Analyze* → Descriptive Statistics → Crosstabs → kintamąjį *lytis* įkelkite į laukelį Row(s) (eilutės), kintamąjį *psich_pg* perkeltkite į laukelį Column(s) (stulpeliai) → mygtuku Statistics... atverkite langą Crosstabs: Statistics, laukelį Chi-Square pažymėkite varnele → mygtuku Cells... atverkite langą Crosstabs: Cell Display, laukelius Counts: Observed ir Percentages: Row pažymėkite varnele → Continue → OK.

Lentelėje 3.2 matyti, kad moterų, norinčių pasitarti su psichologu, tikrai yra šiek tiek daugiau. Iš 91 moters su psichologu nori pasitarti 23, tai sudaro 25,3%. Iš 83 vyrų pasitarti su psichologu nori 18, tai sudaro 21,7%. Šių proporcijų skirtumas nėra statistiškai reikšmingas. Tai rodo tiek asimptotinis χ^2 kriterijus ($p = 0,578$), tiek tikslusis Fišerio kriterijus ($p = 0,597$) (3.3 lentelė).

3.2 lentelė. Lyties ir noro pasitarti su psichologu ar kitu specialistu dvimatė dažnių lentelė

		Taip	Ne	Total
M	Count	23	68	91
	% within lytis	25,3%	74,7%	100,0%
V	Count	18	65	83
	% within lytis	21,7%	78,3%	100,0%
Total	Count	41	133	174
	% within lytis	23,6%	76,4%	100,0%

3.3 lentelė. χ^2 ir tiksliojo Fišerio kriterijų rezultatai

	Value	Df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	,310	1	,578	
Fisher's Exact Test				,597

7 savarankiška užduotis. Naudojami *duomenys_3B.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad vadovai nori pasitarti su psichologu dažniau nei vadovai. Patikrinkite šią hipotezę atskirai vyrams ir moterims. Naudokite kintamuosius *lytis*, *vadovai*, *psich_pg*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

IV. Hipotezė apie dviejų priklausomų populiacijų empirinių tikimybių lygybę. Maknemaro kriterijus

Naudojami *duomenys_3A.sav*.

8 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad nusiskundimai sveikata yra dažnesni nei noras pasitarti su psichologu tirtoje populiacijoje. Naudokite kintamuosius *p5nusvky* ir *p17pasps*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Meniu parinkite: Analyze → Nonparametric Tests → 2 Related Samples → Test Pair įtraukite *p5nusvky*, *p17pasps* → pažymėkite McNemar → OK.

Lentelė 3.4 rodo, kad nusiskundimų sveikata turi, bet su psichologu pasitarti nenori 96 tiriamieji. Tuo tarpu nusiskundimų sveikata neturi, bet su psichologu pasitarti nori tik 22 tiriamieji. Skirtumas statistiškai reikšmingas ($p < 0,001$, 3.5 lentelė). Kadangi $96 > 22$, galima daryti išvadą, kad nusiskundimai sveikata dažnesni nei noras pasitarti su psichologu.

3.4 lentelė. Nusiskundimų sveikata ir noro pasitarti su psichologu ar kitu kokiu nors specialistu dažnių lentelė

Ar turite nusiskundimų sveikata?	Ar norėtumėte dėl kokių nors asmeninių problemų pasitarti su psichologu ar kitu kokiu nors specialistu?	
	Taip	Ne
Taip	66	96
Ne	22	103

3.5 lentelė. Maknemaro kriterijaus rezultatai

	Ar turite nusiskundimų sveikata? & Ar norėtumėte dėl kokių nors asmeninių problemų pasitarti su psichologu ar kitu kokiu nors specialistu?
N	287
Chi-Square	45,161
Asymp. Sig.	,000

9 savarankiška užduotis. Naudokite *duomenys_3A.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad nusiskundimai sveikata yra dažnesni nei noras pasitarti su psichologu vyrų populiacijoje. Naudokite kintamuosius *lytis*, *p5nusvky*, *p17pasps*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Pasikliautinis intervalas. Pasiklovimo lygmuo.
2. Binominis kriterijus.
3. χ^2 kriterijus.
4. Maknemaro kriterijus.

Veiksmai

1. Empirinės tikimybės pasikliautinojo intervalo apskaičiavimas.
2. Hipotezės apie empirinės tikimybės lygybę skaičiui patikrinimas.
3. Hipotezės apie dviejų nepriklausomų populiacijų empirinių tikimybių lygybę patikrinimas χ^2 - kriterijumi.
4. χ^2 - kriterijaus taikymo sąlygos.
5. Hipotezės apie dviejų priklausomų populiacijų empirinių tikimybių lygybę patikrinimas.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 4

χ^2 kriterijus ir dviejų kintamųjų dažnių lentelės

χ^2 kriterijus labai populiarus psichologiniuose ir socialiniuose tyrimuose. Jis gali būti naudojamas gana įvairioms hipotezėms tikrinti. Statistikos požiūriu raštingas studentas turi gerai suprasti χ^2 kriterijų, gebėti nustatyti jo taikymo sąlygas, mokėti jį taikyti ir interpretuoti gautus rezultatus. Nesudėtingi χ^2 kriterijaus naudojimo atvejai pateikti ankstesniame praktikos darbe, o šiame darbe mokoma, kaip taikyti šį kriterijų, kai tikrinama:

- 1) hipotezė apie kintamojo skirstinių skirtumą dviejose ar daugiau populiacijų (χ^2 homogeniškumo kriterijus);
- 2) hipotezė apie empirinio skirstinio suderinamumą su teoriniu skirstiniu (χ^2 suderinamumo kriterijus);
- 3) hipotezė apie dviejų kintamųjų nepriklausomumą (χ^2 požymių nepriklausomumo kriterijus).

χ^2 kriterijus remiasi dviejų kintamųjų dažnių lentelėmis, vadinamomis porinėmis, dvimatėmis arba kryžminėmis dažnių lentelėmis (angl. *Crosstabulation Tables*, *Crosstabs*). Dviejų kintamųjų dažnių lentelė vaizduoja dvimatį dažnių skirstinį.

Paprasčiausia dvimatė dažnių lentelė gaunama, kai abu kintamieji yra dvireikšmiai. Pavyzdžiui, vienas iš kintamųjų yra respondento lytis, kitas – atsakymas „taip“ arba „ne“ į tam tikrą klausimą, tarkime: „Ar Jūs norėtumėte pasitarti su psichologu?“.

Tikrinant hipotezę apie kintamojo skirstinių skirtumą dviejose ar daugiau populiacijų, χ^2 kriterijus suras bet kokį lyginamų skirstinių skirtumą, jei imtys yra pakankamai didelės. Reikia pažymėti, kad Mano-Vitnio-Vilkoksono ir medianos kriterijai geba rasti tik jų centrų tarpusavio poslinkį. Pavyzdžiui, skirstinių centrai gali sutapti, bet viename reikšmės koncentruojasi daugiausia centre, o kitame koncentruojasi daugiausia kraštuose. χ^2 kriterijus tokius skirtumus gali aptikti.

Tikrinant hipotezę apie dviejų kintamųjų nepriklausomumą, tiriama dviejų nominalinių arba ranginių kintamųjų ryšiai, vadinamosios asociacijos. χ^2 kriterijaus statistika naudojama ryšio statistiniam reikšmingumui nustatyti, ji taip pat įeina į kai kurių ryšio stiprumą įvertinančių koeficientų formules. Šiame darbe pateikiami svarbiausi nominalinių kintamųjų ryšio koeficientai.

Kai χ^2 kriterijus netinka, nes imtis per maža, jį pakeičia tikslusis Fišerio kriterijus (lentelei 2×2 , tačiau yra iš šio kriterijaus analogai didesnėms lentelėms)¹⁰.

χ^2 kriterijus ir jo taikymas išsamiai aprašyti daugelyje knygų (pavyzdžiui, Čekanavičius ir Murauskas, 2000, p. 49–50, p. 197–198).

Darbo tikslai

1. Išmokti suskirstyti tiriamuosius į panašaus dydžio grupes pagal santykių/intervalinį kintamąjį.
2. Išmokti patikrinti hipotezę apie kintamojo skirstinių skirtumą dviejose ar daugiau populiacijų panaudojant χ^2 kriterijų.
3. Išmokti patikrinti hipotezę apie empirinio skirstinio suderinamumą su teoriniu panaudojant χ^2 kriterijų.
4. Išmokti patikrinti hipotezę apie dviejų kintamųjų nepriklausomumą naudojant χ^2 kriterijų.
5. Išmokti įvertinti ryšio stiprumą naudojant ryšio koeficientus nominaliniams kintamiesiems.
6. Išmokti panaudoti tikslųjį Fišerio kriterijų.

Duomenys

duomenys_4A.sav

duomenys_4B.sav

duomenys_4C.sav

Užduotys

I. Tiriamųjų suskirstymas į grupes pagal intervalinį kintamąjį

Naudojami *duomenys_4A.sav*.

1 užduotis. Suskirstykite visus tiriamuosius į tris streso grupes: 1 grupė – didesnis stresas, 2 – vidutinis, 3 – mažas stresas. Grupes sudarykite taip, kad jos būtų kiek galima panašesnės dydžio. Jei nepavyks sudaryti visai lygių grupių, mažesnės grupės bus kraštinės. Naudokite kintamąjį *ryderis*. Didėsne skalės reikšmė koduoja mažesnę stresą.

Meniu parinkite: Analyze → Descriptive Statistics → Frequencies → įkelkite kintamąjį *ryderis* → OK.

Lentelė 4.1 rodo, kad yra 190 tiriamųjų, kuriems įvertintas stresas. Reikia tiriamuosius suskirstyti į 3 maždaug vienodas grupes, tad kiekvienoje

¹⁰ SPSS programoje šiuos kriterijus galima naudoti, jei yra įdiegtas tikslųjų kriterijų (angl. *Exact Tests*) modulis.

grupėje turėtų būti 33,3% tiriamųjų (bent jau procentas turėtų būti artimas šiam skaičiui). Dažnių lentelė rodo, kad iki reikšmės 16 imtinai yra 27,9% tiriamųjų streso reikšmių. Iki reikšmės 17 imtinai būtų 40,5% reikšmių, taigi, per daug. Todėl padalijimo tašku pasirenkite kintamojo *ryderis* reikšmę 16. Tašku, skiriančiu vidutinį stresą nuo žemo, pasirinkite reikšmę 20, nes iki jos imtinai yra 69,5% tiriamųjų reikšmių (taigi, virš jos yra 30,5% tiriamųjų).

4.1 lentelė. Streso skalės dažnių lentelė

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	8	1	,5	,5	,5
	9	2	1,0	1,1	1,6
	10	2	1,0	1,1	2,6
	11	2	1,0	1,1	3,7
	12	3	1,5	1,6	5,3
	13	5	2,5	2,6	7,9
	14	15	7,5	7,9	15,8
	15	10	5,0	5,3	21,1
	16	13	6,5	6,8	27,9
	17	24	12,0	12,6	40,5
	18	13	6,5	6,8	47,4
	19	25	12,5	13,2	60,5
	20	17	8,5	8,9	69,5
	21	22	11,0	11,6	81,1
	22	9	4,5	4,7	85,8
	23	9	4,5	4,7	90,5
	24	7	3,5	3,7	94,2
	25	7	3,5	3,7	97,9
	26	3	1,5	1,6	99,5
28	1	,5	,5	100,0	
	Total	190	95,0	100,0	
Missing	System	10	5,0		
Total		200	100,0		

Sukurkite naują kintamąjį *stres4*, reiškiantį tiriamojo streso grupę. Kintamojo *stres4* reikšmes suskaičiuokite perkoduodami kintamojo *ryderis* reikšmes. Naudokite Transform → Recode into Different Variables → įkelkite kintamąjį *ryderis* į perkoduojamų kintamųjų sąrašą → Output Variable

laukelyje Name įrašykite *stres4* → Change → atverkite langą Old and New Values → užduokite reikšmių intervalą Range būdu, intervalo kodą įrašykite į New Values, mygtuku Add įtraukite į perkodavimų sąrašą; pakartokite komandas visiems trimis intervalams → OK.

2 savarankiška užduotis. Duomenys *duomenys_4A.sav*. Suskirstykite tiriamuosius į tris maždaug vienodo dydžio amžiaus grupes. Naudokite kintamąjį *amzius*.

II. Hipotezė apie skirstinių skirtumą dviejose ar daugiau populiacijų. χ^2 kriterijus homogeniškumo hipotezėms patikrinti

Duomenys *duomenys_4A.sav*.

3 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad sukurto kintamojo *stres4* skirstiniai skiriasi vyrų ir moterų populiacijose. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Meniu parinkite: Analyze → Descriptive Statistics → Crosstabs → kintamąjį *lytis* įkelkite į laukelį Row(s) (eilutės), kintamąjį *stres4* perkeltkite į laukelį Column(s) (stulpeliai) → mygtuku Statistics... atverkite langą Crosstabs: Statistics, laukelį Chi-Square pažymėkite varnele → mygtuku Cells... atverkite langą Crosstabs: Cell Display, laukelius Counts: Observed ir Percentages: Row pažymėkite varnele Continue → OK.

Lentelėje 4.2 matyti, kad 31% moterų patenka į pirmąją (didesnio streso) grupę, 37% į antrąją (vidutinio streso) grupę ir 32,0% į trečiąją (mažesnio streso) grupę. Vyrų pasiskirsto į tris grupes taip: 24,4%; 46,7%; 28,9%. Vyrų yra palyginti daugiau vidurinėje grupėje ir palyginti mažiau kraštinėse grupėse. Tačiau šis skirtumas, kaip rodo χ^2 kriterijus, nėra statistiškai reikšmingas ($p = 0,378$). Vyrų ir moterų streso grupių skirstiniai statistiškai reikšmingai nesiskiria.

4.2 lentelė. Lyties ir trijų streso grupių dažnių lentelė

			stres4			
			1,00	2,00	3,00	Total
Lytis	m	Count	31	37	32	100
		% within lytis	31,0%	37,0%	32,0%	100,0%
	v	Count	22	42	26	90
		% within lytis	24,4%	46,7%	28,9%	100,0%
	Total	Count	53	79	58	190
		% within lytis	27,9%	41,6%	30,5%	100,0%

Lentelės 4.3 eilutėje *Pearson Chi-Square*, stulpelyje *Value* pateikta χ^2 kriterijaus statistika. Kuo ši reikšmė didesnė, tuo mažiau tikėtina, kad toks procentų skirtumas atsirado atsitiktinai. Stulpelyje *df* parodytas χ^2 kriterijaus statistikos laisvės laipsnių skaičius. Laisvės laipsniai yra gana sudėtinga matematinės statistikos sąvoka. Nesigilinant į sudėtingą matematikos aparatą galima sakyti, kad statistikos laisvės laipsnių skaičius reiškia, iš kelių nepriklausomų atsitiktinių dydžių apskaičiuota statistika.

4.3 lentelė. χ^2 kriterijaus rezultatai

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	1,945 ^a	2	,378
Likelihood Ratio	1,948	2	,378
N of Valid Cases	190		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 25,11.

χ^2 kriterijaus statistikos reikšmė ir laisvės laipsnių skaičius naudojami procentų skirtumo statistiniam reikšmingumui apskaičiuoti. Ši reikšmė pateikiama lentelės 4.3 *Asymp. Sig.* stulpelyje. Kuo mažesnis apskaičiuotas statistinis reikšmingumas, tuo mažiau tikėtina, kad du skirstiniai nesiskiria. Apskaičiuota procentų skirtumo statistinio reikšmingumo reikšmė lygi 0,378. Tikimybė, kad toks skirtumas atsirado atsitiktinai, yra didelė. Todėl, remiantis vien šiuo tyrimu, būtų rizikinga teigti, kad kintamojo *stres4* skirstiniai skiriasi vyrų ir moterų populiacijose.

Pastaba po lentele 4.3 sako, kad nėra langelių, kuriose stebimas dažnis būtų mažesnis už 5; minimalus laukiamas dažnis yra 25,11 (angl. *0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 25,11*). χ^2 kriterijus yra apytikslis, netinkamas per mažoms imtims. Ši pastaba padeda nuspręsti, ar imtis yra pakankamo didumo. Paprastai yra reikalaujama, kad skaičius langelių, kuriuose lauktinos reikšmės yra mažesnės už 5, būtų ne daugiau kaip 20% nuo bendro langelių skaičiaus lentelėje, o mažiausia lauktina reikšmė būtų ne mažesnė už vienetą (Cochran, 1952, p. 315-345)¹¹. Pavyzdyje abi šios sąlygos įvykdytos. Todėl χ^2 kriterijų galima naudoti. Kai nors viena iš šių dviejų sąlygų neįvykdyta, χ^2 kriterijus yra abejotinas ir vietoj jo geriau naudoti tikslius kriterijus (pavyzdžiui,

¹¹ Kai kurie specialistai mano, kad ši taisyklė per daug konservatyvi, ypač jei eilučių ir stulpelių skaičiai lentelėje nėra maži (žr., pavyzdžiui, Conover, 1999, pp. 204-216). Conover siūlo taisyklę, pagal kurią mažiausia laukiama reikšmė turi būti bent 0,5 ir kad bent pusė laukiamų reikšmių būtų virš vieneto.

Fišerio). Dažnai taip pat galima pertvarkyti kurį nors iš lentelės kintamųjų, sujungiant kategorijas.

2 × 2 lentelėms paprastai reikalaujama, kad visi langeliai turėtų laukiamas reikšmes, ne mažesnes už 5.

4 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_4B.sav*. Palyginkite savo sveikatos įvertinimą miestų, rajonų centrų, miestelių rajonuose, kaimo gyvenviečių populiacijose. Naudokite kintamuosius *gyvvieta* ir *sveikat4*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Lyginkite sveikatos kintamojo skirstinius keturiose imtyse. Meniu parinkite: Analyze → Descriptive Statistics → Crosstabs → kintamąjį *gyvvieta* įkelkite į laukelį Row(s) (eilutės), kintamąjį *sveikat4* perkelkite į laukelį Column(s) (stulpeliai) → mygtuku Statistics... atverkite langą Crosstabs: Statistics, laukelį Chi-Square pažymėkite varnele → mygtuku Cells... atverkite langą Crosstabs: Cell Display, laukelius Counts: Observed ir Percentages: Row pažymėkite varnele → Continue → OK.

Lentelė 4.4 rodo, kad stebimos sveikatos kintamojo kiekvienos kategorijos tikimybės yra panašios visose grupėse. Skirstiniai statistiškai reikšmingai nesiskiria, $p = 0,190$ (4.5 lentelė). Atkreipkite dėmesį į pastabą po rezultatų lentele: “1 cells (6,3%) have expected count less than 5”. Tai pažeidžia χ^2 kriterijaus taikymo prielaidas. Tačiau tokių langelių yra tik vienas, o lentelė didelė, sudaryta iš 16 langelių, todėl šis pažeidimas yra neesminis.

4.4 lentelė. Gyvenamosios vietos ir sveikatos kategorijų dažnių lentelė

		Sveikata sujungus 4 ir 5				
		Labai gera	Pakankamai gera	Vidutinė	Nelabai gera ir bloga	Total
Miestas	Count	49	152	69	17	287
	%	17,1%	53,0%	24,0%	5,9%	100,0%
Rajono centras	Count	5	20	5	1	31
	%	16,1%	64,5%	16,1%	3,2%	100,0%
Miestelis rajone	Count	16	39	26	4	85
	%	18,8%	45,9%	30,6%	4,7%	100,0%
Kaimo gyvenvietė	Count	28	88	63	19	198
	%	14,1%	44,4%	31,8%	9,6%	100,0%
Total	Count	98	299	163	41	601
	%	16,3%	49,8%	27,1%	6,8%	100,0%

4.5 lentelė. Gyvenamosios vietos ir sveikatos kategorijų χ^2 kriterijaus rezultatai

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	12,424 ^a	9	,190

a. 1 cells (6,3%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 2,11.

5 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_4B.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad atsakymų į klausimą apie mėginimus pakeisti rūkymą skirstiniai skiriasi skirtingose gyvenamosios vietos populiacijose. Naudokite kintamuosius *rukmeпа2*, *gyvvieta*. Jei bus langelių su per mažais tikėtiniais dažniais, pabandykite taip sujungti arba išmesti kategorijas, kad tokių dažnių nebūtų. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

III. Hipotezė apie empirinio skirstinio suderinamumą su teoriniu skirstiniu. χ^2 kriterijus suderinamumo hipotezėms tikrinti

Duomenys *duomenys_4B.sav*.

6 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad vertybės *šeimos gerovė* įvertinimų skirstinys skiriasi nuo skirstinio su vienodomis rangų 1, 2 ... 8 tikimybėmis. Naudokite kintamąjį *seim66.3*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Tiriamieji vertybes turėjo išrikiuoti pagal jų svarbą. Jei tiriamai populiacijai šeimos vertybė yra vienodai svarbi, palyginus su kitomis, maždaug vienodai tiriamųjų turėjo paskirti šiai vertybei 1-ą, 2-ą, ... , 8-tą vietą. Tuomet kintamojo *seim66.3* kiekvienos kategorijos, žyminčios paskirtą vietą, tikimybės turėtų būti lygios.

Parinkite meniu: Analyze → Nonparametric Tests → Chi-Square ... → kintamąjį *seim66.3* įkelkite į Test Variable List → įjunkite All categories equal → OK.

Lentelė 4.6 rodo, kad kintamojo skirstinys statistiškai reikšmingai skiriasi nuo tolygaus skirstinio su vienodomis visų kategorijų tikimybėmis, $p < 0,001$ (4.7 lentelė). *Šeimos gerovės* vertybei skiriama 1-oji vieta 165 kartus, 2-oji – 138 kartus, 3-ioji – 85 kartus. Šie stebimi dažniai viršija tikėtiną dažnį, lygų 66,1. Tuo tarpu 5-os, 6-tos, 7-tos, 8-tos vietos dažniai, atvirkščiai, gerokai mažesni už tikėtiną dažnį. Vadinasi, tiriamoje populiacijoje vertybė *šeimos gerovė* vertinama gerokai aukščiau, nei galima būtų tikėtis tuo atveju, jei populiacija šią vertybę vertintų taip pat kaip ir kitas.

4.6 lentelė. Šeimos gerovės svarbos skirstinys ir jo palyginimas su lygių tikimybių skirstiniu

	Observed N	Expected N	Residual
1	165	66,1	98,9
2	138	66,1	71,9
3	85	66,1	18,9
4	67	66,1	,9
5	33	66,1	-33,1
6	16	66,1	-50,1
7	12	66,1	-54,1
8	13	66,1	-53,1
Total	529		

4.7 lentelė. χ^2 kriterijaus rezultatai

	Šeimos gerovė
Chi-Square	372,943
df	7
Asymp. Sig.	,000

7 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_4B.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad savo sveikatos vertinimas pasikeitė lyginant su ankstesnių metų tyrimų rezultatais. Ankstesni tyrimai rodo, kad tiriamoje populiacijoje 15% žmonių sako, kad jų sveikata yra labai gera, 50% – kad sveikata yra gera, 27% – kad vidutinė, 8% – kad nelabai gera ir bloga. Naudokite kintamąjį *sveikat4*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Parinkite meniu: Analyze → Nonparametric Tests → Chi-Square ... → kintamąjį *sveikat4* įkelkite į Test Variable List → Expected Values pasirinkite Values, mygtuku Add įrašykite tikėtinas tikimybes (galima ir dažnius) *0,15; 0,50; 0,27; 0,08* į Values sąrašą → OK.

Lentelė 4.8 lentelė rodo, kad stebimi dažniai (*Observed N*) yra panašūs į laukiamus (*Expected N*). Naujasis atsakymų skirstinys statistiškai reikšmingai nesiskiria nuo ankstesnių duomenų, $p = 0,762$ (4.9 lentelė). Vadinasi, nėra pagrindo tvirtinti, kad dabar tiriamos populiacijos sveikata, remiantis jų pačių nuomone, skiriasi nei buvo anksčiau.

4.8 lentelė. Savo sveikatos vertinimų dažniai

	Observed N	Expected N	Residual
Labai gera	98	92,0	6,1
Pakankamai gera	305	306,5	-1,5
Vidutinė	167	165,5	1,5
Nelabai gera arba bloga	43	49,0	-6,0
Total	613		

4.9 lentelė. χ^2 kriterijaus rezultatai

	Savo sveikatos vertinimas perkoduotas i 4 grupes
Chi-Square	1,163
df	3
Asymp. Sig.	,762

IV. Hipotezė apie dviejų kintamųjų nepriklausomumą.

χ^2 kriterijus požymių nepriklausomumo hipotezėms tikrinti

8 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_4C.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad lytis turi įtakos nusiskundimams sveikata. Naudokite kintamuosius *lyt* ir *k15*. Kintamojo *k15* reikšmė 1 koduoja nusiskundimą sveikata, reikšmė 2 rodo, kad nusiskundimų sveikata nėra. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Meniu parinkite: Analyze → Descriptive Statistics → Crosstabs → kintamąjį *lyt* įkelkite į laukelį Row(s) (eilutės), kintamąjį *k15* perkelkite į laukelį Column(s) (stulpeliai) → mygtuku Statistics... atverkite langą Crosstabs: Statistics, pažymėkite varnele laukelius Chi-Square, Contingency coefficient, Phi and Cramer's V, Uncertainty coefficient → mygtuku Cells... atverkite langą Crosstabs: Cell Display, laukelius Counts: Observed ir Percentages: Row pažymėkite varnele → Continue → OK.

Lentelėje 4.10 matyti, kad berniukai rečiau skundžiasi sveikata: iš 120 berniukų tik 18 turi nusiskundimų (15,0%), o iš 177 mergaičių besiskundžiančių yra net 67 (37,9%). Šis empirinių tikimybių skirtumas yra statistiškai reikšmingas: Pirsono χ^2 kriterijaus statistikos *p*-reikšmė $p < 0,001$ (4.11 lentelė). Lytis ir nusiskundimai sveikata yra susiję.

Ar šis ryšys stiprus? Simetriniai ryšio koeficientai (angl. *Symmetric Measures*) yra panašūs: *Kramerio V* = 0,248, koeficientas *phi* = -0,248 (dvi-reikšmių požymių porinėse lentelėse *Kramerio V* ir *phi* absoliutiniu didumu sutampa), kontingencijos koeficientas = 0,241 (4.12 lentelė).

Lentelėje 4.13 asimetrinis ryšio koeficientas – neapibrėžtumo koeficientas (*Uncertainty Coefficient*) – pateiktas trimis atvejais: kai lytis priklauso nuo nusiskundimų buvimo ar nebuvimo (*lyt Dependent*); kai nusiskundimai priklauso nuo lyties (*kl5 Dependent*); kai abu požymiai lygiaverčiai (*Symmetric*). Pasirinkite tinkamą atvejį, t. y. kai nusiskundimai priklauso nuo lyties. Neapibrėžtumo koeficientas lygus 0,054 ($p < 0,001$). Tai reiškia, kad lyties žinojimas sumažina nusiskundimų buvimo ar nebuvimo prognozės klaidą 5,4%, palyginus su atveju, kai lytis nežinoma.

4.10 lentelė. Berniukų ir mergaičių nusiskundimo sveikata (yra / nėra) dažniai

Count		Yra	Nėra	Total
lyt	Berniukai	18	102	120
	Mergaitės	67	110	177
	Total	85	212	297

4.11 lentelė. χ^2 kriterijaus rezultatai

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	18,283 ^a	1	,000

4.12 lentelė. Simetriniai ryšio matai

	Value	Approx. Sig.
Phi	-,248	,000
Cramer's V	,248	,000
Contingency Coefficient	,241	,000

4.13 lentelė. Kryptingi ryšio matai – neapibrėžtumo koeficientas

	Value	Asymp. Std. Error ^a	Approx. T	Approx. Sig.
Symmetric	,051	,022	2,304	,000 ^c
lyt Dependent	,048	,021	2,304	,000 ^c
kl5 Dependent	,054	,023	2,304	,000 ^c

9 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_4B.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad nusiskundimai sveikata ir šeimyninė padėtis susiję. Raskite, kam lygus *Kramerio V* ryšio koeficientas. Nustatykite, kuriame langelyje yra mažiausias tikėtinas dažnis, kam jis lygus. Sujunkite kategorijas, jei tikėtini dažniai yra labai maži. Naudokite kintamuosius *seimpad* ir *sveikata*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

V. Tikslusis Fišerio kriterijus

Tikslojo Fišerio kriterijaus p reikšmė yra parodoma SPSS porinių dažnių lentelių analizės rezultatuose, kai lentelė yra 2×2 . Kitais atvejais, norint apskaičiuoti tikslojo Fišerio¹² kriterijaus statistikos p reikšmę, reikia Analize → Descriptive Statistics → Crosstabs → Exact ... → varnele pažymėti laukelį Exact¹³. Čia taip pat galima pakeisti skaičiavimo laiko apribojimą vienam testui (SPSS programos reikšmė yra 5 minutės).

10 savarankiška užduotis. Anksčiau atliktoje užduotyje išbandykite tikslųjį Fišerio kriterijų. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Porinė (dviejų kintamųjų) dažnių lentelė.
2. Eilučių ir stulpelių stebimų dažnių sumos, langelių stebimų dažnių procentai nuo eilučių ir stulpelių sumų.
3. Porinės dažnių lentelės tikėtini dažniai (*Expected Values*).
4. χ^2 kriterijus.
5. Fišerio tikslios tikimybės kriterijus porinei dažnių lentelei.
6. Simetriniai ir asimetriniai ryšio koeficientai.
7. *Kramerio V* koeficientas, *phi* koeficientas, kontingencijos koeficientas.
8. Neapibrėžtumo koeficientas.

Veiksmai

1. Tiriamųjų suskirstymas į dvi, tris ir t. t. maždaug lygias grupes pagal kiekybinio kintamojo reikšmių pasiskirstymą.
2. Empirinio skirstinio palyginimas su teoriniu, duotu kategorijų tikimybėmis arba dažniais.
3. Dviejų ir daugiau skirstinių palyginimas χ^2 kriterijumi, kai imtys nepriklausomos.
4. Hipotezės apie požymių nepriklausomumą patikrinimas naudojant χ^2 kriterijų.
5. χ^2 kriterijaus taikymo sąlygos. Ką galima daryti, jei jos pažeistos.
6. Fišerio tikslojo kriterijaus taikymas.
7. Ryšio koeficientų (*Kramerio V*, *phi*, kontingencijos, neapibrėžtumo) apskaičiavimas.

¹² Kai lentelė didesnė nei 2×2 , kriterijus jau nėra Fišerio, tačiau SPSS jį vis tiek taip vadina.

¹³ Tikslūs (angl. *Exact*) kriterijai SPSS programoje būna tik tada, kai yra įdiegtas papildomas *Exact tests* modulis.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 5

Vieno faktoriaus dispersinė analizė (ANOVA)

Dispersinė analizė (angl. *Analysis of variance*, ANOVA) naudojama tiriamo kintamojo vidurkiams palyginti trijose ar daugiau populiacijų. Pavyzdžiui, norima sužinoti, ar skiriasi universiteto atskirų fakultetų studentų patiriamas stresas sesijos metu. Fakultetų gali būti keli ar net keliolika. Kartais naudojamas *t*-kriterijus, ir fakultetai lyginami tarpusavyje po du. Tačiau šis būdas nėra geras, nes gali tekti atlikti labai daug palyginimų. Pavyzdžiui, jei fakultetų yra dešimt, tai galimų porinių palyginimų yra 45. Tačiau didžiausias trūkumas yra išaugusi tikimybė, kad atsitiktinis, tikrovėje nesantis skirtumas bus klaidingai paskelbtas statistiškai reikšmingu. Kitaip tariant, didėja klaidingų tyrimo išvadų tikimybė. Dispersinė analizė šią daugelio susijusių palyginimų problemą išsprendžia.

Šiame darbe paaiškinama paprasčiausia dispersinė analizė – **vieno faktoriaus dispersinė analizė** (angl. *One-way ANOVA*). Vienas faktorius reiškia, kad grupės yra sudarytos pagal vieną nepriklausomą kintamąjį, vadinamą faktoriumi. Pavyzdžiui, fakulteto kintamasis yra faktorius, nes studentai suskirstyti į tiriamųjų grupes pagal fakultetus. Lyginamas kintamasis, nagrinėjamu atveju stresas, vadinamas priklausomu kintamuoju.

Vieno faktoriaus dispersinės analizės taikymo sąlygos

1. Priklausomas kintamasis yra santykių/intervalinis.
2. Faktorius – nominalinis arba ranginis kintamasis, turintis du ar daugiau lygių. Faktorius gali būti ir sugrupuotas santykių/intervalinis kintamasis.
3. Priklausomas kintamasis pasiskirstęs pagal normalųjį dėsnį ir nėra esminių išskirčių.
4. Priklausomo kintamojo dispersijos grupėse lygios.
5. Imtys yra nepriklausomos (tačiau yra ir dispersinės analizės variantai priklausomoms imtims).

Dispersinė analizė remiasi priklausomo, lyginamo kintamojo bendrosios dispersijos išskaidymu į dvi atskiras dedamąsias ir šių dedamųjų analize. Bendroji dispersija randama, sujungus visas grupes į vieną grupę. Dvi dispersijos dedamosios yra:

- dispersija, atsirandanti dėl grupių vidurkių skirtumo (dispersija tarp grupių);

- dispersija, atsirandanti dėl reikšmių sklaidos grupių viduje (dispersija grupių viduje).

Jei vidutinė dispersija tarp grupių statistiškai reikšmingai didesnė už vidutinę dispersiją grupių viduje, daroma išvada, kad kintamojo vidurkiai lyginamose populiacijose skiriasi. Nulinė hipotezė vieno faktoriaus dispersinėje analizėje sako, kad visi lyginami vidurkiai nesiskiria (t. y. kintamojo reikšmės yra iš tos pačios populiacijos), o alternatyvioji sako, kad bent du vidurkiai skiriasi.

Svarbios dispersinės analizės sąvokos

Priklausomas kintamasis – kintamasis, kurio vidurkių skirtumus grupėse analizuojame.

Nepriklausomas kintamasis arba **faktorius** – kintamasis, pagal kurio reikšmes yra sudarytos lyginamos grupės.

Faktoriaus lygiai (angl. *levels*) – galimos faktoriaus reikšmės.

Kvadratų suma (angl. *Sum of squares*, *SS*) – priklausomo kintamojo nuokrypių nuo vidurkio kvadratų suma. Dispersinėje analizėje lyginamos ne dispersijos, bet nuokrypių nuo vidurkių kvadratų sumos ir tų sumų vidurkiai. Kaip ir dispersija, kvadratų sumos yra kintamumo įverčiai, tačiau priklausantys nuo dėmenų skaičiaus. Dispersinėje analizėje kintamumo priežastys gali būti kelios (priklausomai nuo faktorių skaičiaus). Kiekviena kvadratų suma įvertina skirtingą kintamumą ir skaičiuojama iš nuokrypių nuo skirtingų vidurkių.

Laisvės laipsniai (angl. *Degrees of freedom*, *df*) – kvadratų sumos dėmenų skaičiaus ir parametrų, įeinančių į kvadratų sumos formulę ir įvertinamų iš tos pačios imties, skirtumas. Kiekviena kvadratų suma turi savo laisvės laipsnius.

Dispersijos įverčiai, vidutiniai kvadratai (angl. *Mean Squares*) – vidutinė priklausomo kintamojo nuokrypių nuo tam tikro vidurkio kvadratų suma. Kvadratų sumų negalima lyginti tiesiogiai, nes jos gaunamos iš skirtingo dėmenų skaičiaus. Todėl randami dispersijos įverčiai (vidutiniai kvadratai) padalinant kvadratų sumas iš jų laisvės laipsnių skaičiaus. Formulės yra gana sudėtingos ir šioje knygelėje nepateikiamos. Formules nesunku surasti literatūroje (pavyzdžiui, Čekanavičius ir Murauskas, 2002), o jos apie dispersinę analizę yra labai daug.

F kriterijus ir Fišerio (F) skirstinys. Dispersijos tarp grupių ir dispersijos grupių viduje santykis vadinamas *F*-statistika, jos skirstinys yra *F* (Fišerio). Naudojantis *F*-skirstinio lentelėmis arba atitinkamomis Excel ar

SPSS funkcijomis, galima apskaičiuoti tikimybę, kad F -statistika bus didesnė už tyrime gautą reikšmę. Maža šios tikimybės reikšmė (pavyzdžiui, mažesnė už 0,05) rodo, kad dispersija tarp grupių yra didesnė nei dispersija grupių viduje, vadinasi, vidurkiai lyginamose populiacijose skiriasi.

Dispersijų homogeniškumas (angl. *homogeneity*). Priklausomo kintamojo dispersijos turi statistiškai reikšmingai nesiskirti grupėse arba skirtumai turi būti maži. ANOVA taikymas reikalauja išpildyti pakankamo dispersijų homogeniškumo sąlygą.

Darbo tikslai

1. Suprasti ir mokėti įvertinti vieno faktoriaus dispersinės analizės taikymo prielaidas.
2. Išmokti atlikti vieno faktoriaus dispersinę analizę ir interpretuoti gautus rezultatus.

Duomenys

duomenys_5A.sav

duomenys_5B.sav

Užduotys

Naudojami *duomenys_5A.sav*.

1 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad vyrų nerimo vidurkiai trijose psichinės-emocinės sveikatos grupėse skiriasi. Naudokite kintamuosius *nerimas* ir *pemsv3*. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Išrinkite vyrus: Data → Select Cases → ... *lytis = 'v'*.

Patikrinkite, ar duomenys tenkina ANOVA prielaidas: nerimo kintamasis turi būti apytiksliai pasiskirstęs normaliuoju dėsniu visose trijose populiacijose; įvertinkite ir asimetrijos bei eksceso koeficientus. Patikrinkite, ar nėra išskirčių: Analyze → Descriptive Statistics → Explore → įkelkite kintamąjį *nerimas* į laukelį Dependent List → įkelkite kintamąjį *pemsv3* į Factor List → OK.

Šapiro-Vilk kriterijus rodo, kad kintamojo *nerimas* skirstinys statistiškai reikšmingai nesiskiria nuo normaliojo tik trečiojoje (labai geros ir puikios psichinės-emocinės sveikatos) grupėje. Pagal stačiakampes diagramas galima nustatyti, kad yra išskirčių. Diagramose šalia išskirčių yra nurodyti eilės numeriai: 197, 112, 144, 167, 106. Šias išskirtis pašalinkite.

Išrinkite vyrus ir tuos atvejus, kurių eilės numeriai, t. y. kintamasis *Casenum*, nėra lygūs išskirčių numeriams: Data → Select Cases → If ...

lytis = 'v' & \$Casenum ~ = 197 & \$Casenum ~ = 112 & \$Casenum ~ = 144 & \$Casenum ~ = 167 & \$Casenum ~ = 106.

Pašalinus išskirtis, kintamojo *nerimas* skirstinys statistiškai reikšmingai skiriasi nuo normaliojo tik geros sveikatos imtyje pagal Shapiro-Wilk kriterijų, $p > \alpha$ (5.1 lentelė), tačiau šis skirtumas nėra didelis, Shapiro-Wilk kriterijaus statistika yra gana arti vieneto.

5.1 lentelė. Kolmogorovo-Smirnovo ir Šapiro-Wilk kriterijų rezultatai kintamajam *nerimas*

Psichinė ir emocinė sveikata, 3 kategorijos	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	Statistic	df	Sig.	Statistic	Df	Sig.
Prasta ir vidutiniška	,153	20	,200	,921	20	,105
Gera	,097	41	,200	,943	41	,040
Labai gera ir puiki	,151	19	,200	,906	19	,062

Atlikite dispersinę analizę: Analyze → General Linear Model → Univariate → Dependent Variable: įkelkite kintamąjį *nerimas*, Fixed Factor(s): įkelkite kintamąjį *pemsv3* → mygtuku Options atverkite langą → įjunkite Descriptives, Estimates of effect size, Homogeneity tests → Continue → mygtuku Post Hoc atverkite langą → įjunkite Scheffe¹⁴, Tamhane's T2 → mygtuku Plots atverkite langą → perkeltkite *pemsv3* į langelį Horizontal Axis, paspauskite Add → Continue → OK.

Lentelėse 5.2–5.5 pateikti dispersinės analizės rezultatai. Livyno kriterijus (*Levene's Test of Equality of Error Variances*) rodo, kad paklaidos dispersijos populiacijose skiriasi statistiškai reikšmingai, $p=0,005$. Vadinasi, nėra tenkinamos dispersinės analizės taikymo prielaidos. Didžiausios ir mažiausios dispersijos santykis didelis ir lygus $(8,804/3,135)^2 = 8,07$. Šis santykis neturėtų viršyti 3. Be to, ir imtys nėra didelės, todėl reiktų dispersinės analizės išvadą patikrinti neparametriniais kriterijais (pavyzdžiui, Kraskelo-Voliso). Kitos galimybės būtų: išanalizuoti išskirtis ir galbūt kai kurias pataisyti ar pašalinti; transformuoti nerimo kintamojo skirstinį taip, kad jis būtų simetriškesnis ir sumažėtų išskirčių įtaka. Pavyzdžiui, kai yra žymi teigiama kintamojo reikšmių asimetrija, dažnai padeda kvadratinės šaknies ištraukimas ar logaritmo apskaičiavimas.

¹⁴ Scheffe kriterijus, kaip ir Tamhane T2, priskiriami prie konservatyvių kriterijų, t. y. jie porinius palyginimus atlieka taip, kad skirtumai, kuriuos jie paskelbia statistiškai reikšmingais, būtų tikrai statistiškai reikšmingi (pasirinktame lygmenyje), tačiau šie kriterijai dažniau klysta priešinga kryptimi, t. y. jie kartais neparodo tikrai esančių skirtumų statistinio reikšmingumo.

Grupių vidurkiai lygūs 15,15, 7,66 ir 3,95. F kriterijaus statistika lygi 19,326, $p < 0,001$ (*Tests of Between-Subjects Effects* lentelė). Tai rodo statistškai reikšmingą tiriamų populiacijų vidurkių skirtumą.

Determinacijos koeficientas $R^2 = 0,334$ (*R Squared*) ir koreguotasis determinacijos koeficientas $R_k^2 = 0,317$ (*Adjusted R Squared*) reiškia priklausomo kintamojo dispersijos dalį, paaiškinamą faktorius. Psichinės-emocinės sveikatos faktorius paaiškina 33,4% nerimo dispersijos imtyje, paaiškinamos dispersijos populiacijoje įvertis yra 31,7%.

Kadangi dispersijos nėra lygios, nagrinėkite Tamhane's T2 *post-hoc* kriterijaus rezultatus lentelėje Multiple Comparisons. Kiekviena grupė skiriasi nuo kitų dviejų statistškai reikšmingai, $p < \alpha = 0,05$.

5.2 lentelė. Vieno faktoriaus dispersinės analizės aprašomoji statistika kintamajam *nerimas*

Psich. ir emoc. sveikata, 3 kategorijos	Mean	Std. Deviation	N
Prasta ir vidutiniška	15,15	8,804	20
Gera	7,66	4,877	41
Labai gera ir puiki	3,95	3,135	19
Total	8,65	7,032	80

5.3 lentelė. Kintamojo *nerimas* klaidos dispersijų trijose psichinės-emocinės sveikatos grupėse palyginimas

Levene's Test of Equality of Error Variances

F	df1	df2	Sig.
5,669	2	77	,005

5.4 lentelė. Kintamojo *nerimas* vidurkių skirtumo dispersinė analizė

Tests of Between-Subjects Effects

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	1305,483 ^a	2	652,742	19,326	,000	,334
Intercept	5635,870	1	5635,870	166,862	,000	,684
pemsv3	1305,483	2	652,742	19,326	,000	,334
Error	2600,717	77	33,776			
Total	9892,000	80				
Corrected Total	3906,200	79				

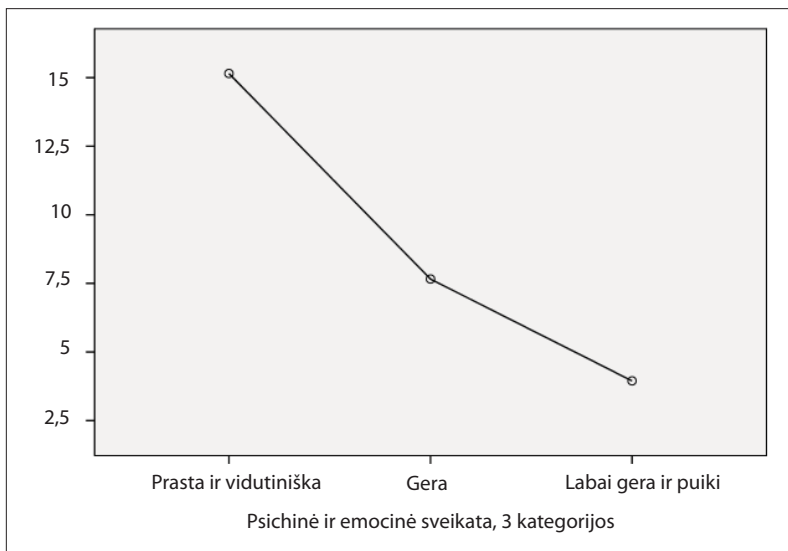
a. R Squared = ,334 (Adjusted R Squared = ,317)

5.5 lentelė. Kintamojo *nerimas* vidurkių daugialypiai palyginimai
(Multiple Comparisons)

	(I) Psichinė ir emocinė sveikata	(J) Psichinė ir emocinė sveikata	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
Tamhane	Prasta ir vidutiniška	Gera	7,49*	2,111	,005
		Labai gera ir puiki	11,20*	2,096	,000
	Gera	Prasta ir vidutiniška	-7,49*	2,111	,005
		Labai gera ir puiki	3,71*	1,048	,003
	Labai gera ir puiki	Prasta ir vidutiniška	-11,20*	2,096	,000
		Gera	-3,71*	1,048	,003
*. The mean difference is significant at the ,05 level.					

Koeficientas η^2 (angl. *Partial Eta Squared*) lygus 0,334, t. y. net 33.4% priklausomo kintamojo dispersijos paaiškina faktorius.

Nerimo skalės vidurkiai nuosekliai mažėja, gerėjant psichinei-emocinei sveikatai. Šie psichinės-emocinės sveikatos grupių skirtumai vaizdžiai matomi 5.1 pav.



5.1 pav. Kintamojo *nerimas* vidurkiai psichinės-emocinės sveikatos grupėse

2 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_5A.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad moterų nerimo vidurkiai trijose psichinės-emosinės sveikatos grupėse (populiacijose) skiriasi. Naudokite kintamuosius *nerimas* ir *pemsv3*. Patikrinkite dispersinės analizės taikymo prielaidas: nustatykite, ar priklausomas kintamasis pasiskirstęs normaliuoju dėsnio visose tiriamose grupėse, atsižvelkite į asimetrijos, eksceso koeficientus, patikrinkite, ar nėra išskirčių, jei yra – jas pašalinkite ir pakartokite normalumo testą; išstirkite, ar priklausomo kintamojo dispersijas populiacijose galite laikyti lygiomis. Nustatykite, kokių grupių vidurkiai skiriasi statistiškai reikšmingai, įvertinkite η^2 koeficientą. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

3 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_5B.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad MMPI L skalės reikšmių vidurkiai skiriasi penkiose fizinės sveikatos grupėse. Naudokite kintamuosius *mmpi_1* ir *fizsv3*. Patikrinkite dispersinės analizės taikymo prielaidas. Nustatykite, kokių grupių vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi, apskaičiuokite η^2 koeficientą. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Priklausomas kintamasis dispersinėje analizėje.
2. Faktorius dispersinėje analizėje.
3. Faktoriaus lygiai.
4. Dispersijų homogeniškumas.
5. F-statistika dispersinėje analizėje.
6. Determinacijos koeficientas ir koreguotasis determinacijos koeficientas.
7. Koeficientas η^2 .
8. *post-hoc* kriterijai.

Veiksmai

1. Hipotezės apie daugiau kaip dviejų nepriklausomų populiacijų vidurkių skirtumą patikrinimas taikant vieno faktoriaus dispersinę analizę ANOVA.
2. *post-hoc* kriterijų naudojimas.
3. Vidurkių grafikų braižymas.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 6

Dviejų faktorių dispersinė analizė (ANOVA). Neparametrinės hipotezės apie daugiau kaip dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą

Dviejų faktorių dispersinė analizė taikoma tiriamo kintamojo vidurkiams palyginti dviejose ir daugiau populiacijų, kai yra du faktoriai, t. y. tiriamieji į grupes suskirstomi pagal du nepriklausomus kintamuosius, vadinamus faktoriais. Dviejų faktorių dispersinėje analizėje atsiranda nauja svarbi sąvoka – **faktorių sąveika** (angl. *factor interaction*). Jei faktorių sąveika yra stebima, tai vidurkių skirtumai grupėse, sudarytose pagal vieną iš faktorių, priklauso nuo kito faktoriaus reikšmės. Faktorių sąveikos ir jos stiprumo nustatymas yra svarbi tyrimo dalis.

Pavyzdžiui, tiriama, kaip du atminties treniravimo būdai pagerina atmintį. Treniravimo būdas – pirmasis faktorius. Tiriamos dvi amžiaus grupės: jaunesni ir vyresni žmonės. Amžius – antrasis faktorius. Tyrėjas spėja, kad du atminties treniravimo būdai nevienodai pagerina jaunesnių ir vyresnių tiriamųjų atmintį. Ši hipotezė – tai hipotezė apie sąveiką, kurią galima patikrinti dviejų faktorių dispersine analize. Skirtinga treniravimo būdų įtaka atminties pagerėjimui, priklausomai nuo amžiaus grupės, gali pasireikšti įvairiai. Pavyzdžiui, gali būti, kad vienas iš treniravimo būdų yra efektyvus jaunesniems, bet neefektyvus vyresniems, o kitas panašiai efektyvus abiejose amžiaus grupėse. Taip pat gali būti, kad vienas iš treniravimo būdų efektyvesnis jaunesniems, o kitas – efektyvesnis vyresniems. Visais tokiais atvejais, jei skirtumai statistiškai reikšmingi, sakoma, kad yra treniravimo būdo ir amžiaus grupės sąveika – treniravimo būdų skirtumai pagerinant atmintį priklauso nuo amžiaus grupės.

Šiame praktikos darbe paaiškinami trys neparametriniai kriterijai trijų ir daugiau skirstinių palyginimui: 1) Kraskelo-Voliso (angl. *Kruskal-Wallis*); 2) medianos kriterijus; 3) Džonkchèrio-Terpstros kriterijus (angl. *Jonckheere-Terpstra*). Remiantis šiais kriterijais, galima palyginti santykių/intervalinį ir ranginį kintamąjį trijose ir daugiau nepriklausomų imčių.

Kraskelo-Voliso kriterijus – tai neparametrinis vieno faktoriaus dispersinės analizės atitikmuo. Medianos kriterijus yra universalesnis, bet mažiau galingas už Kraskelo-Voliso kriterijų. Džonkchèrio-Terpstros kriterijus yra panašus į Kraskelo-Voliso, tačiau faktorius yra ranginis kintamasis, t. y. grupės numeris reiškia tam tikros savybės didėjimą arba mažėjimą.

Darbo tikslai

1. Išmokti atlikti dviejų faktorių dispersinę analizę.
2. Išmokti patikrinti hipotezę apie daugiau kaip dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą naudojant neparametrinius kriterijus: Kraskelo-Voliso kriterijų, medianos kriterijų, Džonkchèrio-Terps-tros kriterijų.

Duomenys

duomenys_6A.sav.

duomenys_6B.sav.

Užduotys

I. Dviejų faktorių dispersinė analizė

Naudokite duomenis *duomenys_6B.sav.*

1 užduotis. Patikrinkite hipotezes: a) stresas skiriasi fizinio aktyvumo grupėse; b) stresas skiriasi gyvenimo sąlygų grupėse. Vienoje analizėje! Naudokite kintamuosius *stresas*, *fizakt3*, *gyvsal3*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Dispersinės analizės taikymo prielaidas patikrinkite savarankiškai. Iš-tirkite, ar priklausomas kintamasis pasiskirstęs normaliuoju dėsniu visose tiriamose grupėse (bent jau apytikriai), atsižvelkite į asimetrijos, eksceso (statumo) koeficientus, patikrinkite, ar nėra išskirčių, jei yra – jas pašalin-kite ir pakartokite normalumo patikrinimą.

Atlikite dispersinę analizę pradiniais duomenimis: Analyze → General Linear Model → Univariate → Dependent Variable: įkelkite kintamąjį *stresas* → Fixed Factor(s): įkelkite kintamuosius *fizakt3*, *gyvsal3* → mygtuku Options atverkite langą → Display Means for: įkelkite kintamuosius *fizakt3*, *gyvsal3*, *fizakt3 * gyvsal3*, įjunkite Descriptive Statistics, Estimates of Effect Size, Ho-mogeneity tests → Continue → mygtuku Post Hoc atverkite langą → Post Hoc Tests for: įkelkite kintamuosius *fizakt3*, *gyvsal3*, įjunkite Scheffe, Tamhane's T2 → Continue → mygtuku Plots atverkite langą → Horizontal Axis: įkelkite kintamąjį *fizakt3*; Separate Lines: įkelkite kintamąjį *gyvsal3*, spauskite Add → Continue → OK.

Lentelėse 6.1-6.5 pateikti dviejų faktorių dispersinės analizės rezultatai.

Lentelėje *Descriptive Statistics* (6.1) matyti, kad kai kurios grupės pa-lyginti nedidelės: mažo fizinio aktyvumo grupėje yra 41 tiriamasis, blogų gyvenimo sąlygų grupėje – 37 tiriamieji. Skirtingo didumo grupės apsūn-

kina dispersinę analizę, nes tada skaičiuojant reikalingos pataisos dėl nevienodo grupių didumo. SPSS šias pataisas taiko automatiškai¹⁵.

6.1 lentelė. Streso skalės sumos grupėse aprašomosios statistikos reikšmės (Descriptive Statistics)

Dependent Variable: Streso skalės suma. Mažesni skaičiai reiškia didesnę stresą

Fiz. akt. 3 grupės	Gyvenimo sąlygos, 3 gr.	Mean	Std. Deviation	N
Mažas	Geros	16,65	4,663	17
	Vidutiniškos	17,53	4,110	17
	Blogos	14,29	5,678	7
	Total	16,61	4,647	41
Vidutinis	Geros	20,37	3,990	159
	Vidutiniškos	17,86	4,362	153
	Blogos	15,00	5,320	14
	Total	18,96	4,471	326
Didelis	Geros	20,06	4,489	102
	Vidutiniškos	18,89	4,576	103
	Blogos	16,69	6,096	16
	Total	19,27	4,726	221
Total	Geros	20,03	4,296	278
	Vidutiniškos	18,23	4,444	273
	Blogos	15,59	5,664	37
	Total	18,91	4,618	588

6.2 lentelė (*Levene's Test of Equality of Error Variances*) rodo, kad klaidos dispersijos¹⁶ populiacijose statistiškai reikšmingai nesiskiria ($p = 0,05$). Nėra pažeidžiama svarbi duomenų tinkamumo dispersinei analizei sąlyga. Jei dispersijos skirtūsi statistiškai reikšmingai, tikslinga būtų apskaičiuoti didžiausios ir mažiausios dispersijos grupėse santykį (galima apskaičiuoti iš standartinių nuokrypių, pateiktų 6.1 lentelėje). Šis santykis neturėtų viršyti 3.

¹⁵ Yra įvairūs būdai pataisyti analizės paklaidas, atsirandančias dėl grupių nevienodo didumo. Kiekvienas iš šių būdų turi savo privalumus ir trūkumus, tačiau ši tema per sudėtinga šiai pratybų knygelei, todėl joje neapitariama.

¹⁶ Klaidos dispersija (*error variance*), kartais vadinama liekamąja dispersija, priimta dispersinėje analizėje vadinti tą analizuojamo kiekybinio kintamojo dispersiją, kuri lieka atėmus iš visos dispersijos tas dispersijos dalis, kurios priklauso nuo vidurkių skirtumų faktorių lygiuose, taip pat nuo faktorių sąveikos.

6.2 lentelė. Dviejų faktorių dispersinė analizė. Klaidos dispersijų palyginimas

Levene's Test of Equality of Error Variances

Dependent Variable:Streso skalės suma. Mažesni skaičiai reiškia didesnę stresą

F	Df1	df2	Sig.
1,955	8	579	,050

Lentelėje *Tests of Between-Subject Effects* (6.3) matyti, kad statistiškai reikšmingi streso vidurkių skirtumai yra fizinio aktyvumo ($p = 0,02$) ir gyvenimo sąlygų ($p < 0,001$) grupėse, o fizinio aktyvumo ir gyvenimo sąlygų sąveika yra statistiškai nereikšminga ($p = 0,142$).

Koeficientas η^2 (*Partial Eta Squared*) rodo, kad gyvenimo sąlygų grupėse streso vidurkių skirtumai didesni nei fizinio aktyvumo grupėse. Gyvenimo sąlygų $\eta^2 = 0,030$, o fizinio aktyvumo $\eta^2 = 0,013$.

Determinacijos koeficientas $R^2 = 0,096$ (*R Squared*) ir koreguotasis determinacijos koeficientas $R_k^2 = 0,084$ (*Adjusted R Squared*) parodo, kokią visos priklausomo kintamojo dispersijos dalį paaiškina šie du faktoriai. Gyvenimo sąlygų ir fizinio aktyvumo faktoriai paaiškina 9,6% streso dispersijos, o atsižvelgus į imties dydį – 8,4%.

6.3 lentelė. Dviejų faktorių dispersinė analizė. Faktorių efektų patikrinimas

Source	Type III Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	1204,068(a)	8	150,51	7,701	,000	,096
Intercept	58004,143	1	58004,14	2967,95	,000	,837
fizakt3	153,619	2	76,81	3,930	,020	,013
gyvsal3	351,917	2	175,96	9,003	,000	,030
fizakt3 * gyvsal3	135,279	4	33,82	1,730	,142	,012
Error	11315,681	579	19,54			
Total	222892,000	588				
Corrected Total	12519,748	587				

a. R Squared = **,096** (Adjusted R Squared = **,084**)

Klaidos dispersijos yra lygios (statistiškai reikšmingai nesiskiria), todėl nagrinėkite *Scheffe*¹⁷ kriterijaus rezultatus 6.4 lentelėje *Multiple Comparisons*. Pateiktos dvi lentelės – pirmoje analizuojama fizinio aktyvumo

¹⁷ Kiti kriterijai irgi dažnai naudojami – pavyzdžiui, Bonferonio kriterijus. Šis kriterijus yra lygių dispersijų *t*-kriterijus, tačiau statistinio reikšmingumo lygmuo α koreguojamas atsižvelgiant į lyginamų grupių skaičių. Tarkim, $\alpha = 0,05$, o grupių yra keturios. Tuomet porinių palyginimų skaičius lygus $4 \times 3 / 2 = 6$, o koreguotas $\alpha' = 0,05 / 6 = 0,00833$.

faktoriaus įtaka stresui, antroje – gyvenimo sąlygų. Pirmoje *Multiple Comparisons* lentelėje *Scheffe* kriterijus rodo, kad streso vidurkiai skiriasi statistiškai reikšmingai mažo ir vidutinio ($p = 0,006$), mažo ir didelio ($p = 0,002$) fizinio aktyvumo grupėse. Vidutinio ir didelio fizinio aktyvumo grupių streso vidurkiai statistiškai reikšmingai nesiskiria, $p = 0,726$. Antroje *Multiple Comparisons* lentelėje galima rasti, kad streso vidurkiai statistiškai reikšmingai skiriasi visose gyvenimo sąlygų grupėse.

6.4 lentelė. Dviejų faktorių dispersinė analizė. Post-hoc kriterijai. Poriniai streso vidurkių palyginimai fizinio aktyvumo ir gyvenimo sąlygų grupėse

Multiple Comparisons					
Dependent Variable: Streso skalės suma. Mažesni skaičiai reiškia didesnę stresą.					
	(I) Fiz. akt. 3 grupės	(J) Fiz. akt. 3 grupės	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
Scheffe	Mažas	vidutinis	-2,35(*)	,733	,006
		didelis	-2,66(*)	,752	,002
	Vidutinis	mažas	2,35(*)	,733	,006
		didelis	-,31	,385	,726
	Didelis	mažas	2,66(*)	,752	,002
		vidutinis	,31	,385	,726
Tamhane	Mažas	vidutinis	-2,35(*)	,767	,010
		vidutinis	mažas	-2,66(*)	,792
	didelis		2,35(*)	,767	,010
	didelis	mažas	-,31	,403	,829
		vidutinis	2,66(*)	,792	,004

*. The mean difference is significant at the ,05 level.

Lentelė 6.5 (*Homogenous Subsets*) papildomai parodo, kad vidutinio ir didelio fizinio aktyvumo grupės faktiškai sudaro vieną grupę streso vidurkių atžvilgiu.

6.5 lentelė. Dviejų faktorių dispersinė analizė. Homogeniškos vidurkių grupės pagal fizinį aktyvumą

Fiz. akt. 3 grupės		N	Subset	
			1	2
Scheffe ^a	Mažas	41	16,61	
	Vidutinis	326		18,96
	Didelis	221		19,27
	Sig.		1,000	,892

a. Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

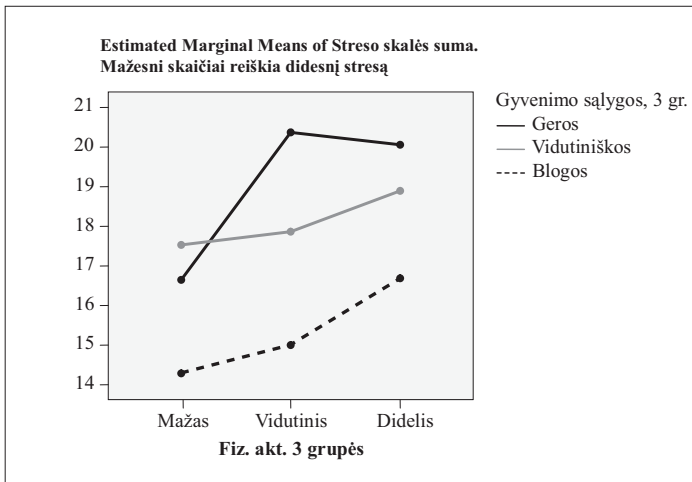
6.6 lentelė. Dviejų faktorių dispersinė analizė. Homogeniškos vidurkių grupės pagal gyvenimo sąlygas

Gyvenimo sąlygos, 3 gr.		N	Subset		
			1	2	3
Scheffe ^a	Geros	37	15,59		
	Vidutiniškos	273		18,23	
	Blogos	278			20,03
			1,000	1,000	1,000

a. Means for groups in homogeneous subsets are displayed.

6.1 pav. parodo streso vidurkių kitimą fizinio aktyvumo grupėse ir šio kitimo priklausomybę nuo gyvenimo sąlygų. Nelygiagrečios linijos rodo, kad galbūt yra faktorių sąveika, tačiau kriterijus statistiškai reikšmingai to nepatvirtina.

Stresas mažėja fizinio aktyvumo grupėse didėjant fiziniam aktyvumui. Gyvenimo sąlygų grupėse stresas didėja blogėjant gyvenimo sąlygoms. Tačiau toks tyrimas negali parodyti, kas nuo ko iš tikrųjų priklauso: stresas nuo fizinio aktyvumo ar fizinis aktyvumas nuo streso? O gal juos abu nulemia dar kiti faktoriai? Pavyzdžiui, blogėjant sveikatai, žmogaus patiriamas stresas tikriausiai didės, o fizinis aktyvumas tikriausiai mažės.



6.1 pav. Streso kintamojo vidurkiai fizinio aktyvumo grupėse ir gyvenimo sąlygų grupėse

2 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_6A.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad stresas skiriasi lyties ir psichinės-emocinės sveikatos grupėse. Naudokite kintamuosius *ryderis*, *lytis*, *pemsv3*. Didesnė streso skalės reikšmė koduoja mažesnę stresą. Patikrinkite, ar duomenys yra tinkami dispersinei analizei. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

3 savarankiška užduotis. Pasirinkite duomenis, priklausomą kintamąjį, du faktorius ir atlikite dviejų faktorių dispersinę analizę. Patikrinkite, ar duomenys yra tinkami dispersinei analizei. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

II. Neparаметrinės hipotezės apie daugiau kaip dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą. Kraskelo-Voliso kriterijus. Medianos kriterijus. Džonkchėrio-Terpstra kriterijus

4 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_6B.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad vyrų dvasingumo suma skiriasi priklausomai nuo gyvenamosios vietos (miestas, rajono centras, miestelis rajone, kaimo gyvenvietė). Naudokite kintamuosius *dvasum*, *gyvvieta*. Taikykite Kraskelo-Voliso kriterijų. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Dvasingumo sumos skirstinys yra labai asimetriškas, randama išskirčių, todėl naudokite neparаметrinį Kraskelo-Voliso kriterijų.

Menu parinkite: Analyze → Nonparametric Tests → K Independent Samples → Dependent List: įkelkite kintamąjį *dvasum* → Grouping Variable: įkelkite kintamąjį *gyvvieta* → Define Range: įveskite kraštines kintamojo *gyvvieta* kategorijas: 1 ir 4 → ijunkite Kruskal-Wallis → OK.

Lentelėje 6.7 pateikti dvasingumo rangai grupėse pagal gyvenamąją vietą. Lentelėje 6.8 matyti, kad hipotezė nepasitvirtino, $p = 0,885$. Vidutiniai rangai (angl. *Mean Rank*) mažai skiriasi grupėse.

6.7 lentelė. Dvasingumo sumos vidutiniai rangai gyvenamosios vietos grupėse

	Gyvenamoji vieta	N	Mean Rank
Dvasingumo suma	Miestas	284	303,75
	Rajono centras	31	304,29
	Miestelis rajone	85	299,26
	Kaimo gyvenvietė	197	291,21
	Total	597	

6.8 lentelė. Kraskelo-Voliso kriterijaus statistika

	Dvasingumo suma
Chi-Square	,648
Df	3
Asymp. Sig.	,885

5 užduotis. Medianos kriterijus. Naudokite duomenis *duomenys_6B.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad vyrų savo sveikatos vertinimas skiriasi priklausomai nuo gyvenamos vietos. Naudokite kintamuosius *sveikata*, *gyvvieta*. Taikykite medianos kriterijų. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Analizuojamas kintamasis yra ranginis, turi 5 kategorijas. Vadinasi, yra daug sutampančių rangų, todėl naudokite medianos kriterijų.

Buvo apklausti tik vyrai, todėl jų išrinkti nereikia. Meniu parinkite: Analyze → Nonparametric Tests → K Independent Samples → Dependent List: įkelkite kintamąjį *sveikata* → Grouping Variable: įkelkite kintamąjį *gyvvieta* → Define Range: įveskite kraštines kintamojo *gyvvieta* kategorijas: 1 ir 4 → įjunkite → Median → OK.

Lentelėse 6.9 ir 6.10 pateikti rezultatai. Bendra mediana yra 2 ir žymi pakankamai gerą sveikatą. Virš medianos yra tie, kurių sveikata yra vidutinė (3-ia kategorija), nelabai gera (4-a kategorija) arba bloga (5-a kategorija). Procentus galite paskaičiuoti patys (jei reikia). Matome, kad palyginti mažai blogos sveikatos vyrų yra rajonų centruose (6) ir palyginti daug – kaimo gyvenvietėse (82). Hipotezė pasitvirtino, $p = 0,019$.

6.9 lentelė. Tiriamųjų pasiskirstymas grupėse savo sveikatos vertinimo medianos atžvilgiu

Frequencies

		Gyvenamoji vieta			
		Miestas	Rajono centras	Miestelis rajone	Kaimo gyvenvietė
Savo sveikatos vertinimas	> Median	86	6	30	82
	<= Median	201	25	55	116

6.10 lentelė. Medianos kriterijaus statistika

	Savo sveikatos vertinimas
N	601
Median	2,00
Chi-Square	9,966
Df	3
Asymp. Sig.	,019

6 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_6A.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad vyrų nerimas skiriasi trijose psichinės-emocinės sveikatos populiacijose. Naudokite kintamuosius *nerimas*, *pemsv3*. Taikykite Džonkchėrio-Terpstros kriterijų (Jonckheere-Terpstra). Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Imtys nėra didelės, yra išskirčių, todėl panaudokite neparametrinį kriterijų.

Išrinkite vyrus: Data → Select Cases → If... *lytis = 'v'*. Šiuo atveju išskirtis atmesti nebūtina.

Meniu parinkite: Analyze → Nonparametric Tests → K Independent Samples → Dependent List: įkelkite kintamąjį *nerimas* → *Grouping Variable*: įkelkite kintamąjį *pemsv3* → Define Range: įveskite kraštines kintamojo *pemsv3* kategorijas: 1 ir 3 → įjunkite Jonckheere-Terpstra → OK.

Hipotezė pasitvirtino, $p < 0,001$. Nerimas grupėse mažėja didėjant psichinės-emocinės sveikatos kintamajam, t. y. gerėjant psichinei-emocinei sveikatai. Tai rodo stebėta (*observed*) J-T statistika, kuri lygi 468 ir yra mažesnė už tikėtiną (vidutinę, **mean**), lygią 1111 (6.11 lentelė).

6.11 lentelė. Džonkchėrio-Terpstros kriterijaus statistika

Jonckheere-Terpstra Test

	Nerimas
Number of Levels in Psichinė ir emocinė sveikata, 3 kategorijos	3
N	85
Observed J-T Statistic	468,000
Mean J-T Statistic	1111,000
Std. Deviation of J-T Statistic	119,719
Std. J-T Statistic	-5,371
Asymp. Sig. (2-tailed)	,000

7 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_6A.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad stresas skiriasi trijose psichinės-emocinės sveikatos grupėse. Naudokite kintamuosius *ryderis* (*jame didesnė streso skalės sumos reikšmė reiškia mažesnę stresą*) ir *pemsv3*. Išbandykite Kraskelo-Voliso, medianos, Džonkchėrio-Terpstros kriterijus. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Priklausomas kintamasis dispersinėje analizėje.
2. Faktorius ir faktoriaus lygiai.
3. Vieno ir dviejų faktorių dispersinė analizė.
4. Dispersijų homogeniškumas.
5. F-statistika dispersinėje analizėje.
6. Faktorių sąveika ir jos patikrinimas.
7. Determinacijos koeficientas ir koreguotasis determinacijos koeficientas.
8. Efekto didumo koeficientas η^2 .
9. *post-hoc* kriterijai.

Veiksmai

1. Dviejų faktorių dispersinės analizės ANOVA atlikimas.
2. Hipotezės apie daugiau kaip dviejų nepriklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą patikrinimas naudojant nparametrinius kriterijus: Kraskelo-Voliso, medianos, Džonkchėrio-Terpstra kriterijus.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 7

Kovariacinė analizė. Blokuotųjų duomenų dispersinė analizė. Frydmano kriterijus

Šiame praktiniame darbe tęsiama dispersinės analizės tema. Nagrinėjami du nauji dispersinės analizės variantai: kovariacinė analizė ir blokuotųjų duomenų (kitaip dar vadinama kartotinių matavimų, angl. *Repeated measures*) dispersinė analizė.

Kovariacinėje analizėje, kaip ir dispersinėje, dalyvauja priklausomas, grupėse lyginamas kintamasis ir vienas ar daugiau faktorių. Tačiau prisideda vienas ar daugiau papildomų kintamųjų, vadinamų **kovariantėmis**. Kovariantės yra tokie kintamieji, kurie tyrėjo tiesiogiai nedomina, tačiau yra žinoma arba spėjama, kad jie susiję su grupėse lyginamu kintamuoju ir gali paveikti tiriamus vidurkių skirtumus grupėse, todėl galimą šių kintamųjų įtaką tikslinga įvertinti analizėje.

Pavyzdžiui, tiriant įvairių faktorių įtaką trumpalaikės atminties apimčiai, tikslinga lyginamas grupes sudaryti taip, kad jos nesiskirtų amžiumi, nes žinoma, kad atmintis ypač priklauso nuo amžiaus. Tačiau gali būti, kad konkrečiame tyrime sudaryti to paties amžiaus grupes nepavyko, o gal ir buvo neįmanoma. Tada, lyginant atminties apimtį grupėse dispersinė analizė, tikslinga amžių įtraukti kaip kovariantę. Tai reiškia, kad lyginamo kintamojo vidurkiai grupėse matematiškai koreguojami taip, kad jie atitiktų vidutinį visoms grupėms tą patį amžių. Iš analizuojamo kintamojo reikšmių kintamumo (dispersijos) pašalinamas kintamumas (dispersija), priklausantis nuo amžiaus. Tokiu būdu paliekamas kintamumas, priklausantis tik nuo tyrėją dominančių faktorių, ir paklaidos dispersija.

Kovariantės paprastai būna santykių/intervaliniai kintamieji, tačiau kai kada naudojami ir dvireikšmiai kintamieji.

Blokuotųjų duomenų dispersinė analizė¹⁸ (angl. *Repeated Measures*) naudojama, kai atliekami priklausomi, susiję matavimai. Pavyzdžiui, tiriama kaip skiriasi studentų patiriamas stresas semestro pradžioje, viduryje ir pabaigoje, ir kaip tie skirtumai susiję su studento lytimi, kursu, fakultetu ir pan.

Frydmano neparаметrinis kriterijus (angl. *Friedman test*) yra blokuotųjų duomenų dispersinės analizės analogas, kai analizuojamas kintamasis yra ranginis arba santykių/intervalinis, tačiau dispersinė analizė ne-

¹⁸ Dar vadinama kartotinių matavimų analize.

tinka dėl jos prielaidų pažeidimų. Deja, Frydmano kriterijumi negalima tirti kitų veiksnių įtakos skirtumams, skirtingai nuo blokuotųjų duomenų dispersinės analizės.

Dispersinėje analizėje įprasta naudoti **efekto didumo matus**, pavyzdžiui, η^2 ar $\tilde{\eta}^2$ koeficientus¹⁹. Efekto didumo matai įvertina, kiek daug skiriasi vidurkiai grupėse, kurių sudaro tam tikro faktoriaus lygiai. Šiais matais galima taip pat įvertinti faktorių sąveiką.

Darbo tikslai

1. Išmokti atlikti kovariacinę analizę – dispersinę analizę įtraukiant kovariantes.
2. Išmokti atlikti blokuotų duomenų dispersinę analizę.
3. Išmokti patikrinti hipotezę apie daugiau kaip dviejų priklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą naudojant neparametrinį Frydmano (*Friedman*) kriterijų.

Duomenys

duomenys_7A.sav

duomenys_7B.sav

Užduotys

I. Kovariacinė analizė

Naudokite duomenis *duomenys_7A.sav*.

1 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad streso vidurkiai skiriasi trijose fizinio aktyvumo grupėse (populiacijose). Pirmiausia atlikite dispersinę analizę ANOVA, o vėliau kovariacinę analizę – pašalinkite galimą amžiaus įtaką. Naudokite kintamuosius *stres6*, *fizakt3*, *amz*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Atlikite dispersinę analizę: Analyze → General Linear Model → Univariate → Dependent Variable: įkelkite kintamąjį *stres6* → Fixed Factor(s): įkelkite kintamąjį *fizakt3* → mygtuku Options atverkite langą → Display Means for: įkelkite kintamąjį *fizakt3*, įjunkite Descriptive Statistics, Estimates of Effect Size, Homogeneity tests → Continue → mygtuku Post Hoc atverkite langą → Post Hoc Tests for: įkelkite kintamąjį *fizakt3*, įjunkite Scheffe, Tamhane's T2 → Continue → mygtuku Plots atverkite langą → Horizontal Axis: įkelkite kintamąjį *fizakt3*; spauskite Add → Continue → OK.

¹⁹ Daugiau apie tai literatūroje (Čekanavičius ir Murauskas, 2002, p. 71, p. 94–95).

Gautoje lentelėje *Tests of Between-Subject Effects* (knygelėje nepateikta) matyti, kad stresas statistiškai reikšmingai susijęs su fiziniu aktyvumu ($p < 0,001$). Koeficientas η^2 (dalinis eta kvadratu, angl. *Partial Eta Squared*) lygus 0,027.

Atlikite kovariacinę analizę: Analyze → General Linear Model → Univariate → Dependent Variable: įkelkite kintamąjį *stres6* → Fixed Factor(s): įkelkite kintamąjį *fizakt3* → Covariate(s): įkelkite kintamąjį *amz* → mygtuku Options atverkite langą → Display Means for: įkelkite kintamąjį *fizakt3*, įjunkite Descriptive Statistics, Estimates of Effect Size, Homogeneity tests → Continue → mygtuku Post Hoc atverkite langą → Post Hoc Tests for: įkelkite kintamąjį *fizakt3*, įjunkite Scheffe, Tamhane's T2 → Continue → mygtuku Plots atverkite langą → Horizontal Axis: įkelkite kintamąjį *fizakt3*; spauskite Add → Continue → OK.

Lentelėje 7.1 matyti, kad stresas statistiškai reikšmingai susijęs su fiziniu aktyvumu ($p = 0,001$) ir amžiumi ($p < 0,001$). Koeficientas η^2 rodo, kad pašalinus amžiaus įtaką, fizinio aktyvumo efektas sumažėja nuo 0,027 (ankstesniame skaičiavime, be kovariantės) iki 0,025 (dabartiniame).

7.1 lentelė. Dviejų faktorių dispersinės analizės rezultatai

Dependent Variable: streso 6 kl. suma

Source	Type III Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	988,433(a)	3	329,478	15,976	,000	,075
Intercept	531,176	1	531,176	25,757	,000	,042
Amz	627,264	1	627,264	30,416	,000	,049
fizakt3	316,577	2	158,288	7,675	,001	,025
Error	12167,522	590	20,623			
Total	202707,000	594				
Corrected Total	13155,955	593				

a. R Squared = ,075 (Adjusted R Squared = ,070)

2 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_7A.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad streso vidurkiai skiriasi penkiose psichinės-emocinės sveikatos populiacijose. Pirmiausia atlikite dispersinę analizę ANOVA, o vėliau kovariacinę analizę – pašalinkite amžiaus įtaką. Naudokite kintamuosius *stres6*, *psiche11*, *amz*. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

II. Blokuotų duomenų dispersinė analizė

Naudokite duomenis *duomenys_7B.sav*.

3 užduotis. Buvo ištirta, kaip tiriamieji vertina aštuonias vertybes, prašant išrikiuoti jas nuo svarbiausios (vertinama vienetu) iki mažiausiai svarbios (vertinama aštuoniais). Taip pat yra dvi dvasingumo grupės: aukštesnio ir žemesnio dvasingumo, sudarytos remiantis specialios dvasingumo skalės suma. Naudodami šiuos duomenis, patikrinkite: a) ką tiriamieji vertina daugiau –įspūdžius ir aktyvų gyvenimą ar malonumus? b) kaip šių dviejų vertybių vertinimo skirtumai susiję su dvasingumo grupe? Naudokite kintamuosius *ispa66.2*, *malo66.4*, *dvasing2gr*. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Meniu parinkite: Analyze → General Linear Model → Repeated Measures → sukurkite pakartojimų faktorių: Within-Subject Factor Name: *factor1*; Number of Levels: 2 (nes tiriamas dviejų kintamųjų vidurkių skirtumas) → Add → pažymėkite faktorių *factor1* → mygtukas Define → Within Subjects Variables: perkeltkite kintamuosius *ispa66.2*, *malo66.4* į šį langą → Between – Subjects Factor(s): perkeltkite kintamąjį *dvasing2gr*.

Dabar parinkite aprašomosios statistikos charakteristikas ir blokuotų duomenų dispersinės analizės išvedamus rezultatus:

Options → įjunkite Descriptive Statistics, Estimates of Effect Size, Homogeneity tests → Continue; Plots → Horizontal Axis: įkelkite faktorių *factor1* → SeparateLines: įkelkite faktorių *dvasing2gr* → Add → Continue → OK.

Rezultatai pateikti lentelėse 7.2– 7.7.

Lentelėje 7.2 pateikiama aprašomoji statistika. Ji padeda interpretuojant statistiškai reikšmingus skirtumus, žr. toliau.

7.2 lentelė. Lyginamų vertybių aprašomoji statistika dvasingumo grupėse

	Dvasingumo grupės	Mean	Std. Deviation	N
Įspūdžiai, aktyvumas	Dvasingesni	5,11	1,960	261
	Mažiau dvasingi	4,95	2,095	246
	Total	5,04	2,026	507
Malonumai	Dvasingesni	5,75	1,902	261
	Mažiau dvasingi	5,11	2,101	246
	Total	5,44	2,025	507

Lentelėje 7.3 (*Box's Test of Equality of Covariance Matrices*) tikrinama hipotezė apie kovariacinių matricių lygybę dviejose dvasingumo populiacijose. Kovariacinės matricos statistškai reikšmingai nesiskiria, nes $p = 0,338$. Šių kovariacinių matricių lygybė yra būtina dispersinės analizės taikymo sąlyga. Jei kovariacinės matricos žymiai skirtingi, būtų pažeistos teisingo dispersinės analizės taikymo prielaidos. Reikėtų pašalinti išskirtis, transformuoti kintamuosius prieš atliekant analizę.

7.3 lentelė. Kovariacinių matricių lygybės patikrinimas

Box's M	3,387
F	1,124
Df1	3
Df2	5,162E7
Sig.	,338

Lentelėje 7.4 yra dispersinės analizės rezultatai priklausomų imčių faktoriui, t. y. dviem lyginamoms vertybėms. Pateikti keturių iš pažiūros paslaptinių kriterijų rezultatai, tačiau nagrinėjamu atveju jie visi sutampa. Taip ir turi būti, kai priklausomų matavimų, t. y. kintamųjų, yra tik du.

Šių keturių kriterijų rezultatai skiriasi, kai matavimų yra trys ar daugiau. Tokiu atveju svarbu atsižvelgti į tai, ar įvykdyta vadinamoji *sferiškumo prielaida*. Jei sferiškumo prielaida įvykdyta, analizuojamas sferiškumo prielaida besiremiantis kriterijus (angl. *Sphericity Assumed*). Priešingu atveju remiamasi kitais trimis kriterijais – Grynhauso-Geiserio (angl. *Greenhouse-Geisser*), Hjuino-Feldto angl. *Huynh-Feldt*) arba apatinio rėžio (angl. *Lower-bound*). Sferiškumo prielaidą, kai yra bent trys priklausomi matavimai, tikrina Močlio sferiškumo kriterijus (angl. *Mauchly test of sphericity*), tačiau šiame pavyzdyje jo rezultatai nepateikiami, nes priklausomų matavimų yra tik du.

Išvados: a) įspūdžiai ir aktyvus gyvenimas vertinami aukščiau nei ma-lonumai (tai rodo užimamos vietos tarp visų aštuonių vertybių vidurkiai iš 7.2 lentelės *Total* eilučių, taip pat lentelė 7.6), $p < 0,001$; b) yra lyginamų vertybių vidurkių skirtumų ir dvasingumo grupių sąveika, $p = 0,020$. Kokia ta sąveika, galima suprasti iš 7.1 pav.: didesnio dvasingumo grupėje šių dviejų vertybių vertinimo skirtumas yra didesnis nei mažesnio dvasingumo grupėje.

7.4 lentelė. Vertybių faktoriaus skirtumų kriterijai
(Tests of Within-Subjects Effects)

Measure: MEASURE_1

Source		Type III Sum of Squares	Df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
factor1	Sphericity Assumed	39,566	1	39,566	14,646	,000	,028
	Greenhouse- Geisser	39,566	1,000	39,566	14,646	,000	,028
	Huynh-Feldt	39,566	1,000	39,566	14,646	,000	,028
	Lower- bound	39,566	1,000	39,566	14,646	,000	,028
factor1 * dvasing2gr	Sphericity Assumed	14,683	1	14,683	5,435	,020	,011
	Greenhouse- Geisser	14,683	1,000	14,683	5,435	,020	,011
	Huynh-Feldt	14,683	1,000	14,683	5,435	,020	,011
	Lower- bound	14,683	1,000	14,683	5,435	,020	,011
Error (factor1)	Sphericity Assumed	1364,276	505	2,702			
	Greenhouse- Geisser	1364,276	505,000	2,702			
	Huynh-Feldt	1364,276	505,000	2,702			
	Lower- bound	1364,276	505,000	2,702			

Lentelė 7.5 rodo, kad skirtumas faktoriaus *dvasing2gr* lygiuose (t. y. dvasingumo grupėse) yra statistiškai reikšmingas, $p = 0,006$. Faktiškai yra apskaičiuojami ir palyginami abiejų vertybių vidurkių vidurkiai (žr. 7.7 lentelę) dviejose dvasingumo grupėse. Išvada: kartu šios abi vertybės yra aukščiau vertinamos mažesnio dvasingumo grupėje. Taigi, dvasingesni aukščiau vertina kitas vertybes, šiame pavyzdyje neparodytas.

7.5 lentelė. Dvasingumo grupių skirtumo patikrinimas
(Tests of Between-Subjects Effects)

Measure: MEASURE_1

Transformed Variable: Average

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Intercept	27719,010	1	27719,010	5124,215	,000	,910
Dvasing2gr	41,440	1	41,440	7,661	,006	,015
Error	2731,755	505	5,409			

7.6 lentelė. Įvertinti vertybių vidurkiai (Estimated Marginal Means)²⁰

Measure: MEASURE_1

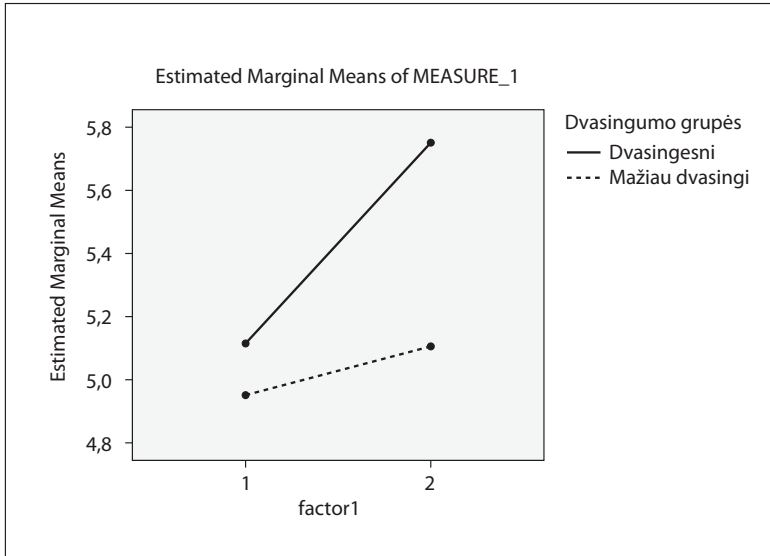
factor1	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
1	5,033	,090	4,856	5,210
2	5,428	,089	5,254	5,603

7.7 lentelė. Įvertinti bendri (abiejų vertybių kartu) vidurkiai dvasingumo grupėse

Dvasingumo grupės	Mean	Std. Error	95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
Dvasingesni	5,433	,102	5,233	5,633
Mažiau dvasingi	5,028	,105	4,822	5,234

7.1 paveikslas iliustruoja nagrinėjamus vidurkių skirtumus. Matome, kad dvasingesni žmonės išpūdžius ir aktyvumą vertina vidutiniškai aukščiau nei malonumus. Šis skirtumas yra ir mažiau dvasingų žmonių populiacijoje, tačiau gerokai mažesnis.

²⁰ Šie vidurkiai truputį skiriasi nuo pateiktų 7.2a lentelėje, nes jie apskaičiuojami ne tiesiai iš duomenų, bet remiantis dispersinės analizės modeliu. Būtent šie įvertinti vidurkiai ir naudojami lyginant vertybes tarpusavyje.



7.1 pav. Ispūdžių ir aktyvaus gyvenimo (1 matavimas) ir malonumų (2 matavimas) vertybių rangų vidurkiai dviejose dvasingumo grupėse

4 savarankiška užduotis. Išstirkite vertybių „šeimos gerovė“ ir „malonumai“ vertinimo skirtumą ir patikrinkite, kaip šie skirtumai skiriasi dvasingumo grupėse. Naudokite kintamuosius *seim66.3*, *malo66.4*, *dvasing2gr*. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

III. Frydmano kriterijus

5 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_7B.sav*. Iš aštuonių tirtų išskirkite tris vertybes, susijusias su socialiniais santykiais: visuomenės pripažinimas, draugystė ir pasitenkinimas bei naudingumas žmonėms. Patikrinkite hipotezę, kad šios trys vertybės tiriamoje populiacijoje vertinamos skirtingai. Taikykite neparametrinį Frydmano kriterijų. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Meniu parinkite: Analyze → Nonparametric Tests → K Related Samples → pažymėkite Friedman Test (jei nepažymėtas) → į langelį Test variables įkelkite kintamuosius *visp66.5*, *drau66.7*, *naud66.8* → OK.

Rezultatai pateikti lentelėse 7.8 ir 7.9 Vertybės vertinamos skirtingai, nes $p < 0,001$.

7.8 lentelė. Trijų vertybių vidutiniai rangai

	Mean Rank
Visuomenės pripažinimas	2,21
Draugystė	1,48
Pasitenkinimas, naudingumas žmonėms	2,31

7.9 lentelė. Frydmano kriterijaus rezultatai

N	511
Chi-square	208,141
Df	2
Asymp. Sig.	,000

Deja, Frydmano kriterijus neatsako į klausimą, kurių vertybių iš trijų nagrinėjamų vertinimas skiriasi. Paprasčiausia atsakyti į šį klausimą galima, tris kartus panaudojus Vilkoksono ženklų kriterijų ir palyginus visas vertybes tarpusavyje. Vilkoksono kriterijaus rezultatai rodo, kad draugystę dauguma žmonių vertina aukščiau nei visuomenės pripažinimą arba pasitenkinimą ir naudingumą žmonėms, tačiau kitų dviejų vertybių vertinimas statistiškai reikšmingai nesiskiria.

6 savarankiška užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad šeimos gerovės, malonumų ir sveikatos vertinimas skiriasi. Naudokite kintamuosius *seim66.3*, *malo66.4*, *svkt66.6*. Taikykite neparametrinį Frydmano kriterijų. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Priklausomas kintamasis dispersinėje analizėje.
2. Faktorius.
3. Faktoriaus lygiai.
4. Kovariantė.
5. Blokų (grupių) faktorius (*Between Subject Factor*) ir sąlygų arba matavimų faktorius (*Within Subject Factor*).
6. Dispersijų homogeniškumas.
7. *F*-statistika dispersinėje analizėje.
8. Determinacijos koeficientas, koreguotasis determinacijos koeficientas.
9. Koeficientai η^2 ir dalinis η^2 .

10. Sferiškumo prielaida.
11. Blokų (grupių) faktoriaus ir sąlygų (matavimų) faktoriaus sąveika.
12. Frydmano kriterijus.

Veiksmai

1. Kovariacinės analizės atlikimas.
2. Blokuotų duomenų dispersinės analizės atlikimas.
3. Mišrios dviejų faktorių dispersinės analizės atlikimas, kai vienas faktorius yra grupavimo, o kitas yra matavimo.
4. Hipotezės apie daugiau kaip dviejų priklausomų populiacijų skirstinių padėties skirtumą patikrinimas naudojant neparametrinį Frydmano kriterijų.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 8

Ranginė koreliacija ir nominalinių kintamųjų ryšio koeficientai

Psichologiniuose tyrimuose labai įprasti yra ranginiai ir nominaliniai kintamieji, todėl svarbu mokėti tirti tokių kintamųjų ryšius. Iš ranginiams kintamiesiems skirtų ryšio koeficientų dažniausiai naudojami Spirmeno ρ (angl. *Spearman's rho*) ir Kendalo τ (angl. *Kendall's tau*) koeficientai, o nominalinių kintamųjų ryšys dažniausiai vertinamas Kramerio V (angl. *Cramer's V*) koeficientu arba jo variantu ϕ (angl. *Phi*) koeficientu, tinkamu 2×2 lentelėms. Yra ir nemažai kitų koeficientų, svarbesni iš jų trumpai apžvelgiami šiame darbe.

Ranginės koreliacijos koeficientai Spirmeno ρ ir Kendalo τ yra labai panašūs. Spirmeno ρ koeficientas naudojamas, kai abu kintamieji yra kiekybiniai arba ranginiai, bet turintys gana daug skirtingų reikšmių. Spirmeno koeficiento privalumas – koeficiento reikšmė paprastai būna gana artima Pirsono koreliacijos koeficiento reikšmei, todėl lengviau suprasti ryšio stiprumą. Kendalo τ koeficientas dažniau naudojamas ranginiams kintamiesiems, turintiems nedaug skirtingų reikšmių. Kendalo τ galima naudoti ir dvireikšmio kintamojo ryšiui su ranginiu kintamuoju tirti. Kendalo τ reikšmė gali gerokai skirtis nuo Pirsono koreliacijos koeficiento – ji paprastai būna mažesnė. Kendalo τ koeficiento yra du pagrindiniai variantai: $\tau-b$ ir $\tau-c$. Koeficientas $\tau-b$ geriau tinka vienodo stulpelių ir eilučių skaičiaus lentelėms. Kitokioms lentelėms Kendalo $\tau-b$ koeficientas kinta ne nuo -1 iki $+1$, bet siauresnėse ribose, todėl tokioms lentelėms tikslesnis yra Kendalo $\tau-c$ koeficientas. Paprastai šie skirtumai būna nedideli ir neesminiai.

Statistinio ryšio koeficientai yra simetriniai ir asimetriniai. Simetrinio ryšio koeficientas skaičiuojamas neatsižvelgiant į tai, kuris kintamasis nuo kurio priklauso. Simetriniai ryšio koeficientai yra tiesinės koreliacijos Pirsono koeficientas, ranginės koreliacijos Spirmeno ρ ir Kendalo τ koeficientai, nominalinių kintamųjų ryšio Kramerio V (angl. *Cramer's V*), ϕ bei kontingencijos (angl. *Contingency Coefficient*) koeficientai. Asimetrinio ryšio koeficiento skaičiavimas priklauso nuo to, kuris iš dviejų kintamųjų laikomas priklausomu, o kuris nepriklausomu, ir gautieji rezultatai skiriasi. Asimetriniai ryšio koeficientai yra neapibrėžtumo koeficientas (angl. *Uncertainty Coefficient*), koeficientas λ (angl. *Lambda*), Gudmano - Kraskelo τ (angl. *Goodman and Kruskal tau*) koeficientas.

Darbo tikslai

1. Išmokti apskaičiuoti ir naudoti Spirmeno ρ ir Kendalo τ ranginės koreliacijos koeficientus.
2. Išmokti apskaičiuoti ir naudoti nominalinių kintamųjų ryšio koeficientus: Kramerio V , ϕ , kontingencijos, neapibrėžtumo, λ , Gudmano - Kraskelo τ koeficientus.

Duomenys

duomenys_8A.sav.

duomenys_8B.sav.

Užduotys

I. Ranginės koreliacijos koeficientai

Naudokite duomenis *duomenys_8A.sav.*

1 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad dvasingumas susijęs su kiekviena iš *MMPI* validumo skalių *L*, *F* ir *K*. Naudokite kintamuosius *dvasum*, *mmpi_l*, *mmpi_f*, *mmpi_k*. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$. Naudokite ranginės koreliacijos koeficientus: Spirmeno ρ ir Kendalo τ -*b* (pavyzdžiui, dėl tikėtino²¹ nemažo skirstinių nuokrypio nuo normaliojo).

Menu parinkite: Analyze → Correlate → Bivariate → Variables: įkelkite kintamuosius *dvasum*, *mmpi_l*, *mmpi_f*, *mmpi_k* → įjunkite Kendall's tau-b, Spearman → OK.

Kendalo τ -*b* ir Spirmeno ρ koeficientai rodo statistiškai reikšmingą dvasingumo sumos ryšį su *MMPI K* (korekcijos) skale (8.1 lentelėje). Kendalo τ -*b* = 0,084 ($p = 0,004$), Spirmeno $\rho = 0,121$ ($p = 0,004$). Interpretuojant rezultatus, reikia atsižvelgti į tai, kad didesnę dvasingumą reiškia mažesnė dvasingumo skalės suma. Taigi, dvasingumui didėjant, *MMPI* korekcijos skalės reikšmė mažėja, o tai reiškia, kad dvasingesni žmonės yra mažiau gynybiškai nusiteikę atlikdami *MMPI* testą.

²¹ Validumo skalėse galima tikėtis nemažos skirstinių asimetrijos, nes tiriamųjų su testo atlikimo validumo pažeidimais turėtų būti palyginti nedaug. Validumo skalės konstruojamos taip, kad aptiktų nepakankamą testo atlikimo validumą, tačiau jos nematuoja tiriamųjų asmenybės bruožų, skirtingai nuo klinikinių *MMPI* testo skalių.

8.1 lentelė. Dvasingumo skalės sumos ir MMPI validumo skalių koreliacijos

			Dvasingumo suma	mmpi_l	mmpi_f	mmpi_k
Kendall's tau_b	Dvasingumo suma	Correlation	1,000	,034	-,023	,084**
		Sig. (2-tailed)	.	,261	,440	,004
		N	610	573	573	573
	mmpi_l	Correlation	,034	1,000	,179**	-,282**
		Sig. (2-tailed)	,261	.	,000	,000
		N	573	577	577	577
	mmpi_f	Correlation	-,023	,179**	1,000	-,469**
		Sig. (2-tailed)	,440	,000	.	,000
		N	573	577	577	577
	mmpi_k	Correlation	,084**	-,282**	-,469**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,004	,000	,000	.
		N	573	577	577	577
Spearman's rho	dvasingumo suma	Correlation	1,000	,045	-,034	,121**
		Sig. (2-tailed)	.	,283	,421	,004
		N	610	573	573	573
	mmpi_l	Correlation	,045	1,000	,244**	-,382**
		Sig. (2-tailed)	,283	.	,000	,000
		N	573	577	577	577
	mmpi_f	Correlation	-,034	,244**	1,000	-,627**
		Sig. (2-tailed)	,421	,000	.	,000
		N	573	577	577	577
	mmpi_k	Correlation Coefficient	,121**	-,382**	-,627**	1,000
		Sig. (2-tailed)	,004	,000	,000	.
		N	573	577	577	577

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Pirsono koreliacijos koeficientas (čia nepateikiamas) rodo, kad dvasingumo suma statistiškai reikšmingai koreliuoja su *MMPI L* (melo) skalės suma, $p = 0,023$. Šis ryšys labai silpnas, koreliacijos koeficientas lygus 0,095. Atrodo, kad dvasingesni žmonės šiek tiek mažiau linkę meluoti atlikdami *MMPI* testą. Tačiau Kendalo τ -*b* ir Spirmeno ρ koeficientai šio ryšio nepatvirtina. Kuriais rezultatais tikėti? Pažiūrėjus dvasingumo sumos skirstinį (pvz., *Explore* procedūra) matyti, kad šis skirstinys skiriasi nuo norma-

liojo ir yra labai asimetriškas. Tokiu atveju patikimiau yra Kendalo τ - b ir Spirmeno ρ ranginės koreliacijos koeficientai, nes jie nesiremia prielaida apie kintamųjų skirstinių normalumą.

Pirsono koreliacijos koeficiento neskaičiuokite ranginiams kintamiesiems!²²

2 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_8A.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad didesnis fizinis aktyvumas susijęs su geresne psichine-emocine sveikata. Naudokite kintamuosius *fizakt3*, *psiche11*. Raskite Kendalo τ - b ir Kendalo τ - c koreliacijos koeficientus. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Kintamieji yra ranginiai ir turi nedidelį galimų reikšmių skaičių, todėl tikslinga skaičiuoti Kendalo τ - b ir Kendalo τ - c koreliacijos koeficientus.

Koeficientus apskaičiuokite naudodami porinę dažnių lentelę: Analyze → Descriptive Statistics → Crosstabs → Row(s): įkelkite kintamąjį *fizakt3* → Column(s): įkelkite kintamąjį *psiche11* → mygtuku Statistics atverkite langą → įjunkite Chi-square, Gamma²³, Kendall's tau-b, Kendall's tau-c → Continue → mygtuku Cells atverkite langą → įjunkite Percentages, Row → Continue → OK.

χ^2 kriterijaus $p = 0,101$, vadinasi, statistiškai reikšmingo ryšio nerodo (8.2 lentelė). Kendalo τ - b , Kendalo τ - c ir *gama* koreliacijos koeficientai beveik rodo statistiškai patikimą ryšį: $p = 0,051$. Kendalo τ - $b = 0,070$, Kendalo τ - $c = 0,066$ ir *gama* = 0,111 (8.3 lentelė). Remiantis šiais duomenimis, nulinės hipotezės apie ryšio nebuvimą atmesti negalite. Jei ryšys būtų, jo kryptis būtų teigiama: didėjant fizinio aktyvumo kintamajam *fizakt3*, didėja kintamojo *psiche11* reikšmės, t. y. didėjant fiziniam aktyvumui, gerėja psichinė - emocinė sveikata.

8.2 lentelė. χ^2 kriterijaus rezultatai

	Value	Df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	13,316	8	,101
N of Valid Cases	603		

²² Išimtis galėtų būti gana didelės imtys ir ranginiai kintamieji, turintys gana didelį skirtingų reikšmių skaičių, tačiau ir šiuo atveju naudinga pasižiūrėti skirstinius, išskirtis ir ryšio vaizdą sklaidos diagramoje.

²³ Koeficientas *gama* labiau įprastas sociologiniuose tyrimuose nei psichologiniuose. Jo idėja yra ta pati, kaip ir Kendalo tau, tačiau *gama* koeficientas kitaip vertina susijusius rangus (tiesiog atmeta tokius atvejus), todėl jo reikšmės būna didesnės nei Kendalo tau.

8.3 lentelė. Kendalo τ -b, Kendalo τ -c ir γ koreliacijos koeficientai

	Value	Asymp. Std. Error	Approx. T	Approx. Sig.
Kendall's tau-b	,070	,036	1,949	,051
Kendall's tau-c	,066	,034	1,949	,051
Gamma	,111	,057	1,949	,051
N of Valid Cases	603			

3 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_8A.sav*. Nustatykite, kokie yra dvasingumo ryšiai su požiūriu į vertybes. Naudokite kintamuosius *dvasum* ir *matg66.1 – naud66.8*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

4 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_8A.sav*. Patikrinkite hipotezę, kad didesnis fizinis aktyvumas yra susijęs su geresne psichine-emocine sveikata, kai vidutinio ir didelio fizinio aktyvumo grupės sujungiamos į vieną. Naudokite kintamuosius *fizakt3, psiche11*. Raskite Kendalo τ -b ir Kendalo τ -c koreliacijos koeficientus. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

II. Nominalinių kintamųjų ryšio koeficientai

Naudokite duomenis *duomenys_8B.sav*.

5 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad vaiko įtraukimas į socialiai remtinų vaikų sąrašus ir skurdas yra susiję. Naudokite kintamuosius *itrsar_2* ir *skurst_2*. Raskite šiuos nominalinių kintamųjų ryšio koeficientus: Kramerio V , ϕ , kontingencijos, neapibrėžtumo koeficientą, τ , Gudmano-Kraskelo λ . Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Kintamieji yra nominaliniai, todėl skaičiuokite nominalinių kintamųjų koreliacijos koeficientus.

Meniu parinkite: Analyze → Descriptive Statistics → Crosstabs → Row(s): įkelkite kintamąjį *skurst_2* → Column(s): įkelkite kintamąjį *itrsar_2* → mygtuku Statistics atverkite langą → įjunkite Chi-square, Contingency coefficient, Phi and Kramer's V, Lambda, Uncertainty coefficient → Continue → mygtuku Cells atverkite langą → įjunkite Percentages: Row → Continue → OK.

Šeimos skurdo ir vaiko įtraukimo į mokykloje remtinų vaikų sąrašą dažniai pateikti lentelėje 8.4. χ^2 kriterijus rodo, kad ryšys yra statistiškai reikšmingas, nes $p < 0,001$ (8.5 lentelė). Tai patvirtina ir tikslusis Fišerio kriterijus, $p < 0,001$. Nagrinėjamu atveju šis patvirtinimas reikalingas, nes lentelėje yra vienas langelis su tikėtiniu dažniu, mažesniu už 5 (ir tokių lan-

gelių procentas viršija 20%). Tačiau ryšys nėra absoliutus. Priklausomybei, kurios galima tikėtis, prieštarauja tai, kad 5,8% vaikų iš neskurstančių šeimų yra įtraukti į socialiai remtinių vaikų sąrašą ir beveik pusė vaikų iš skurstančių šeimų, 47,4%, nėra įtraukti į socialiai remtinių sąrašą. Vis dėlto ryšys gana stiprus. Tai gerai parodo Kramerio $V = 0,503$, ($p < 0,001$). Koeficientas ϕ sutampa su Kramerio V koeficientu 2×2 išmatavimų lentelėms. Kontingencijos koeficientas lygus 0,449 (8.6 lentelė). Kramerio V , ϕ ir kontingencijos koeficientai remiasi χ^2 kriterijumi ir jų statistiniai reikšmingumai sutampa su šio kriterijaus statistikos statistiniu reikšmingumu. Kontingencijos koeficientas yra sunkiau interpretuojamas, nes jo maksimali galima reikšmė yra mažesnė už vienetą, todėl šis koeficientas dabar beveik nenaudojamas (tačiau senesnėje literatūroje jis yra gana dažnas).

Asimetriniai ryšio koeficientai pagrįsti ne χ^2 kriterijaus statistika, bet kitais principais. Asimetrinių koeficientų reikšmės pateikiamos 8.7 lentelėje *Directional Measures*. Nagrinėkite tuos koeficientus, kurie apskaičiuoti priimant, kad priklausomas kintamasis (*Dependent*) yra vaiko įtraukimas į socialiai remtinių sąrašą. Koeficientas $\lambda = 0,063$ yra mažas²⁴ ir statistiškai nereikšmingas, $p = 0,819$. Gudmano-Kraskelo $\tau = 0,253$ rodo statistiškai reikšmingą ryšį ($p < 0,001$), o neapibrėžtumo koeficientas lygus 0,216 ir taip pat yra statistiškai reikšmingas, $p < 0,001$.

8.4 lentelė. Šeimoms skurdo ir vaiko įtraukimo į mokykloje remtinių vaikų sąrašą dažnių lentelė

			Ar vaikas įtrauktas į mokykloje remtinių vaikų sąrašą		
			Ne	Taip	Total
Skurstanti šeima	Ne	Count	97	6	103
		%	94,2%	5,8%	100,0%
	Taip	Count	9	10	19
		%	47,4%	52,6%	100,0%
	Total	Count	106	16	122
		%	86,9%	13,1%	100,0%

²⁴ Taip yra todėl, kad λ skaičiuojamas iš dviejų klaidos tikimybių skirtumo: pirmoji tikimybė yra tikimybė klaidos, spėjant priklausomo kintamojo kategoriją konkrečiam tiriama-jam, kai apie jį nieko nežinoma (pavyzdyje ši tikimybė yra 16/122); antroji yra tikimybė suklysti spėjant priklausomą kintamąjį, kai žinoma nepriklausomo kintamojo reikšmė (pavyzdyje tokių klaidų būtų $9 + 6 = 15$, vadinasi, klaidos tikimybė yra 15/122). Taigi, nepriklausomo kintamojo žinojimas sumažina klaidos tikimybę spėjant priklausomą kintamąjį labai nedaug, todėl ir λ koeficientas yra mažas.

8.5 lentelė. χ^2 kriterijaus rezultatai

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	30,841	1	,000	
Fisher's Exact Test				,000

a. 1 cells (25,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 2,49

8.6 lentelė. Kramerio V , ϕ ir kontingencijos koeficientai (*Symmetric Measures*)

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	,503	,000
	Cramer's V	,503	,000
	Contingency Coefficient	,449	,000

8.7 lentelė. Neapibrėžtumo, λ , Gudmano-Kraskelo τ ryšio koeficientai

(*Directional Measures*)

		Value	Asymp. Std. Error	Approx. T	Approx. Sig.
Lambda	Symmetric	,143	,200	,675	,499
	Ar vaikas įtrauktas į mokykloje remtinių vaikų sąrašą Dependent	,062	,264	,229	,819
Goodman and Kruskal tau	Skurstanti šeima Dependent	,253	,108		,000
	Ar vaikas įtrauktas į mokykloje remtinių vaikų sąrašą Dependent	,253	,110		,000
Uncertainty Coefficient	Symmetric	,227	,094	2,226	,000
	Skurstanti šeima Dependent	,216	,092	2,226	,000
	Ar vaikas įtrauktas į mokykloje remtinių vaikų sąrašą Dependent	,240	,099	2,226	,000

6 savarankiška užduotis. Raskite, kurioje mokykloje vaiko įtraukimo į socialiai remtinių vaikų sąrašus ir skurdo ryšys yra stipriausias. Naudokite kintamuosius *mokykla*, *itrsar_2*, *skurst_2*. Raskite nominalinių kintamųjų ryšio koeficientus kiekvienai mokyklai atskirai. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Ranginė koreliacija.
2. Spirmeno ρ ranginės koreliacijos koeficientas.
3. Kendalo τ - b ir τ - c ranginės koreliacijos koeficientai.
4. Nominalinių kintamųjų ryšiai.
5. Kramerio V ir ϕ koeficientai.
6. Kontingencijos koeficientas.
7. Neapibrėžtumo, λ , Gudmano - Kraskelo τ ryšio koeficientai.
8. Simetriniai ir asimetriniai (kryptingi) ryšio koeficientai, jų skirtumai.

Veiksmai

1. Spirmeno ρ ir Kendalo τ ranginės koreliacijos koeficientų apskaičiavimas ir jų rezultatų interpretavimas.
2. Nominalinių kintamųjų ryšio koeficientų (Kramerio V , ϕ , kontingencijos, neapibrėžtumo, λ , Gudmano - Kraskelo τ) apskaičiavimas ir jų rezultatų interpretavimas.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 9

Tiesinė regresinė analizė.

Pirsono tiesinės koreliacijos koeficientų palyginimas.

Dalinės koreliacijos koeficientas

Tiesinė regresinė analizė yra vienas iš svarbiausių **daugiamatės** statistinės analizės metodų, naudojamų tarpusavio ryšiais susietiems kintamiesiems tirti. Regresinė analizė taikoma tirti vieno kintamojo (vadinamo priklausomu, tikslo, kriterijaus kintamuoju) ryšį su vienu, keliais ar daugeliu kitų kintamųjų (vadinamų nepriklausomais kintamaisiais arba prediktoriais).

Regresinės analizės tikslas yra surasti **regresijos lygtį**, geriausiai išreiškiančią priklausomo ir nepriklausomų kintamųjų ryšį, remiantis turimais duomenimis, patikrinti gauto modelio tinkamumą ir jį panaudoti priklausomo kintamojo reikšmių apskaičiavimui. Tiesinės regresijos modelyje priklausomą kintamąjį su nepriklausomais sieja tiesinis ryšys (išreiškiamas tiesės lygtimi).

Šiame darbe pateikiamas įvadas į tiesinę regresinę analizę, nes šis metodas yra labai svarbus ir dažnai naudojamas psichologiniuose tyrimuose. Suprantamai, naudojant tik svarbiausias tiesinės regresijos matematinės išraiškas, aprašytos tiesinės regresijos rūšys, metodo taikymo sąlygos, pažodžiai.

Tiesinė regresinė analizė remiasi **daliniais** (Pirsono) **koreliacijos koeficientais**, todėl darbe supažindinama su šiais koeficientais.

Darbe pateikiami metodai Pirsono koreliacijos koeficiento pasikliautinąjo intervalo apskaičiavimui ir dviejų Pirsono tiesinės koreliacijos koeficientų palyginimui.

Tiesinė regresinė analizė

Tiesinės regresijos modelis, siejantis priklausomą kintamąjį Y su k nepriklausomų kintamųjų²⁵ X_1, X_2, \dots, X_k , yra išreiškiamas:

$$Y = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_k X_k + e, \quad (9.1)$$

²⁵ Priklausomumą ir nepriklausomumą čia reikia suprasti tik matematine prasme, tikroviėje nepriklausomo kintamojo ar kintamųjų kitimas visai nebūtinai yra priklausomo kintamojo kitimo priežastimi.

čia a – konstanta, vadinama žodžiais **atkarpa, kirtimas**²⁶ (angl. *intercept*), b_1, b_2, \dots, b_k yra **regresijos koeficientai**, vadinami nuolydžio (angl. *slope*) arba krypties koeficientais, e – atsitiktinė paklaida (angl. *error term*). Regresijos koeficientas b_i rodo, kaip pakinta Y , kai X_i padidėja vienetu.

Svarbu suprasti, kad regresijos lygtis išreiškia priklausomą kintamąjį Y per nepriklausomus kintamuosius X_1, X_2, \dots, X_k tik **apytiksliai**, nes kintamųjų ryšiai yra statistiniai, vadinasi, tikimybiniai, negriežti. Visuomet²⁷ yra regresijos paklaida e . Dėl regresijos paklaidos tik dalis Y dispersijos priklauso nuo X reikšmių.

Žinodami regresijos lygtį, galime apytiksliai numatyti, t. y. apskaičiuoti priklausomo kintamojo reikšmę iš nepriklausomų kintamųjų reikšmių. Tikrosios priklausomo kintamojo reikšmės ir iš regresijos lygties apskaičiuojamos jo reikšmės skirtumas vadinamas **liekana** (angl. *residual*).

Tiesinė regresinė analizė glaudžiai susijusi su Pirsono koreliacijos koeficientu ir remiasi šiomis prielaidomis:

- kintamųjų ryšys yra tiesinis (todėl sakoma: „tiesinė regresija“);
- kintamieji išmatuoti bent intervalų skale;
- kintamųjų skirstiniai normalieji (bent apytiksliai);
- nepriklausomi kintamieji yra tarpusavyje nekoreliuoti (arba jų tarpusavio koreliacijos yra silpnos);
- paklaidos e_i yra normaliai pasiskirstę atsitiktiniai dydžiai (čia e_i yra konkretaus stebėjimo regresijos lygties paklaida);
- visų paklaidų e_i vidurkiai lygūs nuliui;
- visų paklaidų e_i dispersijos lygios; ši prielaida dar vadinama **homoskedastiškumo** reikalavimu;
- visos paklaidos e_i tarpusavyje yra nepriklausomos.

Regresija naudojama:

- numatyti arba apskaičiuoti priklausomo kintamojo reikšmę iš nepriklausomų kintamųjų reikšmių;
- geriau išreikšti kintamųjų ryšio pobūdį²⁸;
- palyginti tarpusavyje nepriklausomų kintamųjų ryšius su priklausomu kintamuoju.

²⁶ Matematiškai tai atkarpos, kurią regresijos tiesė atkerta Y ašyje, ilgis (nuo koordinatų pradžios taško) su ženklu.

²⁷ Išskyrus atvejus, kai priklausomo ir nepriklausomų kintamųjų ryšys iš tikrųjų yra visai tiksliai tiesinis, funkcinis, tačiau tokie atvejai nėra statistikos uždavinys.

²⁸ Pavyzdžiui, žinodami dviejų kintamųjų X ir Y koreliacijos koeficientą, galime tik spręsti apie jų ryšio buvimą ir stiprumą, bet nežinome, kiek turėtų pakisti vienas kintamasis, kai kitas padidės, sakysim, vienetu.

Nors tiesinėje regresinėje analizėje yra reikalaujama, kad priklausomas ir nepriklausomi kintamieji būtų išmatuoti ne mažiau kaip intervalų skaleje, tačiau dažnai galima naudoti ir nominalinius arba ranginius kintamuosius, juos perkodavus į vadinamus *pseudokintamuosius*²⁹. Kiekvieną nominalinį arba ranginį kintamąjį, turintį *m* kategorijų, galima aprašyti *m-1* pseudokintamaisiais. Pseudokintamojo galimos reikšmės yra 0 ir 1. Paprastai šiems kintamiesiems statistinės išvados netaikomos. Jeigu pseudokintamųjų skaičius per didelis, sunku interpretuoti gautus rezultatus.

Tiesinė regresinė analizė yra jautri išskirtims ir reikalauja, kad priklausomo ir nepriklausomų kintamųjų ryšiai būtų tiesiniai. Todėl rekomenduojama prieš regresinę analizę atlikti išskirčių analizę ir pažiūrėti tiriamų ryšių pobūdį grafiškai, pavyzdžiui, sklaidos diagramose.

Regresinė analizė, kai nepriklausomas kintamasis yra vienas

Tiesinės regresijos modelis, siejantis priklausomą kintamąjį *Y* su vienu nepriklausomu kintamuoju *X*, yra apibrėžiamas:

$$Y = a + b_1 X_1 + e. \quad (9.2)$$

Šiam modeliui sudaryti ir įvertinti meniu parinkite: Analyze → Regression → Linear: įkelkite priklausomą kintamąjį į Dependent langelį → įkelkite nepriklausomą kintamąjį į Independent(s) langelį → mygtuku Statistics atverkite langą → įjunkite Descriptives → Continue → OK.

Atlikus tiesinę regresinę analizę, paprastai pirmiausia stengiamasi atsakyti į klausimus: a) ar yra tiriamas (statistiškai reikšmingas) ryšys? b) jei ryšys yra statistiškai reikšmingas, tai koks jo stiprumas? Atsakymą į pirmą klausimą parodo apskaičiuotas ryšio statistinis reikšmingumas, kurį SPSS pateikia ANOVA lentelėje. Ryšio stiprumą parodo *Model Summary* lentelė (9.1).

9.1 lentelė. Tiesinės regresijos modelio ryšio stiprumo koeficientų pavyzdys

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,791	,626	,623	2,717

Šiame pavyzdyje panaudoti realaus psichologinio tyrimo duomenys. Priklausomas kintamasis yra MMPI testo paranojos skalė, o nepriklausomas –

²⁹ Pseudokintamųjų taikymas plačiau aprašytas Čekanašičiaus ir Murausko knygos „Statistika ir jos taikymai“ II dalyje. 171–173 pp.

šizofrenijos skalė. R yra kintamųjų Pirsono koreliacijos koeficientas. Pavyzdys įdomus tuo, kad stebimas gana stiprus kintamųjų ryšys.

Determinacijos koeficientas (angl. *R Square*) rodo priklausomo kintamojo dispersijos dalį, paaiškinamą nepriklausomo kintamojo arba kintamųjų kitimu. Aukščiau pateiktame pavyzdyje determinacijos koeficientas yra 0,626, tai apytiksliai 63%. Koreguotasis determinacijos koeficientas (angl. *Adjusted R Square*) yra determinacijos koeficientas, pakoreguotas atsižvelgiant į imties didumą ir nepriklausomų kintamųjų skaičių. Šis koeficientas yra populiacijos determinacijos koeficiento įvertis. Didelėms imtims determinacijos ir koreguotasis determinacijos koeficientai skiriasi nežymiai. Kuo didesnis determinacijos koeficientas, tuo tiksliau galima apskaičiuoti priklausomą kintamąjį iš nepriklausomų.

Daugialypė (daugiamatė, angl. *multiple, multivariate*) tiesinė regresinė analizė

Daugialypės tiesinės regresinės analizės modelis sieja vieną priklausomą ir du ar daugiau nepriklausomų kintamųjų ir yra išreiškiamas 9.1 lygtimi. Pavyzdžiui, trijų nepriklausomų kintamųjų atveju modelis užrašomas taip:

$$Y = a + b_1 X_1 + b_2 X_2 + b_3 X_3 + e. \quad (9.3)$$

Daugiamatė regresija susijusi su **daugialypiu (angl. *multivariate*) koreliacijos koeficientu** $r(Y; X_1, X_2, \dots, X_k)$. Daugialypis koreliacijos koeficientas matuoja apibendrintą priklausomo kintamojo ryšį su visais nepriklausomais kintamaisiais. Taikant regresinę analizę kartais reikalaujama, kad r^2 siektų 0,25. Jei $r^2 < 0,25$, abejojama, ar regresijos modelis tinka (Čekavičius ir Murauskas, 2002, p. 138). Bet tai nėra absoliuti taisyklė, nes reikia įvertinti ir kitas aplinkybes, pvz., imties didumą, regresinės analizės tikslus. Gali būti, kad net ir silpnas, bet statistiškai reikšmingas ryšys tyrime yra vertingas.

Daugialypės tiesinės regresijos modeliui sudaryti meniu parinkite: Analyze → Regression → Linear: įkelkite priklausomą kintamąjį į Dependent langelį → įkelkite nepriklausomus kintamuosius į Independent(s) langelį → mygtuku Statistics atverkite langą → įjunkite Descriptives → Continue → OK.

Koeficientų lentelė (žr., pavyzdžiui, 9.7 lentelę) pateikia regresijos lygties koeficientus (B) ir jų statistinį reikšmingumą ($Sig.$). Standartizuoti regresijos koeficientai ($Beta$) parodo, koks yra nepriklausomų kintamųjų palyginamasis ryšio stiprumas su priklausomu kintamuoju. Svarbu suprasti,

kad daugiamatėje regresinėje analizėje nepriklausomo kintamojo ryšys su priklausomu kintamuoju vertinamas atsižvelgiant į nepriklausomų kintamųjų tarpusavio ryšius. Nepriklausomo kintamojo regresijos koeficientas įvertina „gryną“ to kintamojo ryšį su priklausomu kintamuoju, t. y. tokį ryšį, kuris stebimas, kai nagrinėjamas nepriklausomas kintamasis kinta, o visi kiti lygtyje esantys nepriklausomi kintamieji išlieka pastovūs. Tai esminis regresinės analizės skirtumas nuo paprastos koreliacinės analizės.

Jei regresijos koeficientas teigiamas, didėjant nepriklausomam kintamajam priklausomas kintamasis irgi didėja. Jei koeficientas neigiamas, tai didėjant nepriklausomam kintamajam priklausomas mažėja³⁰.

Žingsninė, arba statistinė (angl. *stepwise*), regresinė analizė

Žingsninė regresinė analizė naudojama, kai nepriklausomų kintamųjų yra daug ir iš anksto sunku nuspręsti, kuriuos iš jų įtraukti į regresijos lygtį.

Šiam modeliui sudaryti ir įvertinti meniu parinkite: Analize → Regression → Linear: įkelkite priklausomą kintamąjį į Dependent langelį → įkelkite nepriklausomą kintamąjį į Independent(s) langelį → mygtuku Statistics atverkite langą → įjunkite Descriptives → atverkite langą Method: įjunkite Stepwise → Continue → OK.

Žingsninę regresinę analizę reikia naudoti atsargiai, ypač mažų imčių atvejais, nes tokiu būdu gaunamos regresijos koeficientų p -reikšmės gali būti gerokai mažesnės nei iš tikrųjų (tai vadinama I-os rūšies klaidos tikimybės „infliacija“, t. y. ši tikimybė realiai būna žymiai didesnė nei apskaičiuota). Todėl žingsninė regresinė analizė daugiau tinka tiriamojoje (angl. *exploratory*) analizėje, o ne statistinėms išvadoms. Iš dalies apsisaugoti nuo neteisingai apskaičiuojamų p -reikšmių galima naudojant dideles imtis ir pasirenkant kintamųjų įtraukimo į lygtį statistinio reikšmingumo slenkstį ne $p = 0,05$, bet žymiai griežtesnį, pvz., $p = 0,01$ ar net $p = 0,001$.

Pasirenkant kintamuosius regresinei analizei ir įvertinant jos rezultatus, svarbu atsižvelgti į tiriamų reiškinių teoriją. Statistiniai metodai to negali padaryti, tai gali tik žmogus – tyrimo srities specialistas.

Blokinė (arba hierarchinė) regresinė analizė

Blokinė regresinė analizė naudojama, kai nepriklausomi kintamieji sudaro grupes, vadinamas blokais, ir yra būtina į šiuos blokus atsižvelgti.

³⁰ Daugiau informacijos galima rasti literatūroje (Čekanavičius ir Murauskas, 2002, p. 163–164).

Kiekvieno bloko kintamieji į regresinės analizės modelį įtraukiami arba iš jo išmetami šiais būdais:

- **Enter.** Visi bloko kintamieji į lygtį įtraukiami kartu.
- **Stepwise.** Bloko kintamiesiems taikoma žingsninė regresija. Nepriklausomi kintamieji įtraukiami į regresijos lygtį remiantis statistiniais kriterijais, jei jų statistinis reikšmingumas didesnis už tam tikrą lygmenį (pavyzdžiui, $p < 0,05$). Kintamieji gali būti pašalinti iš regresijos lygties, jei jų statistinis reikšmingumas nukrenta žemiau tam tikro lygio (pavyzdžiui, $p > 0,10$).
- **Forward.** Bloko kintamieji gali būti įtraukti į lygtį, bet po to negali būti pašalinti.
- **Backward.** Bloko kintamieji gali būti pašalinti iš lygties, bet negali būti vėl įtraukti. Pradžioje į lygtį surašomi visi analizuojami kintamieji.

Taikant blokinę regresinę analizę galima, pavyzdžiui, palyginti du kintamųjų rinkinius: kurių ryšys su priklausomu kintamuoju stipresnis? Taip pat galima atsakyti į klausimą, ar tam tikro naujo kintamojo (kintamųjų) įtraukimas į regresijos lygtį ją statistiškai reikšmingai pagerina.

Blokai apibrėžiami pagrindiniame regresinės analizės lange: aprašius pirmą bloką, spaudžiamas mygtukas Next ir pereinama prie antro bloko aprašymo, po to analogiškai prie trečio bloko ir t. t.

Multikolinearumo problema

Multikolinearumu vadinama stipri nepriklausomų kintamųjų tarpusavio koreliacija. Stiprią koreliaciją rodo koreliacijos koeficientai, artėjantys prie ± 1 , tačiau kartais ir vidutinio stiprumo koreliacijos neigiamai veikia regresinės analizės rezultatus. Esant multikolinearumui, negalima gerai atskirti nepriklausomų kintamųjų įtakos priklausomam kintamajam, atsiranda regresijos koeficientų nestabilumas – keli papildomi stebėjimai gali pakeisti jų reikšmę ar net ženklą.

Multikolinearumą galima pastebėti nagrinėjant koreliacinę matricą, tačiau tai ne visada patogu. Dažniausiai multikolinearumas nustatomas skaičiuojant **dispersijos padidėjimo daugiklį VIF** (angl. *Variance Inflation Factor*). Kintamasis yra per daug multikolinearus, jei jo $VIF > 4$.

Multikolinearumas patikrinamas taip: Analize → Regression → Linear → atverkite langą Statistics: įjunkite Collinearity diagnostics → OK.

Gautoje koeficientų lentelėje parodomi papildomi stulpeliai:

- **Collinearity statistics: Tolerance.** Kintamojo dispersijos dalis, nepaiškinama kitais nepriklausomais kintamaisiais lygtyje.

- **Collinearity statistics: VIF.** Dispersijos padidėjimo daugiklis VIF. Atvirkštinis dydis *Tolerance*. Jei $VIF > 4$, kintamasis yra per daug multikolinearus.

Jei yra multikolinearumas, jį reikia pašalinti: pvz., iš lygties išmesti vieną kintamąjį. Šalinamas kintamasis nebūtinai turi didžiausią VIF. Kitas būdas – iš dviejų stipriai susijusių kintamųjų sukurti vieną išvestinį, sakykim, jų vidurkį (Čekanaivičius ir Murauskas, p. 168-171).

Dalinės koreliacijos

Dalinės koreliacijos koeficientus galima apskaičiuoti: Analyze → Regression → Linear → atverkite langą Statistics: įjunkite Part and Partial correlations → OK.

Gautoje koeficientų lentelėje parodomi papildomi stulpeliai:

- **Correlations: Zero-order.** Nepriklausomo kintamojo ir priklausomo kintamojo Pirsono koreliacijos koeficientas.
 - Correlations: Partial. Nepriklausomo kintamojo dalinė koreliacija su priklausomu kintamuoju, kai iš nepriklausomo ir priklausomo kintamųjų pašalinti tiesiniai visų kitų nepriklausomų kintamųjų efektai.
 - Correlations: Part. Nepriklausomo kintamojo dalinė koreliacija su priklausomu kintamuoju, kai iš nepriklausomo kintamojo pašalinti tiesiniai visų kitų nepriklausomų kintamųjų efektai.

Atvejų diagnostika

Galima pareikalauti, kad regresinė analizė pateiktų lentelę atvejų, kurie labai neatitinka modelio, t. y. gaunamas didelis stebimos priklausomo kintamojo reikšmės ir modelio apskaičiuotosios reikšmės skirtumas.

Atvejų diagnostika įjungžiama: Analyze → Regression → Linear → atverkite langą Statistics: įjunkite Casewise diagnostics → OK.

Išskirtus atvejus reikia panagrinėti atidžiau. Jei jų negalima pataisyti, tikslinga pakartoti analizę be šių atvejų ir pažiūrėti, ar rezultatai iš esmės nepasikeis.

Liekanos

Liekana – tai priklausomo kintamojo stebimos reikšmės ir apskaičiuotosios reikšmės (naudojant regresijos lygtį) skirtumas. Išsamesnėje regresinėje analizėje gali būti naudojami įvairūs liekanų variantai, pavyzdžiui:

- Nestandartizuotos liekanos (angl. *Unstandardized*).
- Standartizuotos liekanos (angl. *Standardized*). Standartizuotos liekanos gaunamos, padalinus liekaną iš liekanų standartinio nuokrypio įverčio.

Tikslinga nubraižyti standartizuotų liekanų histogramą su normaliojo skirstinio kreive. Jei standartizuotų liekanų skirstinys gerokai nukrypęs nuo normaliojo, tai tiesinės regresijos modelis yra neteisingas ar bent jau abejotinas.

Histograma nubraižoma: Analyze → Regression → Linear → atverkite langą Plots: įjunkite Histogram → OK.

Darbo tikslai

1. Išmokti atlikti tiesinę regresinę analizę: vienmatę, daugialypę, žingsninę.
2. Išmokti palyginti du Pirsono tiesinės koreliacijos koeficientus nepriklausomų ir priklausomų imčių atvejais.
3. Išmokti apskaičiuoti Pirsono tiesinės koreliacijos koeficiento pasikliautinąjį intervalą.
4. Išmokti apskaičiuoti dalinės koreliacijos koeficientą.

Duomenys

duomenys_9A.sav

duomenys_9B.sav

duomenys_9C.sav

Failai (rinkmenos)

compare_r1_r2.xls

I. Tiesinė regresinė analizė

1 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_9A.sav*. Ištirkite atlyginimo ir darbo stažo ryšį: sudarykite tiesinės regresijos modelį, kai priklausomas kintamasis yra atlyginimas, o nepriklausomas – darbo stažas. Analizuokite ne vadovus vyrus ir ne vadoves moteris atskirai. Naudokite kintamuosius *drb_staz* ir *dabr_atl*. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

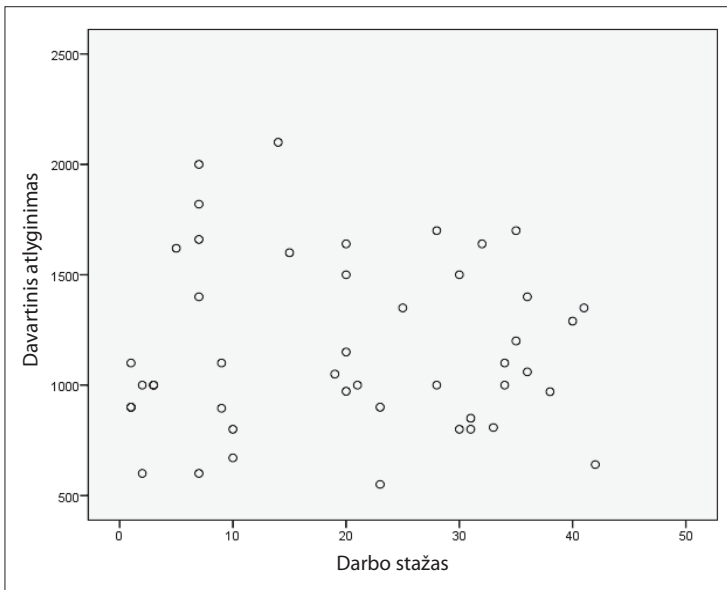
Išrinkite ne vadovus: Data → Select Cases → If ... *vad = 1* → OK.

Nubraižykite atlyginimo kintamojo *dabr_atl* histogramas bei stačiakampes diagramas ne vadovams vyrams ir ne vadovėms moterims atskirai. Moterų grupėje yra išskirtis, kurios eilės numeris 21. Pašalinkite šią išskirtį. Įvertinkite asimetrijos ir eksceso koeficientus.

Dabar išrinkite vyrus ne vadovus: Data → Select Cases → If ... *vad = 1 & lytis = 'v'* → OK.

Nubraižykite kintamųjų *drb_staz* ir *dabr_atl* sklaidos diagramą: Graphs → Legacy Dialogs → Scatter/Dots → Simple Scatter → Y Axis: įkelkite kintamąjį *dabr_atl* → X Axis: įkelkite kintamąjį *drb_staz* → OK.

Diagrama pavaizduota 9.1 pav. Matyti, kad kintamųjų tarpusavio priklausomybė silpna, nes duomenys plačiai išsibarstę ir nesigrupuoja apie kokią nors tiesę.



9.1 pav. Vyrų ne vadovų dabartinio atlyginimo ir darbo stažo sklaidos diagrama

Atlikite vienmatę regresinę analizę: Analyze → Regression → Linear → Dependent: įkelkite kintamąjį *dabr_atl* → Independent(s): įkelkite kintamąjį *drb_staz* → OK.

Determinacijos koeficientas (*R Square* lentelėje *Model Summary*, 9.2 lentelė) lygus beveik nuliui ir rodo, kad nepriklausomas kintamasis beveik visiškai nepaaiškina priklausomo kintamojo dispersijos. Regresijos modelis statistiškai nereikšmingas, nes *F* kriterijaus $p = 0,987$ (ANOVA lentelė, 9.3). Darbo stažo kintamojo koeficientas regresijos modelyje statistiškai reikšmingai nesiskiria nuo nulio, $p = 0,987$.

9.2 lentelė. Tiesinės regresinės analizės modelio rezultatai

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,003 ^a	,000	-,023	393,366
a. Predictors: (Constant), darbo stažas				

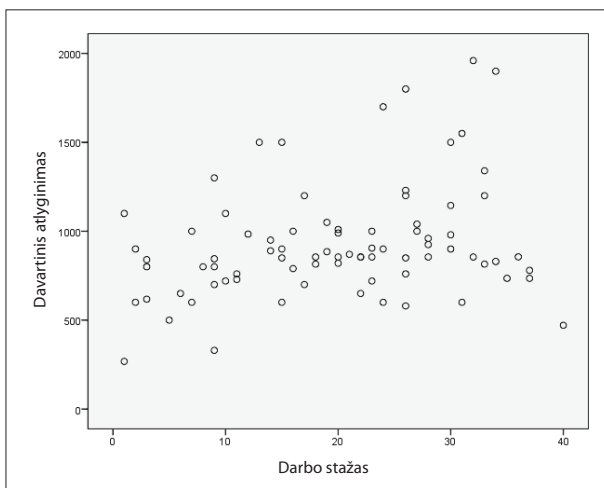
9.3 lentelė. Tiesinės regresijos modelio statistinis reikšmingumas

ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	44,004	1	44,004	,000	,987
	Residual	6808432,800	44	154737,109		
	Total	6808476,804	45			

Sudarykite regresijos modelį moterims. Išrinkite moteris ne vadoves, neįtraukite išskirties: Data → Select Cases → If ... *vad = 1 & lytis = 'm' & \$CASENUM ~ = 21* → OK.

Nubraižykite kintamųjų *drb_staz* ir *dabr_atl* sklaidos diagramą, kuri parodyta 9.2 pav. Dabartinis atlyginimas turi tendenciją didėti didėjant darbo stažui, ryšys atrodo bent iš dalies tiesinis. Duomenys regresinei analizei atrodo tinkami.



9.2 pav. Moterų ne vadovių dabartinio atlyginimo ir darbo stažo sklaidos diagrama

Atlikite regresinę analizę: Analyze → Regression → Linear → Dependent: įkelkite kintamąjį *dabr_atl* → Independent(s): įkelkite kintamąjį *drb_staz* → OK.

Šios analizės rezultatai toliau pateikiami trumpa forma, be lentelių. Koreguotasis determinacijos koeficientas (*Adjusted R Square*) lygus 0,072, vadinasi, 7,2% atlyginimo dispersijos paaiškina darbo stažas. Tai nėra daug, tačiau šis ryšys statistiškai reikšmingas, nes *F* kriterijaus statistika lygi 7,25, o jos $p = 0,009$ (ANOVA lentelėje). Darbo stažo kintamojo regresijos koeficientas yra statistiškai reikšmingas ir lygus 9,091 ($p = 0,009$). Vieneri darbo stažo metai prideda prie atlyginimo vidutiniškai 9 LT.

2 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_9B.sav*. Sudarykite tiesinės regresijos modelį berniukų pažangumui prognozuoti, remiantis atsakymais apie poliarinius būdvardžius, rodančius tiriamųjų asmenines savybes. Naudokite kintamuosius *pazang*, *b1v* – *b30v*. Pasirinkite statistinio reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$. Priklausomas kintamasis yra pažangumas, nepriklausomi – atsakymai apie poliarinius būdvardžius.

Atlikite daugiamatę regresinę analizę: Analyze → Regression → Linear → Dependent: įkelkite kintamąjį *pazang* → Independent(s): įkelkite kintamuosius *b1v* – *b30v* → OK.

Determinacijos koeficientas lygus 0,521. *F* kriterijaus statistikos reikšmė lygi 1,774, $p = 0,076$. Regresijos modelis apskritai nėra statistiškai reikšmingas, tačiau lentelėje *Coefficients* stulpelyje *Sig.* galima rasti, kurie būdvardžiai statistiškai reikšmingai susiję su pažangumu. Pavyzdžiui, būdvardžio *aktyvus* – *pasyvus* ryšys regresijos koeficientas yra statistiškai reikšmingas ($p = 0,005$) ir lygus -0,608. Tačiau dauguma būdvardžių statistiškai reikšmingai su pažangumu nesusiję.

3 užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_9B.sav*. Sudarykite tiesinės regresijos modelį berniukų pažangumui prognozuoti, remiantis atsakymais apie poliarinius būdvardžius. Naudokite kintamuosius *pazang*, *b1v* – *b30v*. Tinkamus būdvardžius išrinkite panaudodami žingsninę tiesinę regresiją. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Meniu parinkite: Analyze → Regression → Linear → Dependent: įkelkite kintamąjį *pazang* → Independent(s): įkelkite kintamuosius *b1v* – *b30v* → Method: pasirinkite Stepwise → OK.

Lentelėje 9.4 pateikti rezultatai. Lentelė *Variables Entered/Removed* rodo, kad pirmasis į regresijos lygtį buvo įtrauktas būdvardis *aktyvus-pasyvus*, antrasis – *bendraujantis-atsiskyrėlis*, trečiasis – *uždaras-atviras*.

Lentelėje *Model Summary* (9.5) matyti, kad koreguotasis determinacijos koeficientas *Adjusted R Square* padidėjo nuo 0,080 pirmame žingsnyje iki 0,284 paskutiniame žingsnyje. Šie trys būdvardžiai paaiškina 28,4% pažangumo dispersijos. Kita dispersijos dalis priklauso nuo mums nežinomų, į regresijos lygtį neįtrauktų kintamųjų. Atkreipkite dėmesį, kad prieš tai atliktoje daugiamatėje regresijoje koreguotasis determinacijos koeficientas yra mažesnis – maždaug 23%, nors determinacijos koeficientas *R Square*, atvirkščiai, didesnis. Taip yra todėl, kad koreguotasis determinacijos koeficientas įvertina į regresijos lygtį įeinančių nepriklausomų kintamųjų skaičių ir imties didumą.

ANOVA lentelė (9.6) rodo, kad regresijos modelis yra statistiškai reikšmingas, po trečio žingsnio $p < 0,001$. Lentelėje *Coefficients* (9.7) galite rasti koeficientų reikšmes ir iš jų parašyti regresijos lygtį:

$$pazang = 9,0 - 0,65 pasyvus + 0,41 atsiskyrėlis - 0,31 atviras.$$

Į lygtį įrašomas būdvardis, atitinkantis didesnę skaičių (7) atsakyme. Pažangumas didėja mažėjant pasyvumui (didėjant aktyvumui), didėjant atsiskyrimui (mažėjant bendravimui), mažėjant atvirumui (didėjant uždarumui). Kiekvieno iš šių trijų būdvardžių įtaka statistiškai reikšminga, nes $p < \alpha$ visiems trimis būdvardžiams (stulpelis *Sig.*). Stulpelyje *Beta* parodytos standartizuotos koeficientų reikšmės, kurios leidžia palyginti būdvardžius tarpusavyje pagal ryšio stiprumą. Stipriausias yra ryšys su aktyvumu - pasyvumu, nes standartizuotas koeficientas yra didžiausias absoliutiniu didumu ir lygus $-0,625$.

9.4 lentelė. Žingsninės tiesinės regresinės analizės kintamųjų įtraukimo seka. Priklausomas kintamasis pažangumas

Model	Variables Entered	Method
1	Aktyvus-pasyvus	Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter \leq ,050, Probability-of-F-to-remove \geq ,100).
2	Bendruojantis-atsiskyrėlis	Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter \leq ,050, Probability-of-F-to-remove \geq ,100).
3	Uždaras-atviras	Stepwise (Criteria: Probability-of-F-to-enter \leq ,050, Probability-of-F-to-remove \geq ,100).

9.5 lentelė. Žingsninės tiesinės regresinės analizės modelio rezultatai

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	,314 ^a	,099	,080	1,33422
2	,489 ^b	,239	,207	1,23873
3	,572 ^c	,327	,284	1,17715

a. Predictors: (Constant), aktyvus-pasyvus

b. Predictors: (Constant), aktyvus-pasyvus, bendraujantis-atsiskyrėlis

c. Predictors: (Constant), aktyvus-pasyvus, bendraujantis-atsiskyrėlis, uždaras-atviras

9.6 lentelė. Žingsninės tiesinės regresinės analizės galutinio modelio statistinis reikšmingumas

ANOVA

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
3	Regression	31,645	3	10,548	7,612	,000
	Residual	65,127	47	1,386		
	Total	96,772	50			

9.7 lentelė. Galutinio modelio regresijos koeficientai

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	T	Sig
		B	Std. Error	Beta		
3	(Constant)	9,012	,823		10,952	,000
	Aktyvus-pasyvus	-,651	,152	-,625	-4,271	,000
	Bendraujantis-atsiskyrėlis	,406	,162	,371	2,504	,016
	Uždaras-atviras	-,306	,123	-,321	-2,481	,017

4 savarankiška užduotis. a) Apskaičiuokite regresijos lygties prognozuojamą pažangumo reikšmę, jei mokinio poliariniai būdvardžiai yra palankiausi pažangumui. Būdvardžių reikšmės, palankiausios pažangumui: *aktyvus-pasyvus* = 1, *bendraujantis-atsiskyrėlis* = 7, *uždaras-atviras* = 1. b) Apskaičiuokite regresijos lygties prognozuojamą pažangumo reikšmę, jei mokinio poliariniai būdvardžiai yra nepalankiausi pažangumui.

5 savarankiška užduotis. Naudokite duomenis *duomenys_9C.sav*. Sudarykite tiesinės regresijos modelį mergaičių pažangumui prognozuoti, remiantis atsakymais apie poliarinius būdvardžius. Naudokite kintamuosius *pažang*, *b1v* – *b30v*. Atlikite daugiamatę regresinę analizę. Vėliau tinkamus būdvardžius išrinkite panaudodami žingsninę tiesinę regresiją. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

II. Hipotezė apie dviejų Pirsono koreliacijos koeficientų skirtumą nepriklausomoms imtims

Naudokite duomenis *duomenys_9A.sav*.

6 užduotis. Patikrinkite hipotezę, kad streso ir nerimo ryšys (t. y. Pirsono koreliacijos koeficientai) skiriasi moterų ir vyrų populiacijose. Naudokite kintamuosius *ryderis* ir *nerimas*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Palyginkite du Pirsono tiesinės koreliacijos koeficientus, kai imtys nepriklausomos. Pirmiausiai raskite streso ir nerimo išskirtis atskirai vyrų ir moterų grupėms: Analyze → Descriptive Statistics → Explore → Dependent List → *ryderis* ir *nerimas*; Factor List → *lytis* → OK.

Stačiakampės diagramos rodo, kad yra išskirčių. Streso skalėje išskirtys yra tiriamieji, kurių eilės numeriai 132, 107, 183, 166; nerimo skalėje išskirtys yra tiriamieji, kurių eilės numeriai 91, 27, 53, 117, 197, 112. Ar šias išskirtis reikia pašalinti? Ne visai aišku, kiek jos reikšmingos šiuo atveju. Nors Pirsono koreliacijos koeficientas yra jautrus išskirtims, bet dauguma šių išskirčių (išskyrus tris vyrų grupėje) yra tik sąlyginės, o imtys yra gana nemažos. Protingiausia paskaičiuoti be išskirčių ir su jomis, po to pažiūrėti, ar rezultatai labai skiriasi.

Išrinkite moteris ir neįtraukite išskirčių: Data → Select Cases → If ... *lytis* = 'm' & $\$CASENUM \sim 132$ & $\$CASENUM \sim 107$ & $\$CASENUM \sim 183$ & $\$CASENUM \sim 166$ & $\$CASENUM \sim 91$ & $\$CASENUM \sim 27$ & $\$CASENUM \sim 53$ & $\$CASENUM \sim 117$ & $\$CASENUM \sim 197$ & $\$CASENUM \sim 112$.

Apskaičiuokite Pirsono koreliacijos koeficientą moterims: Analyze → Correlate → Bivariate → Variables: įkelkite kintamuosius *ryderis*, *nerimas* → pažymėkite Pearson → OK.

Lentelėje 9.8 matyti, kad moterų nerimo ir streso koreliacijos koeficientas lygus $-0,520$ ir yra statistiškai reikšmingas, $p < 0,001$. Tyrime yra 96 moterys, kurios turi abu kintamuosius: streso ir nerimo.

9.8 lentelė. Moterų streso ir nerimo Pirsono koreliacijos koeficientas

		Ryderio streso skalė	Nerimas
Ryderio streso skalė	Pearson Correlation	1,000	-,520**
	Sig. (2-tailed)	.	,000
	N	97	96
Nerimas	Pearson Correlation	-,520**	1,000
	Sig. (2-tailed)	,000	.
	N	96	98

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

Paskaičiavus su išskirtimis, Pirsono koreliacijos koeficientas yra $-0,476$ iš 99 reikšmių porų. Skirtumas nėra esminis.

Apskaičiuokite Pirsono tiesinės koreliacijos koeficientą vyrams. Išrinkite vyrus ir neįtraukite visų išskirčių: Data → Select Cases → If ... *lytis = 'v' & \$CASENUM ~ = 132 & \$CASENUM ~ = 107 & \$CASENUM ~ = 183 & \$CASENUM ~ = 166 & \$CASENUM ~ = 91 & \$CASENUM ~ = 27 & \$CASENUM ~ = 53 & \$CASENUM ~ = 117 & \$CASENUM ~ = 197 & \$CASENUM ~ = 112*.

Raskite Pirsono koreliacijos koeficientą taip pat kaip ir moterims.

Gaunamas koreliacijos koeficientas yra $-0,565$ iš 78 tiriamųjų, $p < 0,001$. Su išskirtimis šis koeficientas yra $-0,559$ iš 85 tiriamųjų. Skirtumas visai menkas.

Matyti, kad ryšys stipresnis vyrų imtyje, bet ar šis koreliacijos koeficientų skirtumas yra statistiškai reikšmingas, ar tokia išvada apie skirtumą būtų tikėtina ir lyginamoms populiacijoms?

Palyginkite gautus koreliacijos koeficientus, sakykim, tuos, kurie apskaičiuoti atmetus išskirtis (tikėdamiesi, kad jie vis dėlto tikslesni). Atverkite Excel failą *compare_r1_r2.xls*, pasirinkite lapą *Nepriklausomos imtys*. Geltonai pažymėtuose laukeliuose įrašykite gautas koreliacijos koeficientų reikšmes $-0,520$ ir $-0,565$ bei imčių didumus $N=96$ ir $N=78$. Raudonu šriftu paryškinta $p = 0,68$ reikšmė rodo, kad šis skirtumas yra statistiškai nereikšmingas.

6 užduotis. Nustatykite, kiek turėtų padidėti abiejų imčių dydžiai, kad koreliacijos koeficientų skirtumas taptų statistiškai reikšmingas, kai $\alpha=0,05$.

III. Hipotezė apie dviejų Pirsono tiesinės koreliacijos koeficientų skirtumą priklausomoms imtims

Naudokite duomenis *duomenys_9C.sav*.

7 užduotis. Pažangumo koreliacijos koeficientas su *D* (depresijos) skale lygus $-0,227$, su *SC* (šizoidiškumo) skale $-0,468$. Abu ryšiai statistiškai reikšmingi. Ar galima tvirtinti, kad blogesnis pažangumas stipriau susijęs su šizoidiškumu negu su depresiškumu, t. y. kad pažangumo ir šizoidiškumo koreliacija stipresnė nei pažangumo ir depresiškumo? Naudokite kintamuosius *pazang* (*pažangumas*), *d1* (*depresiškumas*), *sc1* (*šizoidiškumas*). Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Raskite kintamųjų išskirtis: Analyze → Descriptive Statistics → Explore → Dependent List → įkelkite kintamuosius *pazang*, *d1*, *sc1* → OK.

Šį kartą išskirčių nešalinkite, nes jų nedaug ir jos tik sąlyginės, o imtis didelė.

Raskite koreliacijos koeficientus: Analyze → Correlate → Bivariate → Variables: įkelkite kintamuosius *d1*, *sc1*, *pazang* → pažymėkite Pearson → mygtuku Options atverkite langą → Missing Values: įjunkite Exclude Cases Listwise (tai reiškia, kad pašalinama visa duomenų eilutė, jei trūksta bent vienos reikšmės iš trijų; taigi, visi trys koreliacijos koeficientai apskaičiuojami iš tos pačios imties) → OK.

Lentelėje 9.10 matyti, kad pažangumo ir depresijos bei pažangumo ir šizoidiškumo koreliacijos koeficientai lygūs atitinkamai $-0,227$ ir $-0,468$ ir yra statistiškai reikšmingi, $p = 0,013$ ir $p < 0,001$. Depresiškumo ir šizoidiškumo koreliacijos koeficientas lygus $0,436$ ir taip pat yra statistiškai reikšmingas, $p < 0,001$. Tiriamųjų skaičius lygus 120.

9.10 lentelė. Mergaičių pažangumo, depresiškumo ir šizoidiškumo Pirsono koreliacijos koeficientai

		Pažangumas	Depresiškumas	Šizoidiškumas
Pažangumas	Pearson Correlation	1,000	-,227*	-,468**
	Sig. (2-tailed)		,013	,000
Depresiškumas	Pearson Correlation	-,227*	1,000	,436**
	Sig. (2-tailed)	,013		,000
Šizoidiškumas	Pearson Correlation	-,468**	,436**	1,000
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	

*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

a. Listwise N=120

Palyginkite gautus koreliacijos koeficientus. Atverkite *Excel* failą *compare_r1_r2.xls*, pasirinkite lapą *Priklausomos imtys*. Geltonai pažymėtuose laukeliuose įrašykite gautas tris koreliacijos koeficientų reikšmes: -0,227, -0,468 ir 0,436 bei imties dydį $N=120$. Pirmieji du koreliacijos koeficientai yra lyginami koeficientai, trečiasis – pagalbinis koeficientas, įvertinantis depresiškumo ir šizoidiškumo ryšį. Raudonu šriftu paryškinta $p = 0,006$ reikšmė rodo, kad pirmųjų dviejų koreliacijos koeficientų skirtumas yra statistiškai reikšmingas.

8 savarankiška užduotis. Raskite ir palyginkite mergaičių pažangumo ir hipochondrijos, pažangumo ir depresijos koreliacijos koeficientus. Naudokite kintamuosius *pažang* (*pažangumas*), *hyp1* (*hipochondrija*), *d1* (*depresiškumas*). Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

IV. Pirsono koreliacijos koeficiento pasikliautinis intervalas

9 užduotis. Raskite mergaičių pažangumo ir šizoidiškumo koreliacijos koeficiento, lygaus -0,468, pasikliautinąjį intervalą. Pasirinkite 95% ir 99% pasikliovimo lygmenis.

Atverkite *Excel* failą *pasikliautinieji_intervalai.xls*, pasirinkite lapą *Tiesinės kor koef*. Geltonai pažymėtuose langeliuose įrašykite koreliacijos koeficiento reikšmę r ir tiriamųjų skaičių N , kuris nagrinėjamu atveju lygus 120.

95% pasikliautinis intervalas išskirtas raudonu šriftu ir yra [-0,597; -0,315].

Norėdami apskaičiuoti 99% pasikliautinąjį intervalą, žaliai pažymėtame langelyje įrašykite 99.

V. Dalinės koreliacijos koeficientas

Naudokite duomenis *duomenys_9A.sav*.

10 užduotis. Apskaičiuokite streso ir nerimo dalinės koreliacijos koeficientą, kai eliminuojama amžiaus įtaka. Naudokite kintamuosius *ryderis*, *nerimas*, *amžius*. Pasirinkite reikšmingumo lygmenį $\alpha = 0,05$.

Meniu parinkite: *Analyze* → *Correlate* → *Partial* → *Variables*: įkelkite kintamuosius *ryderis*, *nerimas* → *Controlling for* → įkelkite kintamąjį *amžius* → OK.

Dalinis koreliacijos koeficientas lygus -0,489 ir yra statistiškai reikšmingas, $p < 0,001$.

Raskite Pirsono tiesinės koreliacijos koeficientą. Palyginkite šį koeficientą su dalinės koreliacijos koeficientu. Dalinės koreliacijos koeficientas yra absoliutiniu didumu truputį mažesnis už paprastą Pirsono tiesinės ko-

reliacijos koeficientą, lygų $-0,500$ (šis koeficientas dar vadinamas nulinės eilės koreliacijos koeficientu), taigi, eliminuojamas amžiaus kintamasis turimoje imtyje lemia truputį stipresnį streso ir nerimo ryšį. Tačiau apibendrinti šios išvados visai tiriamai populiacijai negalima, nes dalinio ir paprasto koreliacijos koeficientų skirtumas per mažas, kad būtų statistiškai reikšmingas tokio didumo imčiai³¹.

Apskritai visiškai galimi atvejai, kai dalinė koreliacija yra žymiai stipresnė arba, atvirkščiai, žymiai silpnesnė už paprastą. Regresinėje analizėje priklausomo kintamojo ryšiai su nepriklausomais vertinami, remiantis būtent dalinėmis koreliacijomis.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Tiesinė regresinė analizė. Priklausomas kintamasis. Nepriklausomi kintamieji.
2. Vienmatė, daugiamatė, žingsninė tiesinė regresinė analizė.
3. Determinacijos koeficientas ir koreguotasis determinacijos koeficientas.
4. F kriterijus regresinėje analizėje.
5. Regresijos lygtis. Regresijos lygties koeficientai. Standartizuoti regresijos lygties koeficientai.
6. Pirsono koreliacijos koeficiento pasikliautinis intervalas.
7. Dalinės koreliacijos koeficientas. Dalinės koreliacijos eilė. Kontroluojamieji kintamieji.

Veiksmai

1. Vienmatės, daugiamatės, žingsninės tiesinės regresinės analizės atlikimas.
2. Dviejų Pirsono koeficientų palyginimas nepriklausomų ir priklausomų imčių atvejais.
3. Pirsono koeficiento pasikliautinio intervalo apskaičiavimas.
4. Dalinės koreliacijos koeficiento apskaičiavimas.

³¹ Tuo įsitikinti būtų galima, pavyzdžiui, panaudojant hierarchinę (blokinę) tiesinę regresinę analizę. Sakym, pirmajame bloke priklausomas kintamasis yra stresas, nepriklausomas kintamasis yra nerimas. Antrame bloke nepriklausomas kintamasis yra amžius. Pirmojo ir antrojo bloko R^2 skirtumas yra statistiškai nereikšmingas, $p = 0,17$.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 10

Skalių patikimumo analizė. Skalių standartizavimas.

Psichologiniuose tyrimuose labai svarbi ir dažnai naudojama yra matavimo skalės sąvoka. Skale laikomas rinkinys tam tikrų klausimų, teiginių, užduočių ar kitokių elementų, skirtų išmatuoti, t. y. įvertinti kiekybiškai, tam tikrą tiriamų reiškinių ar objektų savybę, bruožą, charakteristiką. Skalės elementai gali būti dvireikšmiai (dichotominiai), ranginiai ar santykių/intervaliniai kintamieji. Skalės taikymo rezultatas yra skaičius, išreiškiantis matuojamą savybę. Tas skaičius dažnai gaunamas tiesiog sumuojant skalės kintamųjų reikšmes³², tačiau naudojami ir kitokie būdai.

Kad matavimo skalė būtų tikrai vertinga ir praktiškai tinkama, ji turi tenkinti nemažai įvairių reikalavimų³³. Labai svarbu, kad matuojama sąvoka pati būtų pakankamai aiški, pakankamai tiksliai apibrėžta. Apskritai psichologinio matavimo skalių sukūrimas ir patikrinimas yra sudėtingas ir aukštos kvalifikacijos darbas. Šis praktikos darbas yra tik nedidelis įvadas. Darbe supažindinama su skalių vidinio patikimumo patikrinimu naudojant Kronbacho alfa koeficientą (angl. *Cronbach's alpha*) ir su jų standartizavimu naudojant z-reikšmes bei iš jų gaunamus kitus standartizuotus dydžius.

Labai svarbi skalės savybė yra jos **validumas** (teisingumas, tikrumas) – kaip tikrai, teisingai skalė matuoja tą reiškinį, bruožą, sąvoką, kurią ji turi matuoti. Tai per sudėtinga tema šiam darbui, todėl išsamiai čia nenagrinėjama. Pradžiai svarbu įsidėmėti, kad:

- skalės validumas turi būti siejamas su jos **numatomu taikymu**. Ta pati skalė gali būti validi vienoje situacijoje (pavyzdžiui, matuojant dominančias tiriamųjų asmenybės savybes statistiniame tyrime) ir nevalidi kitoje situacijoje (pavyzdžiui, sprendžiant, ar priimti žmogų į konkretų darbą);

³² Kad tokia suma teisingai išreikštų matuojamą savybę, svarbu, kad reikšmės kintamųjų, įeinančių į sumą, būtų „vienarūšės“ matuojamos savybės atžvilgiu, bent jau tiek, kad visų kintamųjų kitimai atitiktų savybės kitimą ta pačia kryptimi, pavyzdžiui, kad kiekvieno kintamojo didėjimas reikštų matuojamos savybės didėjimą.

³³ Ypač tada, kai skalę numatoma naudoti daug kartų įvairiuose tyrimuose. Jei skalė yra „vienkartinė“, eksperimentinė, sukurta tik tam tikram tyrimui, galbūt net nelabai svarbiam, o vėliau jos naudoti neplanuojama, tai, aišku, reikalavimai tokiai skalei yra gerokai žemesni.

- skalės validumas (toje situacijoje, kurioje ją numatoma naudoti) turi būti patvirtintas **empiriais faktais**. Subjektyvios tyrėjo ar net kelių tyrėjų, kad ir labai aukštos kvalifikacijos, nuomonės nepakanka;

- skalės validumas nėra tokia savybė, kuri arba yra, arba nėra. Tai greičiau **laipsniškai didėjantis** arba išliekantis pakankamai aukštame lygyje tos srities specialistų įsitikinimas, kad skalės taikymo rezultatai yra pakankamai teisingi. Šis įsitikinimas turi būti pagrįstas ne vien teorija, bet, svarbiausia, skalės naudojimo patirtimi. Patirtis turi būti mokslškai dokumentuota ir pripažinta mokslinės visuomenės toje mokslo ar taikymo srityje, kurioje skalė naudojama.

Yra daugybė validumo patikrinimo būdų, bet nei vienas nėra visiškai pakankamas. Pavyzdžiui, galima tikrinti, kaip skalės reikšmės koreliuoja su kitais kintamaisiais, matuojančiais tą pačią sąvoką. Ar skiriasi skalės vidurkiai grupėse, kurios tikrai turi skirtis matuojama savybe? Ar nekoreliuoja skalės rezultatai su tokiais kintamaisiais, su kuriais koreliacijos, bent jau stiprios, mes nesitikime? Ar išvados, gaunamos taikant skalę, atitinka pripažintas teorijas? Ar skalės rezultatus galima panaudoti prasmingoms ateities prognozėms? Ir t. t.

Skalės patikimumas – tai jos vidinis vientisumas ir matavimo rezultatų stabilumas.

Išorinis patikimumas – tų pačių objektų pakartotinių matavimų rezultatai turi būti tie patys arba skirtis nežymiai. Išorinį patikimumą galima patikrinti, testą atlikus du kartus tam tikrai imčiai ir apskaičiavus abiejų matavimų reikšmių koreliacijos koeficientą. Gautoji koreliacija turi būti stipri (sakykim, 0,8 ar daugiau). Tai vadinamasis dvigubo testavimo (angl. *test-retest*) metodas.

Vidinis patikimumas. Jei skalės elementai matuoja tą pačią savybę, tai jie turi būti statistiškai susiję, koreliuoti tarpusavyje. Tą koreliaciją galima įvertinti kiekybiškai. Yra įvairūs būdai tai padaryti, bet šiuo metu labiausiai įprastas yra **Kronbacho alfa koeficientas**. Šio koeficiento reikšmė gali didėti nuo nulio iki vieneto. Kuo arčiau vieneto, tuo daugiau skalės elementai susiję tarpusavyje, vadinasi, tuo didesnis skalės vidinis suderinamumas.

Koks mažiausiai turi būti Kronbacho alfa koeficientas, kad skalė būtų tinkama? Tai gana sudėtingas klausimas, atsakant į jį reikia atsižvelgti į skalės taikymo tikslus, sudėtį, planuojamas jos taikymo aplinkybes, kitas skales, naudojamas panašioms matavimams, ir kt. Literatūroje pateikiamos rekomendacijos skiriasi. Dažniausiai minima mažiausia reikalaujama

skalės Kronbacho alfos reikšmė yra 0,7, tačiau šios rekomendacijos bei kitų nereikėtų suabsoliutinti. Jei skalė naudojama individualiai diagnostikai, pavyzdžiui, medicinoje, priimant į darbą ir pan., reikalavimai jos patikimumui žymiai aukštesni: Kronbacho alfa turėtų būti bent jau 0,8, gal net 0,85. Naudojant skalę tik statistinei analizei, pavyzdžiui, respondentų grupėms palyginti ar koreliacijoms apskaičiuoti, Kronbacho alfa gali būti gerokai mažesnis už 0,7, bet pageidautina, kad jis būtų bent jau 0,5.

Jei skalės Kronbacho alfa koeficientas yra per mažas, kartais galima jį pagerinti, pavyzdžiui, iš skalės pašalinus kai kuriuos klausimus ar juos perkodavus. Tokius klausimus SPSS programoje lengviausia išaiškinti, pareikalavus papildomos statistikos: skaičiuojant Kronbacho alfa: spragtelėjus Statistics mygtuką, reikia įjungti Scale if item deleted. Kronbacho alfa padidina ir naujų klausimų įvedimas į skalę, jei tik jie iš tikrųjų matuoja tą patį, ką ir kiti skalės klausimai.

Psichologiniuose ir socialiniuose tyrimuose dažnai naudojamos vadinamosios **Likerto skalės**. Tokios skalės kintamieji yra ranginiai ir turintys vienodą galimų reikšmių skaičių (dažniausiai penkias). Tokio klausimo pavyzdys:

Ar gyvenime jūs jaučiatės labai vieniša(s)? Atsakymai: (1) Visiškai ne. (2) Šiek tiek. (3) Vidutiniškai. (4) Labai. (5) Ypatingai.

Antroji šio praktikos darbo dalis skirta **skalių standartizavimui**. Skalės standartizavimas yra jos rezultatų pervedimas į kitas reikšmes tam tikrų standartinių vienetų sistemoje taip, kad tai palengvintų skalės rezultatų interpretavimą ir jų palyginimą su kitų, taip pat standartizuotų skalių rezultatais.

Standartizavus skalių reikšmes, galima:

- palyginti tam tikro tiriamojo skirtingų skalių rezultatus;
- palyginti tiriamuosius vieną su kitu;
- nustatyti, ar daug tiriamojo skalių reikšmės nukrypsta nuo normos.

Skalei standartizuoti reikia turėti pakankamai didelę ir reprezentatyvią **norminę imtį**. Jos atžvilgiu ir išreiškiami skalės rezultatai.

Paprasčiausias standartizavimo būdas – tai atsitiktinio dydžio x reikšmių pervedimas į z -reikšmes, vadinamas standartizavimu z -balais.

$$z(x) = \frac{x - \bar{x}}{s}, \quad (10.1)$$

čia \bar{x} – empirinis vidurkis, o s – empirinis standartinis nuokrypis.

Skalės reikšmė išreiškiama kaip skirtumas nuo norminės imties vidurkio norminio standartinio nuokrypio vienetais. Reikia žinoti normas – populiacijos vidurkį ir standartinį nuokrypį.

MMPI ir daugelio kitų psichodiagnostinių testų atveju įprasta z -balus paversti į T -balus, kurie apskaičiuojami taip:

$$T=50 + 10z \quad (10.2)$$

T -balus galima apskaičiuoti naudojant pirmines balų reikšmes x ir populiacijos normas: vidurkį ir standartinį nuokrypį:

$$T=50+10 \frac{x-\bar{x}}{s}. \quad (10.3)$$

Darbo tikslai

1. Išmokti įvertinti skalės vidinį patikimumą naudojant Kronbacho alfa koeficientą.
2. Išmokti standartizuoti skales, remiantis norminės imties vidurkiu ir standartiniu nuokrypiu.

Duomenys

duomenys_10A.sav.

Failai (rinkmenos)

standartizavimas.xls

Užduotys

I. Skalių patikimumo analizė

Naudokite duomenis *duomenys_10A.sav.*

1 užduotis. Įvertinkite skalės MMPI F patikimumą.

MMPI F skalė yra neįprastų teiginių skalė. Ji susideda iš 53 teigiamų (neįprastumą reiškia atsakymas "taip") ir 13 neigiamų (neįprastumą reiškia atsakymas "ne") klausimų. Duomenyse atsakymai "ne" koduojami vienetais, atsakymai "taip" – dvejetainiais. Teigiamų klausimų numeriai: 12, 17, 22, 30, 33, 39, 51, 57, 63, 69, 80, 92, 108, 132, 136, 144, 155, 173, 187, 215, 219, 224, 230, 236, 242, 250, 264, 273, 283, 297, 303, 309, 315, 321, 328, 332, 337, 342, 350, 358, 366, 384, 392, 399, 405, 415, 422, 428, 433, 439, 458, 463, 470. Neigiamų klausimų numeriai: 6, 74, 86, 98, 104, 120, 182, 193, 198, 258, 289, 374, 447.

Atliekant skalių patikimumo analizę, visų klausimų 'kryptys' turi sutapti, t. y. neįprastumas turi būti koduojamas tik „1“ arba tik „2“. Todėl reikia perkoduoti 13 neigiamų klausimų, pakeičiant vienetus dvejetais ir dvejetus vienetais.

Perkoduokite neigiamus klausimus: Transform → Recode → Into Different Variables → klausimus *k6, k74, ... , k447* perkoduokite į naujus kintamuosius, pvz., *ak6, ak74, ... , ak447*, pakeisdami reikšmes „1“ į reikšmes „2“ ir reikšmes „2“ į reikšmes „1“.

Atlikite skalės patikimumo analizę: Analyze → Scale → Reliability Analysis → Items: *k12, k17, ... , k470, ak6, ak74, ... , ak447* → mygtuku Statistics atverkite langą, įjunkite Desriptives for: Item, Scale, Scale if item deleted; Inter-Item: Correlations; Summaries: Means, Variances, Correlations → Continue → OK.

Rezultatai pateikti 10.1 lentelėje. Svarbiausias rodiklis yra Kronbacho alfa, lygi 0,871. Skalė, sudaryta iš 66 klausimų (*N items*), yra patikima (vidinio patikimumo prasme), tinkama statistiniams skaičiavimams ir galbūt individų diagnostikai, nes Kronbacho alfa yra žymiai didesnė ne tik už 0,7, bet net ir už 0,8.

10.1 lentelė. Skalės Kronbach alfa koeficientas

Cronbach's Alpha	N of Items
,871	66

Kitose lentelėse pateikiama informacija, reikalinga išsamiai analizei skalės ir jos klausimų savybių, susijusių su vidiniu patikimumu. Lentelėje 10.2 apibendrinami klausimų vidurkiai, dispersijos ir tarpusavio koreliacijos. Klausimų vidurkių vidurkis lygus 1,198; mažiausias klausimo vidurkis lygus 1,009, didžiausias klausimo vidurkis lygus 1,500; klausimų dispersijų vidurkis lygus 0,148; mažiausia klausimo dispersija lygi 0,009; didžiausia klausimo dispersija lygi 0,252; klausimų koreliacijų vidurkis lygus 0,095; mažiausia dviejų klausimų koreliacija yra -0,218 ir didžiausia dviejų klausimų koreliacija yra 0,655.

10.2 lentelė. Skalės klausimų apibendrinta aprašomoji statistika

	Mean	Minimum	Maximum	Range	Maximum / Minimum
Item Means	1,198	1,009	1,500	,491	1,486
Item Variances	,148	,009	,252	,243	27,252
Inter-Item Correlations	,095	-,219	,656	,875	-2,997

Visų klausimų standartiniai nuokrypiai nėra lygūs nuliui (SPSS *Item Statistics* lentelėje, čia ji nepateikiama). Tai rodo, kad visi klausimai yra informatyvūs (bent minimaliai). Klausimai, kurių standartiniai nuokrypiai lygūs nuliui, automatiškai neįtraukiami į skalės patikimumo analizę.

Mažiausias yra klausimo *k30* (“Kartais aš vartoju vidurius laisvinančius vaistus, kad nepriaugčiau svorio”) standartinis nuokrypis, lygus 0,096. Šis klausimas pats neinformatyviausias iš visų, nes, kaip rodo vidurkis, beveik visi tiriamieji atsako į jį “ne”. Didžiausias yra klausimo *k242* (“Niekas per daug nesirūpina tuo, kas tau atsitinka”) standartinis nuokrypis, lygus 0,502. Sprendžiant pagal standartinį nuokrypį, šis klausimas yra pats informatyviausias. Kaip rodo vidurkis 1,5, į jį vienodai dažnai atsakoma “taip” ir “ne”.

Koreliacinė matrica (knygelėje nepateikta) parodo klausimų tarpusavio koreliacijas. Neigiamos koreliacijos reiškia, kad taip koreliuojantys klausimai nėra suderinti tarpusavyje skalės matuojamos savybės atžvilgiu. Klausimų koreliacijų vidurkis (žr. 10.2 lentelę) yra teigiamas, lygus 0,095 ir rodo, kad skalės klausimai dažniau yra suderinti nei nesuderinti. Tačiau neigiamų koreliacijų irgi yra nemažai.

Neigiama mažiausia koreliacija yra lygi $-0,219$ ir rodo, kad yra ir skalės klausimų, “nepritampančių” prie skalės. Koreliacinėje matricoje galite surasti (paieškai naudokite *Edit* → *Find*), kad ši koreliacija yra tarp klausimų *k242* (“Niekas per daug nesirūpina tuo, kas tau atsitinka”) ir *ak120* (perkoduotas “Aš tikiu, kad privalu laikytis įstatymų”). Skalės sudarytojų nuomone, neįprastumą reiškia atsakymas “taip” į klausimą “Niekas per daug nesirūpina tuo, kas tau atsitinka” ir atsakymas “ne” į klausimą “Aš tikiu, kad privalu laikytis įstatymų”. Po klausimo “Aš tikiu, kad privalu laikytis įstatymų” perkodavimo į priešingą kryptį jų koreliacija turėjo tapti teigiama. Bet mūsų skaičiavime ji yra neigiama. Tai reiškia, kad kažkuris iš šių dviejų klausimų analizuojamose duomenyse neatitinka skalės paskirties – išmatuoti tiriamojo atsakinėjimo neįprastumą.

Teigiamas didžiausias koreliacijos koeficientas yra lygus 0,656 ir stebimas tarp klausimų *k6* (“Mano tėvas yra geras žmogus arba (jei tėvas yra miręs) mano tėvas buvo geras žmogus”) ir *k86* (“Aš myliu savo tėvą (arba, jei tėvas miręs) aš mylėjau savo tėvą.”).

10.3 lentelėje pateikta svarbi informacija, padedanti įvertinti kiekvieną skalės klausimą – kaip gerai jis atitinka visą skalę.

10.3 lentelė. Skalės klausimų įtaka skalės vidiniam patikimumui³⁴

Scale Mean if Item Deleted	Scale Variance if Item Deleted	Corrected Item-Total Correlation	Cronbach's Alpha if Item Deleted
77,9630	68,541	,026	,872
78,0556	68,801	-,015	,872
77,9167	65,161	,577	,865
77,7315	67,694	,109	,872
78,0093	68,626	,021	,872
77,9074	68,010	,100	,872
77,7870	67,758	,108	,872

Šioje lentelėje prie kiekvieno skalės klausimo yra pateiktas Kronbacho alfa koeficientas, kuris būtų pašalinus tą klausimą iš skalės (stulpelis *Cronbach's Alpha if Item Deleted*). Skalėje yra 6 klausimai (*k33, k80, k297, ak104, ak198, ak447*), kurių pašalinimas padidintų skalės Kronbacho alfa, tiesa, labai nežymiai, iki 0,872.

Stulpelyje *Corrected Item-Total Correlation* pateiktos kiekvieno klausimo koreliacijos koeficientas su visų likusių klausimų suma. Klausimas *k219* ("Aš manau, kad esu pasmerktas žmogus") yra labiausiai susijęs su visų kitų klausimų suma: koreliacijos koeficientas lygus 0,577. Klausimas, mažiausiai susijęs su likusių suma, yra *k80* ("Aš buvau kartą ar daugiau pašalintas iš mokyklos už blogą elgesį"), nes jo koreliacijos koeficientas yra -0,015. Visa šia informacija būtų galima pasinaudoti, jei norėtume skalę pagerinti arba išsiaiškinti, dėl ko jos Kronbacho alfa koeficientas yra blogas.

II. Skalių standartizavimas

Naudojami *duomenys_10A.sav*.

2 užduotis. Standartizuokite *MMPI F* skalę naudodami tiriamos grupės normas. Raskite *z* reikšmes, *T*-balus. Naudokite kintamąjį *f1*. Naudokite tos pačios tiriamųjų grupės vidurkį ir standartinį nuokrypį kaip normas. Turimi duomenyse yra tik berniukų tyrimo, todėl standartizuojant šiuo atveju į lytį atsižvelgti nereikia³⁵.

³⁴ Lentelė pateikiama sutrumpinta, paliekant tik kuo nors ypatingus klausimus.

³⁵ Praktiškai taikant *MMPI* testą, normos turi būti apskaičiuotos iš specialiai sudarytų norminių imčių, atstovaujančių vyrus ir moteris tos populiacijos, kuriai planuojama taikyti testą.

Menu parinkite: Analyze → Descriptive Statistics → Descriptives → Variable(s): $f1$ → įjunkite Save standardized values as variables → OK. Sukuriamas naujas kintamasis $zf1$ – tai standartizuotos *MMPI F* skalės z -reikšmės (jei kintamasis tokiu vardu jau buvo, tai standartizuoto kintamojo vardas bus šiek tiek kitoks).

Nustatykite, kad kintamasis $zf1$ po kablelio turėtų (matomus) tik 2 skaitmenis.

z -reikšmes perveskite į T -balus: Transform → Compute → target variable → įrašykite $f1_t$ → Numeric Expression → įrašykite 10.2 formulę:

$RND(MAX(0,MIN(120,zf1*10+50)))$

→ OK.

Sukuriamas naujas kintamasis $f1_t$ – tai *MMPI F* skalės T -balai. Nustatykite, kad kintamasis $f1_t$ būtų rodomas kaip sveikas skaičius.

Apskaičiuokite kintamojo $f1_t$ vidurkį ir standartinį nuokrypį vyrams ir moterims atskirai. Kokiems skaičiams turėtų būti labai artimos šios reikšmės?

3 užduotis. Standartizuokite *MMPI F* skalę naudodami populiacijos normas. Raskite z reikšmes, T -balus. Naudokite kintamąjį $f1$. Panaudokite anksčiau atlikto 9-tų klasių moksleivių *MMPI* tyrimo rezultatus. Norminis vidurkis yra 9,81, standartinis nuokrypis 6,94.

Transform → Compute → Target variable įrašykite $f1_tn$ → Numeric Expression → įrašykite 10.3 formulę:

$RND(MAX(0,MIN(120,(f1-9.81)/6.94*10+50)))$

→ OK.

Sukuriamas naujas kintamasis $f1_tn$ – *MMPI F* skalės T -balai, apskaičiuoti pagal duotas populiacijos normas.

Nustatykite, kad kintamasis $f1_tn$ būtų rodomas kaip sveikas skaičius.

Pastebėkite, kad naujieji T -balai yra aukštesni už apskaičiuotuosius ankstesniame pavyzdyje. Taip yra todėl, kad mūsų duomenų F skalės vidurkis gerokai didesnis už vidurkį norminėje populiacijoje. Kadangi F skalė yra viena iš *MMPI* tyrimo validumo skalių, tai gali rodyti, kad mūsų tyrimo kokybė prastesnė arba kad tirti berniukai turi daugiau asmenybės ir elgesio problemų.

4 užduotis. Standartizuokite *MMPI F* skalę taikydami tiriamos grupės normas. Raskite z -reikšmės, C -balus, stenainus, stenus, centilinius rangus, T -balus. Naudokite kintamąjį $f1$. Naudokite *Excel* failą *standartizavimas.xls*.

Failė *standartizavimas.xls* yra standartizuotos 200 žmonių Ryderio streso skalės reikšmės.

Iš SPSS duomenų failo nukopijuokite visas kintamojo *f1* reikšmes į *Excel* failą. Perkelkite šias standartizuojamas skalės reikšmes į *B* stulpelį pradedant 3-ąja eilute.

Delete klavišu ištrinkite visus langelius, kuriuose liko nereikalingos ankstesnio pavyzdžio streso reikšmės. Stulpeliuose *C – H* yra standartizuotos skalės reikšmės: *z*-reikšmės, *C*-balai, stenainai, stenai, centiliniai rangai, *T*-balai.

Standartizuotas reikšmes nukopijuokite į naują SPSS failą.

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Psichologinių testų skalės: MMPI skalė, streso skalė.
2. Skalių vidinis patikimumas. Kronbacho alfa.
3. Skalių standartizavimas. Normos ir norminės imtys.
4. *z*-reikšmės, *T*-balai, *C*-balai, stenainai, stenai, centiliniai rangai.

Veiksmai

1. Skalės vidinio patikimumo analizės atlikimas.
2. Klausimų, kuriuos verta pašalinti iš skalės, nustatymas.
3. Skalės standartizavimas į *z*-reikšmes ir *T*-balus.

PRAKTIKOS DARBAS NR. 11

Faktorinė analizė

Faktorinė analizė yra sudėtingas ir ne visai formalizuotas daugiamačių duomenų analizės metodas. Rezultatai nėra visai objektyvūs ir priklauso nuo tyrėjo meistriško. Faktorinė analizė pradėta kurti psichologų. Pirmąjį straipsnį šia tema parašė anglų mokslininkas Č. Spirmanas 1904 metais. Pagrindinė faktorinės analizės idėja yra daugelio kiekybinių kintamųjų stebimų korelacijų paaiškinimas palyginti nedideliu skaičiumi „paslėptų“ (latentinių) kintamųjų, vadinamų *faktoriais*.

Prie faktorinės analizės dažnai priskiriamas³⁶ ir pagrindinių komponentų metodas, sukurtas 1901 m. K. Pirsono. Jo esmė – koreliacinės matricos išskaidymas į daugybę ortogonalų (statmenų, nepriklausomų) komponentų taip, kad pirmoji paaiškintų didžiausią duomenų dispersijos dalį, antroji – didžiausią likusios dispersijos dalį ir t. t.

Faktorinė analizė pagrįsta kintamųjų korelacijų analize ir pradinės kintamųjų erdvės transformavimu į mažesnio kintamųjų skaičiaus erdvę. Koreliacinė matrica dažniausiai ir yra pradiniai faktorinės analizės duomenys. Rečiau faktorizuojama kovariacinė matrica.

Faktorinė analizė yra galingas, bet kartu ir sudėtingas duomenų analizės būdas. Faktorinės analizės sėkmė labai priklauso nuo tyrėjo statistinės ir dalykinės kompetencijos.

Darbo tikslas

Susipažinti su tiriamąja faktorine analize ir išmokti ją atlikti nesudėtingais atvejais.

Duomenys

duomenys_11A.sav (mergaičių).

duomenys_11B.sav (berniukų).

Teorija

Literatūros lietuvių kalba apie faktorinę analizę trūksta, todėl šis psichologiniuose tyrimuose populiarus duomenų analizės būdas knygelėje paaiškintas išsamiau.

³⁶ Daugelis specialistų su tuo nesutinka.

Pagrindiniai faktorinės analizės naudojimo atvejai

- Didelio kintamųjų skaičiaus apibendrinimas nedideliu skaičiumi naujų kintamųjų - faktorių. Taip palengvinama tolesnė duomenų analizė.
- Teorijų ir hipotezių patikrinimas, naujų dėsningumų atradimas. Tiesiogiai nematomų faktorių, galbūt nulemiančių stebimus reiškinius, atskleidimas padeda suprasti tiriamų reiškinių esmę.
 - Naujų skalių sukūrimas, pvz., kuriant psichologinius testus.
 - Skalės faktorinio validumo patikrinimas: ar skalė tikrai matuoja vieną sąvoką? O gal skalė susideda iš kelių nepriklausomų faktorių, matuojančių skirtingas sąvokas? Panašiai galima tikrinti viso testo ar klausimyno validumą: ar faktorinė analizė konkrečiuose duomenyse duoda tokius pačius faktorius, kaip iš metodikos žinomos testo ar klausimyno skalės?

Faktorinės analizės rūšys

Faktorinės analizės metodai išsiskiria į dvi stambias šakas:

- tiriamoji (*exploratory, EFA*);
- patvirtinančioji (*confirmatory, CFA*) – šios analizės SPSS nedaro. Galima pačiam atlikti pagal žinomas formules, kurios pateiktos daugelyje literatūros šaltinių, bet tai keblus ir didelis darbas, todėl geriau naudoti AMOS, Mplus, LISREL ir kitas programas.

Tiriamoji faktorinė analizė atsirado anksčiau ir iki šiol yra dažniau naudojama. Jos tikslas yra surasti faktorius, kuo geriau išreiškiančius turimų kintamųjų ryšius, dažniausiai įvertinamus Pirsono koreliacijos koeficientu. Tačiau čia nėra iš anksto suformuluotų hipotezių, kurias būtų galima statistiškai patikrinti. Rezultatų tinkamumą gana subjektyviai vertina tyrėjas. Dažnai būna sunku palyginti tarpusavyje skirtingų analizės variantų rezultatus – „modelius“ – ir nuspręsti, kuris iš jų tinkamiausias.

Patvirtinančioji faktorinė analizė yra objektyvesnė ir paprastai naudojama tada, kai faktoriai jau žinomi ar spėjami ir reikia patikrinti kaip gerai tikrinama faktorinė struktūra, t. y. „faktorinis modelis“ atitinka turimus duomenis. Čia galima patikrinti iš anksto suformuluotas hipotezes apie faktorius ir palyginti įvairių modelių tinkamumą, remiantis turimais duomenimis. Patvirtinančioji faktorinė analizė dažniausiai atliekama naudojant struktūrinio lygčių modeliavimo (angl. *Structural Equation Modeling*) metodus.

Šis praktikos darbas skirtas tik tiriamajai faktorinei analizei. Pagrindiniai tiriamosios faktorinės analizės etapai:

1. Faktorinės analizės prielaidos. Duomenų tinkamumo faktorinei analizei tyrimas.
 - a. Kintamieji turi būti tarpusavyje koreliuoti. Koreliacijos tarp kintamųjų įvertinamos naudojant KMO koeficientą ir Bartleto sferiškumo kriterijų. Nepriklausomi kintamieji iš faktorinės analizės pašalinami.
 - b. Kintamieji neturi būti multikolinearūs, t. y. neturi būti kitų kintamųjų tiesinės transformacijos.
 - c. Rekomenduojama pašalinti kintamuosius, kurie yra mažai informatyvūs, t. y. mažai kintantys.
 - d. Turi būti kuo mažiau trūkstančių reikšmių.
2. Faktorių ištraukimas ir faktorių skaičiaus nustatymas.
 - a. Pasirenkamas faktorių ištraukimo metodas: principinių komponentų metodas, pagrindinių faktorių metodas, alfa faktorizavimas ir kt.
 - b. Nustatomi faktorių svoriniai koeficientai, įvertinantys jų koreliacijas su kintamaisiais.
 - c. Analizuojama, kurią bendrosios kintamųjų dispersijos dalį paaiškina kiekvienas faktorius. Pasirenkamas geriausias faktorių skaičius.
3. Faktorių pasukimas ir jų interpretavimas. Faktoriai matematiškai transformuojami taip, kad jų interpretavimas, naudojant pradinį kintamuosius, taptų lengvesnis.

Faktorių pasukimo metodai:

 - a. Ortogonalūs.
 - b. Neortogonalūs (įstriži).
4. Bandoma suprasti, ką reiškia, kokią savybę matuoja kiekvienas faktorių.
5. Apskaičiuojamos faktorių reikšmės, jei tai reikalinga.

Faktorinės analizės prielaidos.

Duomenų tinkamumo faktorinei analizei tyrimas

Klasikinė faktorinė analizė remiasi Pirsono koreliacijos koeficientu, todėl kintamųjų reikšmių skirstiniai turėtų būti normalieji ir neturėti išskirčių. Tačiau faktorinė analizė dažnai ir neretai sėkmingai naudojama ir kitokiems kintamiesiems, netgi ranginiams ir dvireikšmiams.

Faktorinės analizės modifikacijos arba analogiški metodai yra specialiai pritaikyti, pavyzdžiui, dvireikšmiams kintamiesiems. Net ir anali-

zuojant klasikiniu būdu, dvireikšmiams kintamiesiems dažnai naudojamas ne Pirsono, bet **tetrachorinis** koreliacijos koeficientas. Analizuojant ranginius kintamuosius, kartais geriau tinka Spirmeno koreliacijos koeficientas.

Koreliacinės matricos tinkamumas faktorinei analizei

Faktorinė analizė netikslinga kintamiesiems, kurie yra tarpusavyje nesusiję arba susiję silpnai. Faktorinę analizę galima taikyti, kai koreliacinėje matricoje yra nemažai statistiškai reikšmingų koreliacijos koeficientų, absoliutiniu didumu didesnių už 0.3.

Koreliacinės matricos tinkamumą faktorinei analizei įvertina:

- Kaizerio-Mejerio-Olkinio matas (angl. *Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy*, KMO³⁷);
- Bartleto sferiškumo kriterijus.

KMO palygina stebimų koreliacijos koeficientų dydžius su dalinių koreliacijos koeficientų dydžiais. Didelės KMO reikšmės yra galimos geros faktorinės analizės požymis. Gerai faktorinei analizei KMO turėtų būti didesnis už 0,6 ar 0,7 (Tabachnick ir Fidell, 2007, p. 614). Kita vertus, per didelės koreliacijos nėra gerai, nes tai gali reikšti multikolinearumą, kaip ir regresinėje analizėje. Visiškai neleistina naudoti analizėje kintamuosius, kurie tiesiškai išreiškiami per kitus kintamuosius.

Bartleto sferiškumo kriterijus tikrina hipotezę, kad koreliacinė matrica skiriasi nuo vienetinės. Vienetinės matricos pagrindinėje įstrižainėje yra vienetai, visi kiti koeficientai lygūs nuliui. $p < \alpha$ rodo statistiškai reikšmingą koreliacinės matricos skirtumą nuo vienetinės matricos. Tai reiškia, kad yra statistiškai reikšmingų kintamųjų ryšių. Statistiškai reikšmingas Bartleto kriterijaus rezultatas yra būtinas, kad faktorinė analizė būtų tikslinga. Tačiau šis kriterijus mažiau svarbus, palyginti su KMO koeficientu, nes nors kiek didesnėse imtyse statistiškai reikšmingas koreliacinės matricos skirtumas nuo vienetinės stebimas beveik visada.

Svarbu, kad kintamieji nebūtų multikolinearūs. Vienas iš būdų tai patikrinti yra apskaičiuoti kintamojo daugiamatės koreliacijos su likusiais kintamaisiais koeficientų kvadratus (angl. SMC, *Squared Multiple Correlations*). Artėjantys prie 0,8 SMC rodo galimą kintamųjų multikolinearumą.

³⁷ Dar vadinamas *Kaiser's measure of sampling adequacy* arba *Kaiser's MSA*.

Imties didumas

Faktorinė analizė yra didelių imčių technika. Jei kintamųjų koreliacijos yra stiprios ir jų bendrumai (angl. *communalities*) su faktoriais dideli, gali užtekti ir mažesnių imčių. Kartais prasmingą faktorinę analizę galima atlikti ir gana nedidelėms imtims, bet beveik visais atvejais stebėjimų – tiriamųjų – skaičius turėtų būti žymiai didesnis už kintamųjų skaičių. Faktoriai gali būti gauti ir kai kada interpretuoti naudojant per mažas imtis, tačiau tokiais atvejais yra labai neaišku, ar išskirti faktoriai stebimi tikrovėje, ar tai tik turimų duomenų artefaktas.

Literatūroje pateikiamos gana įvairios rekomendacijos apie faktorinei analizei reikalingų imčių didumą. Dažnai reikalaujama, kad imties didumas bent 5 kartus viršytų kintamųjų skaičių. Blogiausiu atveju imties didumas turėtų būti bent 100, jei kintamųjų nėra labai daug.

Imties dydžio rekomendacijos: 50 – labai blogai, 100 – blogai, 200 – neblogai, 300 – gerai, 500 – labai gerai, 1000 – puikiai (Tabachnik ir Fidell, 2007, p.613).

Faktorių ištraukimo metodai

Yra daug faktorių ištraukimo metodų. Trys metodai, svarbiausi psichologams:

- **Pagrindinių komponentių metodas** (angl. *Principal components*) Koreliacinė matrica išskaidoma į ortogonalias komponentes, kurių pirmoji paaiškina didžiausią duomenų dispersijos dalį, antroji – didžiausią likusios dispersijos dalį ir t. t. Koreliacinės matricos pagrindinėje įstrižainėje yra vienetai. Analizuojama visa kintamųjų dispersija.

- **Pagrindinių faktorių (ašių) analizė** (angl. *Principal axis factoring*). Šis metodas remiasi prielaida, kad kintamojo dispersija susideda iš bendrosios dispersijos ir specifinės dispersijos. Bendroji dispersija aprašo dispersiją su kitais kintamaisiais, ją atspindi faktoriai. Specifinė dispersija būdinga nagrinėjamam kintamajam. Į specifinę kintamojo dispersiją įeina ir kintamojo matavimo paklaida. Faktorinei analizei naudojama tik bendroji dispersija. Šiuo atveju koreliacinės matricos pagrindinėje įstrižainėje yra ne vienetai, o **bendrumų** (angl. *communalities*) įverčiai. Bendrumas arba bendrybė – tai ta kintamojo dispersijos dalis, kuri priklauso nuo ištraukiamų faktorių. Faktoriai ištraukiami iteraciniu būdu, vis tikslinant bendrumų įverčius tol, kol jie beveik nebekinta. SPSS programoje pradiniai bendrumų įverčiai yra daugiamaciai koreliacijos koeficientai, gaunami iš kintamojo tiesinės regresinės analizės, kai nepriklausomi kintamieji lygtyje yra visi kiti likę kintamieji.

- **Alfa faktorizavimas** (angl. *Alpha factoring*). Šis metodas ypatingas tuo, kad faktoriai ištraukiami taip, kad būtų kuo didesnės jų Kronbacho alfos. Dažnai naudojamas psichometrikoje, sudarant naujas skales.

Įvairių faktorių ištraukimo metodų rezultatai būna panašūs, jei naudojamos pakankamai didelės imtys ir kintamųjų koreliacijos yra nemažos.

Faktorių charakteristikos

Ištraukti faktoriai pateikiami faktorių arba pagrindinių komponentių lentelėje. Faktorių charakterizuoja:

a) **faktorių koeficientai** (angl. *factor loadings*), kurie parodo, kaip faktorius susijęs su pradiniais kintamaisiais. Kuo didesnis absoliutiniu didumu faktoriaus koeficientas prie tam tikro kintamojo, tuo stipriau faktorius susijęs su tuo kintamuoju. Pagrindinių komponentių metode šie faktorių koeficientai yra tiesiog faktoriaus ir kintamųjų Pirsono koreliacijos koeficientai, tačiau kitais atvejais šių koeficientų prasmė yra sudėtingesnė.

b) faktorinėje analizėje dalyvavusių kintamųjų dispersijos procentas, kurį paaiškina ištrauktas faktorius.

Faktorių skaičiaus nustatymas

SPSS siūlo kelis būdus faktorių skaičiui nustatyti.

- **Tikrinės reikšmės³⁸ didesnės už 1** (angl. *Eigenvalues over: 1*). Faktoriaus dispersija turi būti ne mažesnė nei vieno standartizuoto kintamojo dispersija. Šis būdas neapsaugo nuo atsitiktinių, realiai neegzistuojančių faktorių. Net visiškai nesusijusių kintamųjų koreliacinė matrica gali turėti tikrinių reikšmių, didesnių už vienetą.

- **Faktorių skaičius ...** (angl. *Number of factors ...*). Faktorių skaičių nurodo tyrėjas. Šis būdas naudojamas, kai reikia patikrinti, kaip gerai iš analizuojamų duomenų gaunami faktoriai atitinka kitų faktorių analizių rezultatus arba žinomas psichologinio testo ar klausimyno skales.

- **Ketelo diagrama** (angl. *Scree plot*). Tai diagrama, rodanti koreliacinės matricos tikrinių reikšmių dydį. Faktorių skaičius pasirenkamas pagal tai, kur diagramoje yra persilenkimas, vadinamas „alkūne“.

³⁸ Tikrinė reikšmė yra matematikos terminas, naudojamas matricų teorijoje. Koreliacinė matrica paprastai turi tiek tikrinių reikšmių, kiek yra kintamųjų. Pradinius standartizuotus kintamuosius galima transformuoti į naujus skirtingos dispersijos ir tarpusavyje nepriklausomus kintamuosius taip, kad pirmasis naujas kintamasis (pagrindinė komponentė) turėtų didžiausią dispersiją, antrasis turėtų antrą savo dydžiu dispersiją ir t. t. Tokiu atveju pirmoji tikrinė reikšmė lygi pirmojo iš naujų kintamųjų dispersijai, antroji lygi antrojo kintamojo dispersijai ir t. t.

Dabar daugelis specialistų rekomenduoja naudoti *lygiagrečiąją analizę* (angl. *parallel analysis*) mažiausiai tikrinei reikšmei ištraukiant faktorius nustatyti. Sugeneruojami atsitiktiniai duomenys, analogiški analizuojamiems. Iš jų nustatoma, kokio dydžio turi būti tikrinės reikšmės, kad jos būtų neatsitiktinės su pakankamu patikimumu. SPSS programa šią analizę galima atlikti naudojant sintaksę. Reikiamas sintaksės failas yra internete, žr., pavyzdžiui:

<http://people.ok.ubc.ca/briocconn/nfactors/nfactors.html>

Faktorių pasukimas (angl. *Rotation*)

Dažnai ištraukti faktoriai specialiu būdu yra pasukami geometrinėje faktorių ašių koordinacių erdvėje. Pasukimo tikslas yra palengvinti faktorių interpretavimą. Siekiama gauti kuo lengviau suprantamą faktorių struktūrą. Kriterijai yra įvairūs. Pavyzdžiui, siekiama, kad kiekviename faktoriuje būtų keli dideli koeficientai, o visi kiti arti nulio.

Ortogonalūs pasukimai

Ortogonalūs pasukimai išlaiko faktorių ašių geometrinę statmenumą, o statistiškai tai reiškia, kad faktoriai po pasukimo išlieka tarpusavyje nepriklausomi. Vienas iš dažniausiai naudojamų ortogonalų pasukimo metodų yra *Varimax*. Ortogonalūs faktoriai matematiškai paprastesni ir patogesni tolesnėje analizėje.

Ortogonaliam pasukime gaunama **faktorių svorių matrica** (angl. *Factor Matrix, Component Matrix*), kuri naudojama interpretuojant faktorius. Šios matricos elementai – tai kintamojo ir faktoriaus tiesinės koreliacijos koeficientai.

Neortogonalūs pasukimai

Neortogonalūs, vadinamieji įstriži (angl. *oblique*) pasukimai leidžia gauti tarpusavyje priklausomus, koreliuotus faktorius. Neortogonalūs pasukimai yra sudėtingesni, tačiau gauti koreliuoti faktoriai kartais geriau atitinka tikrovę nei nekoreliuoti. Pavyzdžiui, faktorizuojant įvairias asmenybės savybes – polinkį į depresiją, psichastenią, ekstraversiją-intraversiją, šizoidiškumą ir pan. – geriau tikėtis tarpusavyje koreliuotų faktorių.

SPSS siūlo du neortogonalų pasukimų būdus: Promax ir Direct Oblimin.

Direct Oblimin Method. Šiuo metodu gauti faktoriai priklauso nuo parametro *delta*. Kai *delta* lygus 0 (nutylėta reikšmė), faktoriai gali būti labiausiai įstriži. Kai *delta* apytiksliai lygus 1, faktoriai gali būti labai koreliuoti. *Delta* neturėtų būti daugiau už 0,8. Kuo *delta* neigiamesnis, tuo faktoriai tampa mažiau įstriži. Kai *delta* apytiksliai lygus -4 , faktoriai tampa ortogonalūs.

Promax metodas. Šis metodas yra matematiškai paprastesnis, ir tyrėjas turi mažiau galimybių valdyti pasukimą. SPSS siūlomas jo variantas, vadinamas „*simple promax*“. *Promax* pasukimo rezultatai priklauso, nors palyginti nedaug, nuo parametro *kappa* reikšmės³⁹.

Svarbus požymis, pasirenkant Varimax ar įstrižą pasukimą, yra įstrižame pasukime gautų faktorių koreliacijos. Jei nors dalis šių koreliacijų nemažos, absoliutiniu didumu didesnės nei 0,3, tai reiškia, kad įstrižas pasukimas yra pateisinamas ir galbūt geresnis už Varimax. Jei visos koreliacijos yra mažesnės, tai paprastai rekomenduojama naudoti Varimax, kartais kitus ortogonalius pasukimus, nes Varimax yra paprastesnis ir rezultatai lengviau interpretuojami.

Modelio ir struktūros matricos

Įstrižame, koreliuotų ašių pasukime faktorinių koeficientų matrica tampa **modelio matrica** (angl. *pattern matrix*). Koeficientų reikšmės, pakeltos kvadratu, reiškia unikalų faktoriaus indėlį į kintamojo dispersiją. Koeficientai neįtraukia tos faktorių dispersijos kintamajame, kuri yra bendra visiems faktoriams.

Struktūros matrica (angl. *structure matrix*) yra faktorių ir kintamųjų koreliacijos. Struktūros matrica yra lengvai suprantama, todėl gali atrodyti, kad patogiau faktorius interpretuoti remiantis šia matrica. Tačiau struktūros matricoje esantys koreliacijos koeficientai yra padidinti, „išpūsti“ dėl faktorių tarpusavio koreliacijų, todėl dauguma tyrėjų interpretuoja ir pateikia modelio matricą. Joje nėra „persidengiančios“ faktorių dispersijos, todėl faktorių sudarančius kintamuosius paprastai lengviau pastebėti. Tačiau, jei faktoriai yra gana stipriai koreliuoti, gali atrodyti, kad jokie kintamieji su jais nesusiję, nes beveik nelieta unikalios faktorių dispersijos kintamuosiuose, kai pašalinta bendroji faktorių dispersija.

³⁹ Siūloma naudoti *kappa* reikšmės nuo 2 iki 4 (SPSS nutylėta reikšmė yra 4); „*simple promax*“ atveju, jei *kappa* = 3, gaunama mažiausia paklaida (angl. *error*) ir nukrypčiai (angl. *bias*), tačiau *kappa* = 2 yra taip pat tinkamas (Tataryn ir kiti, 1999). Parametro reikšmės parinkimas susijęs su turimais duomenimis ir jų pobūdžiu.

Faktorių interpretavimas

Tai labai esminis faktorinės analizės etapas. Tyrėjas turi suprasti, ką reiškia gautieji faktoriai ir pavadinti juos savo srities žodžiais ir terminais. Dažniausiai interpretuojama, remiantis:

- faktoriinių svorių matrica, panaudojus ortogonalų pasukimą;
- modelio matrica, panaudojus neortogonalų sukimą.

Paprastai interpretuoja tyrimo srities specialistas, o statistikas dažnai negali to padaryti. Jei faktorių prasmingai interpretuoti nepavyko, tai paprastai reiškia, kad faktorinė analizė buvo nesėkminga – naudingų faktorių nepavyko gauti.

Faktorių interpretavimas yra iš dalies subjektyvus. Skirtingi specialistai kartais gali tos pačios analizės rezultatus interpretuoti skirtingai. Būna, kad vienus faktorius pavyksta interpretuoti, o kitus ne.

Rekomenduojama faktorius interpretuoti pagal kelis didžiausius jame svorinius koeficientus, ne mažiau tris. Negalima faktoriaus interpretuoti tik pagal vieną kintamąjį, nepageidautina ir pagal du. Interpretuojant faktorius, reikia atsižvelgti į kintamųjų koeficientų ženklus. Teigiamas reiškia, kad faktoriaus didėjimas sukelia kintamojo didėjimą. Neigiamas – priešingai.

Kintamieji laikomi priklausantys faktoriui, jei jų koeficientai yra absoliutiniu didumu ne mažesni už tam tikrą ribinį skaičių, pavyzdžiui, 0,40. Dažnai naudojamos ir kitos ribos, pavyzdžiui, 0,45 ar 0,50. Nėra gerai, jei kintamasis patenka iš karto į du ar daugiau faktorių. Sudarant skales, tokie kintamieji dažnai išmetami.

Faktorių apskaičiavimas

Faktorių apskaičiavimas SPSS programoje galimas trimis būdais. Iš jų tik Andersen – Rubin metodas garantuoja faktorių ortogonalumą, t. y. nekoreliuotumą po pasukimo. Dažniausiai naudojamas **Regression** metodas. Jis matematiškai paprasčiausias, tačiau juo apskaičiuoti faktoriai gali būti tarpusavyje koreliuoti, nors paprastai nedaug.

Pakankamai stiprius ir gerai apibrėžtus faktorius galima naudoti tolimesnėje duomenų analizėje kaip naujus kintamuosius. Faktorių reikšmes įmanoma apskaičiuoti sudedant kintamuosius, įeinančius į faktorius, tačiau būtina įvertinant ir faktorių koeficientų ženklą. Prieš sumuojant, faktoriaus kintamieji turi būti perkoduoti taip, kad jų visų kryptys sutaptų su faktoriaus kryptimi. Patogiau ir šiek tiek tiksliau faktorių reikšmes apskaičiuoti pačioje faktorinėje analizėje.

Tiriamosios faktorinės analizės trūkumai

- Metodas ne visai statistinis. Nėra faktorių ir kitų rezultatų statistinių reikšmingumų.
- Subjektyvumas. Rezultatai gali iš esmės skirtis, priklausomai nuo faktorių ištraukimo bei pasukimo metodų ir jų parametrų pasirinkimo. Daug kas priklauso nuo tyrėjo meistriškumo ir netgi skonio.
- Matematinis sudėtingumas, nelengva suprasti metodo esmę.
- Paprastai reikalauja didelės imties.

Bendra faktorinės analizės schema SPSS programa:

Analyze → Dimension Reduction⁴⁰ → Factor → Variables: ... (kintamųjų pasirinkimas) → Descriptives... (papildoma kintamųjų aprašomoji statistika) → Extraction... (faktorių ištraukimo būdas ir faktorių skaičiaus nustatymas) → Rotation...(faktorių pasukimas) → Scores (faktorių apskaičiavimas, jei reikia) ... → Options... (papildomos parinktys) → OK.

Užduotys

1 užduotis. Atlikite mergaites apibūdinančių poliarinių būdvardžių *b1v – b30v* faktorinę analizę. Naudokite duomenis *duomenys_11A.sav*.

Meniu parinkite: Analyze → Dimension Reduction → Factor → Variables: ... įtraukite kintamuosius *b1v – b30v* → Descriptives... → įjunkite Univariate Descriptives ir KMO and Bartlett's test of sphericity → Continue → Extraction... → pasirinkite Principal Axis Factoring (naudokite pagrindinių faktorių metodą, kuris teoriškai yra geresnis už pagrindinių komponentių metodą), → Continue → Rotation ... pasirinkite Promax (jis paprastesnis už *Direct Oblimin*, todėl dažnai naudojamas pirmas) → Continue → Options... → įjunkite Sorted by size (faktorių koeficientai bus išrikiuoti mažėjimo tvarka, tai palengvina interpretavimą) ir Suppress small coefficients (nerodyti mažų faktorių koeficientų, tai irgi palengvina interpretavimą) → Continue → OK.

Rezultatų pirmoji lentelė yra kintamųjų aprašomoji statistika (*11.1 lentelė*). Šioje lentelėje svarbūs yra kintamųjų standartiniai nuokrypiai. Kintamieji su mažais standartiniais nuokrypiais, t. y. mažai kintantys, yra palyginti neinformatyvūs ir faktorinėje analizėje nenaudingi. Nagrinėjamu atveju tokių kintamųjų nėra. Šioje lentelėje taip pat matyti efektyvus imties didumas, nes iš faktorinės analizės paprastai šalinami atvejai, turintys nors vieną trūkstatą reikšmę, todėl realiai naudotos imties didumas gali būti gerokai mažesnis už pradinį.

⁴⁰ Senose versijose *Data Reduction*.

11.1 lentelė. Faktorinės analizės kintamųjų aprašomoji statistika

	Mean	Std. Deviation	Analysis N
Aktyvus-pasyvus	3,31	1,274	167
Abejojantis-garantuotas	3,75	1,492	167
Blogos nuotaikos-pakilios nuotaikos	4,38	1,515	167
Bendraujantis-atsiskyrėlis	2,88	1,472	167
Draugiškas-priešiškas	2,34	1,236	167
Energingas-suglebęs	2,97	1,291	167
Gyvas-prislėgtas	2,99	1,450	167
Linksmas-liūdnas	3,12	1,559	167
Lengvai pergyvena nesėkmes-sunkiai	4,43	1,663	167
Greitai nuliūsta-sunkiai sutrikdomas	3,08	1,507	167
Laimingas-nelaimingas	3,07	1,436	167
Lengvai susidraugauja-sunkiai	3,28	1,635	167
Optimistiškas-pesimistiškas	3,44	1,515	167
Ryžtingas-dvejojantis	3,84	1,583	167
Susikaupęs-išsiblaškęs	3,80	1,547	167
Sugyvenamas-konfliktiškas	3,03	1,416	167
Sunkiai prisitaikantis-lengvai	3,83	1,797	167
Uždaras-atviras	3,60	1,672	167
Verkšlenantis-susitvardantis	4,46	1,536	167

11.2 lentelė labai svarbi sprendžiant duomenų tinkamumą faktorinei analizei. KMO matas labai geras, lygus 0,895. Bartleto sferiškumo kriterijaus $p < 0,001$ rodo, kad koreliacinė matrica statistiškai reikšmingai skiriasi nuo vienetinės matricos, kintamieji yra koreliuoti. Duomenys faktorinei analizei yra tinkami.

11.2 lentelė. KMO imties tinkamumo koeficientas ir Bartleto sferiškumo kriterijaus rezultatai

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,895
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	1253,375
	Df	171
	Sig.	,000

Bendrumų lentelė (11.3) parodo, kaip stipriai kintamieji susiję su ištrauktais faktoriais. Visų kintamųjų bendrumai po ištraukimo (*Extraction* stulpelyje) viršija 0,2. Tai rodo, kad nėra kintamųjų, ypač silpnai susijusių su gautais faktoriais. Jei kintamųjų bendrumai žemesni už 0,2, kintamuosius galbūt reikia pašalinti iš analizės. Kintamieji nėra multikolinearūs, nes kiekvieno kintamojo koreliacijos su likusiais kintamaisiais koeficientai yra nelabai dideli, mažesni už 0,7 (pradinių bendrumų *Initial* stulpelis).

11.3 lentelė. Kintamųjų bendrumai (*Communalities*)

	Initial	Extraction
Aktyvus-pasyvus	,400	,407
Abejojantis-garantuotas	,388	,356
Blogos nuotaikos-pakilios nuotaikos	,399	,362
Bendraujantis-atsiskyrėlis	,615	,874
Draugiškas-priešiškas	,513	,595
Energingas-suglebęs	,616	,574
Gyvas-prislėgtas	,643	,592
Linksmas-liūdnas	,570	,581
Lengvai pergyvena nesėkmes-sunkiai	,401	,381
Greitai nuliūsta-sunkiai sutrikdomas	,397	,362
Laimingas-nelaimingas	,460	,439
Lengvai susidraugauja-sunkiai	,407	,348
Optimistiškas-pesimistiškas	,468	,482
Ryžtingas-dvejojantis	,486	,514
Susikaupęs-išsiblaškęs	,313	,399
Sugyvenamas-konfliktiškas	,198	,216
Sunkiai prisitaikantis-lengvai	,489	,466
Uždaras-atviras	,369	,666
Verkšlenantis-susitvardantis	,332	,319

11.4 lentelė yra sutrumpinta faktorių lentelė.

11.4 lentelė. Faktoriai: pirmi šeši ir paskutinytis

Factor	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	7,146	37,613	37,613	6,638	34,938	34,938
2	1,474	7,758	45,371	1,076	5,663	40,601
3	1,163	6,120	51,490	,712	3,746	44,347
4	1,095	5,761	57,252	,508	2,674	47,021
5	,921	4,848	62,100			
6	,821	4,323	66,423			
...			
19	,217	1,140	100,000			

Yra keturi faktoriai, kurių pradinės tikrinės reikšmės (*Initial Eigenvalues*) yra didesnės už vienetą. Po ištraukimo šios tikrinės reikšmės sumažėja, nes pagrindinių faktorių metode siekiama paaiškinti ne visą kintamųjų dispersiją, o tik jos bendrąją dalį, kuri susijusi su faktoriais. Tačiau trečio ir ketvirto faktorių tikrinės reikšmės yra vos didesnės už vienetą, lygios 1,163 ir 1,095. Be to, šių faktorių paaiškinamos dispersijos dalys yra mažos, lygios 6,120 ir 5,761 (*% of Variance* stulpelyje). Paprastai norima, kad kiekvienas faktorius paaiškintų bent 7-8% dispersijos. Trečias ir ketvirtas faktorius atrodo per silpni, kad būtų patikimi. Tai patvirtina ir faktorių koeficientų lentelė (knygelėje nepateikta): trečias faktorius turi tik vieną didelį koeficientą (0,96), o antrasis jau tik 0,43. Ketvirtas faktorius turi du nemažus koeficientus: 0,68 ir 0,56, tačiau gana patikimai interpretuoti faktorių galima tik turint bent tris pakankamai didelius koeficientus. Atrodo, kad nagrinėjamoje analizėje patikimiau apsiriboti pirmais dviem faktoriais, o trečio ir ketvirto atsisakyti.

1.1 užduotis. Atlikite faktorių analizę, kai ištrauktų faktorių skaičius lygus 2. Perskaičiuokite faktorių analizę su vienu pakeitimu: paspaudę mygtuką Extraction..., pasirinkite variantą Number of factors → įrašykite skaičių „2“ → Continue → OK.

Antrajame analizės variante kintamųjų aprašomoji statistika, KMO ir Bartleto sferiškumo kriterijaus rezultatai, be abejo, išlieka tie patys. Pasi-keičia bendrumai, pateikti 11.5 lentelėje, nes pasikeitė faktorių skaičius.

Dabar vieno kintamojo (*sugyvenamas-konfliktiškas*) bendrumas visai mažas, vadinasi, jis „iškrenta“ iš kintamųjų visumos, jei naudojami tik du faktoriai. Galbūt geriau būtų faktoringę analizę pabandyti be šio kintamojo, tačiau tai susiję ir su faktoringės analizės tikslais, kurie šiame mokomajame pavyzdyje nėra apibrėžti, todėl šį bandymą autoriai palieka skaitytojui.

11.5 lentelė. Kintamųjų bendrumai, ištraukus du faktorius

	Initial	Extraction
Aktyvus-pasyvus	,400	,412
Abejojantis-garantuotas	,388	,285
Blogos nuotaikos-pakilios nuotaikos	,399	,362
Bendraujantis-atsiskyrėlis	,615	,704
Draugiškas-priešiškas	,513	,555
Energingas-suglebeš	,616	,549
Gyvas-prislėgtas	,643	,581
Linksmas-liūdnas	,570	,529
Lengvai pergyvena nesėkmes-sunkiai	,401	,353
Greitai nuliūsta-sunkiai sutrikdomas	,397	,342
Laimingas-nelaimingas	,460	,438
Lengvai susidraugauja-sunkiai	,407	,338
Optimistiškas-pesimistiškas	,468	,391
Ryžtingas-dvejojantis	,486	,487
Susikaupęs-išsiblaškęs	,313	,227
Sugyvenamas-konfliktiškas	,198	,099
Sunkiai prisitaikantis-lengvai	,489	,408
Uždaras-atviras	,369	,199
erkšlenantis-susitvardantis	,332	,313

11.6 lentelėje pateikiami ištraukti naujieji faktoriai.

11.6 lentelė. Ištraukti faktoriai panaudojant pagrindinių faktorių metodą

Factor	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variante	Cumulative %	Total
1	7,146	37,613	37,613	6,581	34,637	34,637	6,168
2	1,474	7,758	45,371	0,991	5,214	39,851	4,901

Stulpeliuose *Total* pateiktos tikrinės reikšmės. Pirmosios tikrinės reikšmės, lygios 7,146 ir 1,474, atitinka pagrindines komponentes. Antrosios, lygios 6,581 ir 0,991, yra gautos ištraukus faktorius. Šios tikrinės reikšmės yra mažesnės, nes pagrindinių faktorių metode ištraukti faktoriai nesiekia paaiškinti visą kintamųjų dispersiją, o apsiriboja kintamųjų bendrąja (su faktoriais) dispersija. Trečiosios tikrinės reikšmės yra po faktorių pasukimo.

Svarbi faktoriaus charakteristika yra jo paaiškinamas dispersijos procentas. Kuo daugiau faktorių paaiškina dispersijos, tuo jis „stipresnis“ ir tikriausiai informatyvesnis, tuo pačiu ir tyrimui vertingesnis. *Cumulative %* yra tam tikro pirmųjų faktorių skaičiaus kartu paaiškinama dispersija. Nagrinėjamos analizės pirmos dvi komponentės kartu paaiškina maždaug 45,371% dispersijos, o pirmi du faktoriai (*Extraction Sums* stulpeliuose), aišku, mažiau: 39,851%. Dalis dispersijos atmetama kaip specifinė, nesusijusi su faktoriais, kintamųjų dispersija. Po pasukimo, jei jis ortogonalus (kaip *Varimax*), bendra faktorių paaiškinama dispersija nesikeičia, tačiau individualių faktorių paaiškinamos dispersijos persiskirsto tarpusavyje. Jei pasukimas įstrižas (kaip *Promax*), tai bendrą ir individualią faktorių paaiškinamą dispersiją įvertinti ne taip paprasta, nes dalis dispersijos yra bendra visiems faktoriams dėl jų koreliuotumo.

40% paaiškinamos dispersijos yra gana nedaug, nes tikimasi, kad faktoriai paaiškintų pastebimai daugiau nei pusę kintamųjų dispersijos, sakysim, 60%. Tačiau tokie palyginti nestiprūs faktoriai dažni psichologinių tyrimų duomenų analizėje.

Taigi, faktorių skaičius yra du. Kitas esminis klausimas – kokį pasukimą naudoti? Šiame pavyzdyje iš pradžių taikytas įstrižas *Promax* pasukimas. Naudinga pradėti nuo įstrižo sukimo, nes šis metodas pateikia faktorių tarpusavio koreliacijos koeficientus (11.7 lentelė). Faktorių tarpusavio koreliacijos rodo, ar pateisinamas įstrižas sukimas. Jei koreliacijos didelės, įstrižas pasukimas panaudotas teisingai.

11.7 lentelė. Ištrauktų faktorių Pirsono koreliacijos koeficientas

Factor Correlation Matrox

Factor	1	2
1	1,000	,656
2	,656	1,000

Faktorių tarpusavio koreliacija lygi 0,656 ir yra gana didelė, todėl atrodo, kad įstrižas pasukimas tinka geriau nei ortogonalus metodas *Varimax*.

Tačiau reikia interpretuoti faktorius – ką jie reiškia, kokias savybes jie matuoja? Tai turi parodyti modelio lentelė (*Pattern matrix*, 11.8 lentelė).

11.8 lentelė. Faktorių modelio koeficientų lentelė

Pattern Matrix

	Factor	
	1	2
Ryžtingas-dvejojantis	,747	
Greitai nuliūsta-sunkiai sutrikdomas	-,664	,135
Sunkiai prisitaikantis-lengvai	-,643	
Lengvai pergyvena nesėkmės-sunkiai	,640	
Verkšlenantis-susitvardantis	-,621	,102
Abejojantis-garantuotas	-,578	
Laimingas-nelaimingas	,572	,126
Linksmas-liūdnas	,564	,220
Optimistiškas-pesimistiškas	,534	,128
Gyvas-prislėgtas	,507	,327
Blogos nuotaikos-pakilios nuotaikos	-,493	-,150
Susikaupęs-išsiblaškęs	,412	
Uždaras-atviras	-,403	
Sugyvenamas-konfliktiškas	,208	,136
Bendraujantis-atsiskyrėlis	-,171	,941
Draugiškas-priešiškas	-,207	,864
Energingas-suglebeš	,344	,468
Aktyvus-pasyvus	,231	,466
Lengvai susidraugauja-sunkiai	,309	,331

Pirmo faktoriaus didėjimas susijęs su didėjimu šių tiriamųjų (mergaičių) bruožų: dvejojanti, lengvai nuliūsta, sunkiai prisitaikanti, sunkiai pergyvena nesėkmės, verkšlenanti, nelaiminga, liūdna, pesimistiška, prislėgta, blogos nuotaikos. Panašu į depresiją, bet galima būtų pavadinti ir kitaip, sakysim, psichiniu silpnumu. Tam tikro subjektyvumo išvengti čia nepavyksta.

Antrajame faktoriuje du svarbiausi bruožai yra *atsiskyrusi* ir *priešiška*. Išreikšti bruožai taip pat yra *suglebusi* ir *pasyvi*. Ši faktorių galima pavadinti atsiskyrimo faktoriumi.

Naudojant ortogonalų pasukimą (pavyzdžiui, *Varimax*), vietoj modelio ir struktūros matricų (*Pattern Matrix* ir *Structure Matrix*) gaunama viena faktoriinių svorių matrica (*Factor Matrix* arba *Component Matrix*). Ji ir naudojama interpretuojant faktorius.

1.2 užduotis. Raskite faktorių reikšmes. Pakartokite faktoriinę analizę su vienu pakeitimu: paspaudę mygtuką Scores..., pasirinkite variantą Save as variables → Continue → OK.

Duomenyse sukuriama du nauji kintamieji – tai apskaičiuotos dviejų faktorių reikšmės. Tikslinga pakeisti jų vardus ir žymas (*Variable Labels*), kad būtų aiški kintamųjų prasmė. Pavyzdžio duomenyse nauji kintamieji pavadinti *f1.psilch_silpnumas* ir *f2.atsiskyrimas*. Naudojant faktorius kaip kintamuosius reikia įsidėmėti, kad faktoriai skaičiuojami standartizuoti, t. y. jų vidurkiai toje pačioje imtyje, iš kurios buvo atlikta faktoriinė analizė, lygūs nuliui, o standartiniai nuokrypiai lygūs vienetui.

Patikrinkite faktorių teisingumą apskaičiuodami, pavyzdžiui, jų koreliacijas su MMPI testo depresijos ir socialinės intraversijos skalėmis (*D1* ir *S1* kintamieji).

Rezultatai pateikti 11.9 lentelėje. Visi koreliacijos koeficientai statistiškai reikšmingi, $p < 0,001$. Faktoriai turi teigiamą vidutinio stiprumo ryšį su MMPI testo depresijos ir socialinės intraversijos skalėmis.

11.9 lentelė. Faktorių ir MMPI depresijos ir socialinės intraversijos skalių Spearman koreliacijos koeficientas

		Depresija (MMPI)	Socialinė intraversija (MMPI)	1 faktorius – psichinis silpnumas	2 faktorius – atsiskyrimas
Depresija (MMPI)	Correlation	1,000	,603	,527	,406
	Sig. (2-tailed)	.	,000	,000	,000
	N	194	194	167	167
Socialinė intraversija (MMPI)	Correlation	,603	1,000	,484	,470
	Sig. (2-tailed)	,000	.	,000	,000
	N	194	194	167	167
1 faktorius – psichinis silpnumas	Correlation	,527	,484	1,000	,760
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	.	,000
	N	167	167	167	167
2 faktorius – atsiskyrimas	Correlation	,406	,470	,760	1,000
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000	.
	N	167	167	167	167

2 savarankiška užduotis. Atlikite tokią pačią faktorinę analizę berniukų tyrimo duomenims (*duomenys_11B.sav*). Ar rezultatai panašūs į mergaičių analizės rezultatus? Kokius žymesnius skirtumus pastebite?

ATSISKAITYMAS

Sąvokos

1. Faktorius faktorinėje analizėje.
2. Faktoriaus paaiškinama dispersija.
3. Kintamųjų bendrumai (*Communalities*).
4. Faktorių koeficientai (*Factor loadings*).
5. Įstriži ir ortogonalūs (statmeni) pasukimai.
6. *Varimax* pasukimas.
7. *Promax* pasukimas.

Veiksmai

1. Duomenų tinkamumo faktorinei analizei nustatymas.
2. Faktorių ištraukimas pagrindinių komponentčių ir pagrindinių faktorių (ašių) metodais.
3. Faktorių skaičiaus valdymas.
4. Faktorių koreliacijų nustatymas.
5. *Varimax* pasukimo atlikimas.
6. *Promax* pasukimo atlikimas.
7. Faktorių interpretavimas.
8. Faktorių apskaičiavimas.

Literatūra

1. Cochran . The Chi-Square Test of Goodness of Fit. *Annals of Mathematical Statistics*, 1952, 23.
2. Conover. *Practical Nonparametric Statistics*, Third Edition, Wiley, 1999.
3. Čekanavičius V., Murauskas G., *Statistika ir jos taikymai*. 2 dalis. – V. TEV, 2002.
4. Dagienė, V., Grigas G., Jevsikova T. *Enciklopedinis kompiuterinis žodynas*. Vilnius, TEV, 2005.
5. Howel, D. *Statistical methods for psychology*, 6-th edition. Wadsworth Publishing, 2006.
6. Howitt, D. , and Cramer, D. *Introduction to SPSS in Psychology : with supplements for releases 10, 11, 12 and 13*. Harlow : Pearson, : Prentice Hall, 2005.
7. Kinner P. R., Gray C. D., *SPSS 16 Made Simple*. – Psychology Press, 2009.
8. Tabachnik, B. G. , and Fidell, L. S. *Using Multivariate Statistics / 5-th edition*. – Pearson Education, Inc., 2007.
9. Tataryn, Tataryn, Wood, and Gorsuch. Setting the value of k in promax: a Monte Carlo study. *Educational and Psychological Measurements v. 59.3 June 1999*, pp. 384-391.
10. Annotated SPSS Output : Regression Analysis
http://www.ats.ucla.edu/stat/Spss/output/reg_spss.htm
11. Measures of Association
<http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/association.htm>
12. Multiple Regression <http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/regress.htm>
13. Partial Correlation <http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/partialr.htm>
14. Reliability Analysis <http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/reliab.htm>
15. UNDERSTANDING FACTOR ANALYSIS *By R.J. Rummel
<http://www.hawaii.edu/powerkills/UFA.HTM>
16. Univariate GLM, ANOVA, and ANCOVA
<http://faculty.chass.ncsu.edu/garson/PA765/anova.htm>
17. Анализ надежности (svetainė learnSPSS.ru)
<http://www.learnspss.ru/hndbook/glava21/content.htm>
18. Дисперсионный анализ. <http://www.learnspss.ru/hndbook/glava17/content.htm>
19. Непараметрические тесты (svetainė learnSPSS.ru)
<http://www.learnspss.ru/hndbook/glava14/content.htm>
20. Регрессионный анализ (svetainė learnSPSS.ru)
<http://www.learnspss.ru/hndbook/glava16/content.htm>
21. Факторный анализ (svetainė learnSPSS.ru)
<http://www.learnspss.ru/hndbook/glava19/mat1.htm>

Visos WWW nuorodos patikrintos 2009-11-26.

Vaitkevičius, Raimundas; Saudargienė, Aušra

Va-122 Psichologinių tyrimų duomenų analizė, praktikos darbai / Raimundas Vaitkevičius, Aušra Saudargienė. – Kaunas: Vytauto Didžiojo universitetas, 2010. – 128 p.

ISBN 978-9955-12-561-7

Praktikos darbų knygoje nagrinėjami sudėtingesni duomenų analizės metodai: neparamestriniai kriterijai, ranginių ir nominalinių kintamųjų ryšio koeficientai, dispersinė analizė, kovariacinė, blokuotų duomenų dispersinė, tiesinė regresinė, psichologinių testų skalių standartizavimo ir patikimumo analizė.

Knyga skirta studentams, pasirinkusiems bakalauro studijų programą, studijuojantiems antrąjį statistikos ir psichologinių tyrimų duomenų analizės kursą.

UDK 31:159.9(076)

Raimundas Vaitkevičius
Aušra Saudargienė
Psichologinių tyrimų duomenų analizė
Praktikos darbai

Redaktorius Robertas Keturakis
Maketuotoja Janina Baranavičienė

Išleido ir spausdino Vytauto Didžiojo universiteto leidykla
S. Daukanto g. 27, LT-44249 Kaunas