

Statistinės duomenų analizės praktinės užduotys

2017

9. Dispersinė analizė.

- (a) *Vienfaktorė dispersinė analizė: kelių normaliųjų vidurkių palyginimas.* Iš darbininkų, aptarnaujančių didelės įmonės surinkimo konvejerį, buvo atrinkti 4 darbininkai ir kiekvienam iš jų buvo užfiksuotas tam tikros detalės surinkimo laikas.

Darbininkas								
1	24,2	22,2	24,5	21,1	22,0			
2	19,4	21,1	16,2	21,2	21,6	17,9	19,6	
3	19,0	23,1	23,8	22,8				
4	19,9	15,7	15,2	19,8	18,9	16,1	16,2	18,5

Ar skiriasi darbininkai pagal detalės surinkimo laiką?

```
dat.a <- matrix(
  c(24.2, 1, 22.2, 1, 24.5, 1, 21.1, 1, 22.0, 1,
    19.4, 2, 21.1, 2, 16.2, 2, 21.2, 2, 21.6, 2,
    17.8, 2, 19.6, 2, 19.0, 3, 23.1, 3, 23.8, 3,
    22.8, 3, 19.9, 4, 15.7, 4, 15.2, 4, 19.8, 4,
    18.9, 4, 16.1, 4, 16.2, 4, 18.5, 4),
  byrow=TRUE,
  nrow=24,
  ncol=2
)
```

```
dat.a <- as.data.frame(dat.a)
colnames(dat.a) <- c("sur_laik", "darb")
```

```
aov.a <- aov(darb~sur_laik, data = dat.a)
summary(aov.a)
```

```
##           Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
## sur_laik    1  11.04   11.037    11.79 0.00237 **
## Residuals   22   20.59    0.936
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

$p_v = 0.00237 < \alpha = 0.05$, atmetama H_0 , grupėse vidurkiai skiriasi. Duomenys leidžia teigti, jog darbininkai nevienodai greitai surenka detales.

- (b) *Vienfaktorė dispersinė analizė: kelių normaliųjų vidurkių palyginimas.* (ČM II.2.2) Norėdamas rasti optimalų darbo režimą, firmos prezidentas trijuose vienodo našumo padaliniuose (kiekviename dirba po 6 darbuotojus) išbandė skirtingas 48 valandų darbo savaites: 5 dienų, 4 dienų ir 3.5 dienos. Eksperimentas vyko vienus metus. Lentelėje pateikta, kiek per vieną savaitę vidutiniškai kiekvienas darbuotojas pagamino detalių.

5 dienos	4 dienos	3,5 dienos
360	340	371
302	350	365
333	306	303

5 dienos	4 dienos	3,5 dienos
351	337	300
329	371	336
340	365	365

Ar kuris nors savaitės darbo režimas davė statistiškai reikšmingai daugiau naudos nei likusieji?

```
kiekis <- c(360, 302, 333, 351, 329, 340,
           340, 350, 306, 337, 371, 365,
           371, 365, 303, 300, 336, 365)
dienos <- c(rep("d5",6), rep("d4",6), rep("d3.5",6))
dat.b <- data.frame(kiekis, dienos)

aov.b <- aov(kiekis ~ as.factor(dienos), data = dat.b)
summary(aov.b)
```

```
##              Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## as.factor(dienos)  2    243    121.7   0.184  0.834
## Residuals        15   9938    662.5
```

$p_v = 0.834 > \alpha = 0.05$, neatmetama H_0 , grupėse vidurkiai nesiskiria. Joks darbo režimas statistiškai reikšmingiau daugiau naudos nedavė.

- (c) *Vienfaktorė dispersinė analizė: kontrastai.* (ČM II.2.8) Kultūros savitumų tyrinėtojas skaičiavo, kiek gestų per dviejų valandų pranešimą padarė skirtingų šalių pranešėjai. Ar galima teigti, kad vidutinis kilikiečių gestikuliavimo lygis yra lygus nubų ir ilyrų vidutinių gestikuliavimo lygių vidurkiui?

Šalis															
Nubija	41	37	40	36	28	38	44	27	28	39	41	39	42	35	44
Ilyrija	9	5	12	6	7	11	6	3	5	6	12	5	9	4	5
Kilikija	19	21	15	21	23	27	31	16	15	14	19	17	15	28	27

Šiame uždavinyje tikrinama hipotezė $H : \mu_3 = (\mu_1 + \mu_2)/2$, ekvivalenti hipotezei $\mu_1 = \mu_2 - \mu_3 = 0$, todėl kontrastai čia yra $C_1 = 1, C_2 = 1, C_3 = -2$.

```
gestai <- c(41, 37, 40, 36, 28, 38, 44, 27, 28, 39, 41, 39, 42, 35, 44,
           9, 5, 12, 6, 7, 11, 6, 3, 5, 6, 12, 5, 9, 4, 5,
           19, 21, 15, 21, 23, 27, 31, 16, 15, 14, 19, 17, 15, 28, 27)
salis <- as.factor(c(rep("Nubija",15), rep("Ilyrija",15), rep("Kilikija",15)))
dat.c <- data.frame(gestai, salis)

aov.c <- aov(gestai ~ salis, data = dat.c)
summary.aov(aov.c)
```

```
##              Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## salis         2   6896    3448   147.1 <2e-16 ***
## Residuals    42    985      23
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

$p\text{-value}=0.834$, neatmetama H_0 , grupėse vidurkiai nesiskiria.

```
contrasts(dat.c$salis)<-c(1,1,-2)
summary.lm(aov(gestai ~ salis, data = dat.c))
```

```
##
## Call:
## aov(formula = gestai ~ salis, data = dat.c)
##
## Residuals:
##      Min       1Q   Median       3Q      Max
## -10.2667  -2.2667  -0.2667   3.7333  10.4667
##
## Coefficients:
##              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
## (Intercept)  21.6000     0.7218  29.925 < 2e-16 ***
## salis1       -7.8333     0.5104 -15.348 < 2e-16 ***
## salis2        9.5695     1.2502   7.654 1.71e-09 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Residual standard error: 4.842 on 42 degrees of freedom
## Multiple R-squared:  0.8751, Adjusted R-squared:  0.8691
## F-statistic: 147.1 on 2 and 42 DF,  p-value: < 2.2e-16
```

- (d) *Dvifaktorė dispersinė analizė: hipotezių apie dviejų faktorių įtaką bei jų sąveiką tikrinimas.* (ČM II.3.1) Sąvoka “brangus” neretai asocijuojasi su sąvoka “geras”. 54 tiriamieji buvo suskirstyti į tris grupes: valstiečius, verslininkus ir inteligentus. Kiekvienam tiriamajam buvo parodytas tas pats abstraktus paveikslas. Kartu buvo pasakoma viena iš trijų tariamų paveikslų kainų: maža, vidutinė arba didelė. Tiriamasis turėjo balais (iki 100) įvertinti paveikslą. Apklausos rezultatai pateikti lentelėse.

	Maža						Vidutinė						Didelė					
Valstiečiai	52	50	48	51	53	52	55	63	52	64	59	62	55	55	56	55	54	54
Verslininkai	47	45	45	44	46	43	65	56	66	57	69	60	78	72	76	75	74	77
Inteligentai	56	60	58	61	57	62	70	75	71	74	72	75	73	73	69	76	72	70

Ar skirtingų profesijų atstovai vienodai vertina abstraktų meną? Ar paveikslų kaina turi įtakos vertinimams? Ar kainos didėjimas vienodai paveikė visų profesijų atstovų nuomonę?

```
dat.d <- data.frame(
  grupe=as.factor(
    c(
      rep("Valstietis", 18),
      rep("Verslininkas", 18),
      rep("Inteligentas", 18)
    )
  ),
  kaina=as.factor(
    rep(
      c(
        rep("Maza", 6),
        rep("Vidutine", 6),
        rep("Didele", 6)
      ),
      3
    )
  ),
  rezultatai=c(
    52, 50, 48, 51, 53, 52,
```

```

55, 63, 52, 64, 59, 62,
55, 55, 56, 55, 54, 54,
47, 45, 45, 44, 46, 43,
65, 56, 66, 57, 69, 60,
78, 72, 76, 75, 74, 77,
56, 60, 58, 61, 57, 62,
70, 75, 71, 74, 72, 75,
73, 73, 69, 76, 72, 70
)
)

aov.d <- aov(rezultatai ~ grupe * kaina, data=dat.d)
summary(aov.d)

```

```

##           Df Sum Sq Mean Sq F value    Pr(>F)
## grupe      2 1526.3    763.2    88.63 2.47e-16 ***
## kaina      2 2560.8   1280.4   148.69 < 2e-16 ***
## grupe:kaina 4 1146.2    286.6    33.28 6.42e-13 ***
## Residuals 45  387.5      8.6
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Faktoriai *grupe*, *kaina*, ir jų sąveika *grupe:kaina* yra reikšmingi, vadinasi balas priklauso ir nuo grupės, ir nuo kainos. Tačiau, be to, kainų didėjimas nevienodai paveikė skirtingų profesijų atstovų nuomonę, dėl sąveikos tarp faktorių.

- (e) (ČM II.3.2) Chemijos laboratorija išbandė tris valiklius (I, II ir III). Kiekvienu iš jų buvo valomos keturių rūšių dėmės (purvo, riebalų, vyno, rašalo) Stebėta, per kiek sekundžių dėmė išnyksta. Bandymas buvo pakartotas keturis kartus. Duomenys pateikti lentelėje.

	Purvo	Riebalų	Vyno	Rašalo
I	12 10 9 11	13 13 14 14	18 18 19 17	25 26 17 25
II	12 11 10 12	14 15 14 15	18 17 17 16	20 21 22 22
III	8 9 9 10	16 13 15 14	17 18 18 19	24 24 24 25

Ką galima pasakyti apie valiklių efektyvumą?

```

dat.e <- data.frame(
  valiklis=as.factor(
    c(
      rep("I", 16),
      rep("II", 16),
      rep("III", 16)
    )
  ),
  deme=as.factor(
    rep(
      c(
        rep("Purvas", 4),
        rep("Riebalai", 4),
        rep("Vynas", 4),
        rep("Rasalas", 4)
      )
    ),
    3)
)

```

```

),
laikas=c(
  12, 10, 9, 11, 13, 13, 14, 14, 18, 18, 19, 17, 25, 26, 17, 25,
  12, 11, 10, 12, 14, 15, 14, 15, 18, 17, 17, 16, 20, 21, 22, 22,
  8, 9, 9, 10, 16, 13, 15, 14, 17, 18, 18, 19, 24, 24, 24, 25
)
)

aov.e <- aov(laikas ~ valiklis * deme, data=dat.e)
summary(aov.e)

```

```

##              Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## valiklis      2    1.6      0.8   0.370 0.6932
## deme          3 1041.5   347.2 158.203 <2e-16 ***
## valiklis:deme  6   32.9      5.5   2.497 0.0401 *
## Residuals     36   79.0      2.2
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

Faktorius *deme* buvo reikšmingas, *valiklis* priešingai. Vadinasi, dėmės turėjo įtakos plovimo laikui. Tiesa, dėmės dėl sąveikos su valikliais turėjo nevienodą įtaką plovimo laikui, jis priklausė nuo naudojamo valiklio.

- (f) *Blokuotųjų duomenų vienfaktorė dispersinė analizė.* (ČM II.4.2) Prekybos centro vadybininkas ieško tinkamos vietos indų plovikliui “Laumė”. Ploviklis savaitę buvo laikomas viršutinėje, vidurinėje ir apatinėje lentynose. Užfiksuota, kiek ploviklio indelių parduota. Eksperimente dalyvavo 7 parduotuvės, kuriose lentynų keitimo tvarka buvo randomizuota. Duomenys pateikti lentelėje.

Parduotuvė	Viršutinė	Vidurinė	Apatinė
Pirma	10	12	8
Antra	5	6	4
Trečia	16	18	15
Ketvirta	30	38	25
Penkta	19	19	17
Šešta	29	30	24
Septinta	39	41	36

Ar galima teigti, kad parduodamų ploviklių skaičius priklauso nuo to, kurioje lentynoje jie laikomi?

```

dat.f <- data.frame(
  parduotuve=as.factor(
    rep(
      c("Pirma", "Antra", "Trecia", "Ketvirta", "Penkta", "Sesta", "Septinta"),
      3
    )
  ),
  lentyna=as.factor(
    c(
      rep("virsutine", 7),
      rep("vidurine", 7),
      rep("apatine", 7)
    )
  ),
  pardavimai=c(
    10, 5, 16, 30, 19, 29, 39,

```

```

    12, 6, 18, 38, 19, 30, 41,
    8, 4, 15, 25, 17, 24, 36
  )
)

dependant.m <- with(dat.f,
  cbind(
    pardavimai[lentya=="virsutine"],
    pardavimai[lentya=="vidurine"],
    pardavimai[lentya=="apatine"]
  )
)

model.f <- lm(dependant.m ~ 1)
rfactor <- factor(c("virsutine", "vidurine", "apatine"))

# install.packages("car")
library(car)

aov.f <- Anova(
  model.f,
  idata = data.frame(rfactor),
  idesign = ~rfactor,
  type="III"
)
summary(aov.f)

##
## Type III Repeated Measures MANOVA Tests:
##
## -----
##
## Term: (Intercept)
##
## Response transformation matrix:
## (Intercept)
## [1,] 1
## [2,] 1
## [3,] 1
##
## Sum of squares and products for the hypothesis:
## (Intercept)
## (Intercept) 27783
##
## Multivariate Tests: (Intercept)
## Df test stat approx F num Df den Df Pr(>F)
## Pillai 1 0.781629 21.47617 1 6 0.0035619 **
## Wilks 1 0.218371 21.47617 1 6 0.0035619 **
## Hotelling-Lawley 1 3.579361 21.47617 1 6 0.0035619 **
## Roy 1 3.579361 21.47617 1 6 0.0035619 **
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## -----

```

```

##
## Term: rfactor
##
## Response transformation matrix:
##      rfactor1 rfactor2
## [1,]      -1      -1
## [2,]       0       1
## [3,]       1       0
##
## Sum of squares and products for the hypothesis:
##      rfactor1 rfactor2
## rfactor1  51.57143 -43.42857
## rfactor2 -43.42857  36.57143
##
## Multivariate Tests: rfactor
##              Df test stat approx F num Df den Df    Pr(>F)
## Pillai              1 0.7474161 7.397702      2      5 0.032064 *
## Wilks                1 0.2525839 7.397702      2      5 0.032064 *
## Hotelling-Lawley     1 2.9590807 7.397702      2      5 0.032064 *
## Roy                  1 2.9590807 7.397702      2      5 0.032064 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Univariate Type III Repeated-Measures ANOVA Assuming Sphericity
##
##              SS num Df Error SS den Df      F    Pr(>F)
## (Intercept) 9261.0      1 2587.33      6 21.476 0.003562 **
## rfactor      87.7      2   48.95     12 10.751 0.002112 **
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##
## Mauchly Tests for Sphericity
##
##      Test statistic p-value
## rfactor      0.28361 0.042835
##
##
## Greenhouse-Geisser and Huynh-Feldt Corrections
## for Departure from Sphericity
##
##      GG eps Pr(>F[GG])
## rfactor 0.58262  0.01188 *
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##      HF eps Pr(>F[HF])
## rfactor 0.6367055 0.009465692

```

Patikrinkime, ar patenkinta sferiškumo prielaida. (Ar parduotuvių blokai neįneša papildomos variacijos). *Mauchly Tests for Sphericity* skiltyje, su p-reikšme 0.043, (nelabai reikšmingai) sferiškumo hipotezę atmetame. Sferiškumo prielaida neišpildyta, tai žiūrime į *Greenhouse-Geisser* kriterijų, kur p-reikšmė $0.01188 < \alpha = 0.05$. Čia hipotezė atmetama, vadinasi teigti, jog pardavimai skirtingose lentynose skiriasi, šie duomenys leidžia. Tiesa, dėl sferiškumo sąlygos negaliojimo, blokuotųjų duomenų modelis nebuvo tinkamas.

- (g) *Blokuotųjų duomenų vienfaktoriškos dispersinės analizė.* (ČM II.4.4) Eksperimento metu buvo skaičiuota, kiek važiavimo klaidų padaro kiekvienas ką tik teises gavęs vairuotojas, važiuodamas kiekviena keturių skirtingų modelių mašina. Duomenys pateikti lentelėje.

Vairuotojas	A	B	C	D
1	13	10	15	17
2	12	11	14	15
3	13	12	15	17
4	20	20	26	28
5	13	11	16	10
6	17	22	27	26
7	21	21	25	27
8	16	12	14	16
9	19	20	25	24
10	21	21	24	26

Ar visų modelių mašinomis važiuojama vienodai sėkmingai?

```
dat.g <- data.frame(
  vairuotojas=as.factor(1:10),
  modelis=c(
    rep("A", 10),
    rep("B", 10),
    rep("C", 10),
    rep("D", 10)
  ),
  klaidos=c(
    13, 12, 13, 20, 13, 17, 21, 16, 19, 21, 10, 11, 12, 20, 11, 22, 21, 12, 20, 21,
    15, 14, 14, 26, 16, 27, 25, 14, 25, 24, 17, 15, 17, 28, 10, 26, 27, 16, 24, 26
  )
)

dependant.g <- with(dat.g,
  cbind(
    klaidos[modelis=="A"],
    klaidos[modelis=="B"],
    klaidos[modelis=="C"],
    klaidos[modelis=="D"]
  )
)

model.g <- lm(dependant.g ~ 1)
rfactor <- factor(c("A", "B", "C", "D"))

library(car)

aov.g <- Anova(
  model.g,
  idata = data.frame(rfactor),
  idesign = ~rfactor,
  type="III"
)
summary(aov.g)
```



```

##
## Type III Repeated Measures MANOVA Tests:
##
## -----
##
## Term: (Intercept)
##
## Response transformation matrix:
## (Intercept)
## [1,] 1
## [2,] 1
## [3,] 1
## [4,] 1
##
## Sum of squares and products for the hypothesis:
## (Intercept)
## (Intercept) 53436.1
##
## Multivariate Tests: (Intercept)
## Df test stat approx F num Df den Df Pr(>F)
## Pillai 1 0.936276 132.2348 1 9 1.1061e-06 ***
## Wilks 1 0.063724 132.2348 1 9 1.1061e-06 ***
## Hotelling-Lawley 1 14.692760 132.2348 1 9 1.1061e-06 ***
## Roy 1 14.692760 132.2348 1 9 1.1061e-06 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## -----
##
## Term: rfactor
##
## Response transformation matrix:
## rfactor1 rfactor2 rfactor3
## [1,] 1 0 0
## [2,] 0 1 0
## [3,] 0 0 1
## [4,] -1 -1 -1
##
## Sum of squares and products for the hypothesis:
## rfactor1 rfactor2 rfactor3
## rfactor1 168.1 188.6 24.6
## rfactor2 188.6 211.6 27.6
## rfactor3 24.6 27.6 3.6
##
## Multivariate Tests: rfactor
## Df test stat approx F num Df den Df Pr(>F)
## Pillai 1 0.933914 32.97406 3 7 0.00016825 ***
## Wilks 1 0.066086 32.97406 3 7 0.00016825 ***
## Hotelling-Lawley 1 14.131741 32.97406 3 7 0.00016825 ***
## Roy 1 14.131741 32.97406 3 7 0.00016825 ***
## ---
## Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
## Univariate Type III Repeated-Measures ANOVA Assuming Sphericity

```

```
##
##               SS num Df Error SS den Df      F      Pr(>F)
## (Intercept) 13359.0      1   909.23      9 132.235 1.106e-06 ***
## rfactor      167.1       3    99.68     27  15.086 5.821e-06 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##
## Mauchly Tests for Sphericity
##
##      Test statistic  p-value
## rfactor      0.29598 0.096502
##
##
## Greenhouse-Geisser and Huynh-Feldt Corrections
## for Departure from Sphericity
##
##      GG eps Pr(>F[GG])
## rfactor 0.68896 0.0001145 ***
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
##
##      HF eps  Pr(>F[HF])
## rfactor 0.897568 1.545953e-05
```

Čia *Mauchly* testo p-reikšmė 0.096502, hipotezės nėra pagrindo atmesti. Sferiškumo prielaida tenkinama (Blokutųjų duomenų modelis čia yra tinkamas). Toliau, *Greenhouse-Geisser* kriterijaus p-reikšmė $0.0001145 < \alpha = 0.05 \Rightarrow$ duomenys leidžia teigti, kad automobilių modeliai vairuotojams turėjo įtakos darant klaidas.

- (h) *Blokutųjų duomenų dvifaktorė dispersinė analizė.* (ČM II.4.5) Sesijos metu studentai laiko keturis egzaminus (kalbos, politologijos, matematikos ir logikos). Duomenys pateikti lentelėje.

Lytis	Kalbos	Politologijos	Matematikos	Logikos
Vyrai	9	10	9	7
	7	8	7	5
	5	8	7	6
	7	8	6	3
	7	9	6	5
	9	8	7	6
Moterys	6	5	5	2
	8	8	7	6
	9	10	8	8
	10	10	10	9
	10	9	8	6
	8	9	5	4

Ar visi egzaminai išlaikyti vienodai gerai? Ar studentai ir studentės egzaminus išlaikė vienodai gerai? Ar kuris nors egzaminas itin patiko studentėms?

```
dat.h <- data.frame(
  lytis=as.factor(c(rep("vyras", 6), rep("moteris", 6))),
  kalbos=c(9, 7, 5, 7, 7, 9, 6, 8, 9, 10, 10, 9),
  politologija=c(10, 8, 8, 8, 9, 8, 5, 8, 10, 10, 9, 9),
```

```
matematika=c(9, 7, 7, 6, 6, 7, 5, 7, 8, 10, 8, 5),
logika=c(7, 5, 6, 3, 5, 6, 2, 6, 8, 9, 6, 4)
)
```

(i) *Blokuotųjų duomenų dvifaktoriškos dispersinės analizė.* (ČM 4.5 pvz.) Tris grupes karių apmokė skirtingi seržantai. Po apmokymo visų trijų grupių kariai šaudė į taikinius naudodami indėniškąjį (I), mongoliškąjį (M) ir patobulintąjį (su optiniu taikliu, P) lankus. Surinkti taškai pateikti lentelėje.

Grupė	I	M	P
1	33	30	35
	32	31	34
	33	32	35
	32	30	36
	33	31	36
	27	32	37
2	31	31	35
	36	32	34
	29	30	35
	31	31	34
	31	30	35
	30	29	35
3	25	24	34
	24	23	33
	26	24	36
	25	25	35
	25	23	34
	26	24	35

Ar galima teigti, kad skirtingų grupių karių taiklumas skiriasi? Ar galima teigti, kad ne iš visų lankų vienodai gerai pataikoma? Ką dar galima pasakyti apie seržantų darbą?

```
dat.i <- data.frame(
  grupe=as.factor(c(rep(1, 6), rep(2, 6), rep(3, 6))),
  lankasI=c(33, 32, 33, 32, 33, 27, 31, 36, 29, 31, 31, 30, 25, 24, 26, 25, 25, 26),
  lankasM=c(30, 31, 32, 30, 31, 32, 31, 32, 30, 31, 30, 29, 24, 23, 24, 25, 23, 24),
  lankasP=c(35, 34, 35, 36, 36, 37, 35, 34, 35, 34, 35, 35, 34, 33, 36, 35, 34, 35)
)
```

Padaryta su R version 3.4.2 (2017-09-28), x86_64-pc-linux-gnu.