Piotr Zieleń

Sprawozdanie 2

20 lipca 2022

Spis treści

1.	Wst	Wstęp				
2.	Lista	a 5-6-7				
	2.1.	Zadanie 2				
		2.1.1. (a)				
		2.1.2. (b)				
		2.1.3. (c)				
		2.1.4. (d)				
	2.2.	Zadanie 3				
	2.3.	Zadanie 4				
	2.4.	Zadanie 5				
3.	Lista					
•	3.1.	Zadanie 1				
	0.1.	3.1.1. Dane z przykładu 1. z wykładu 7				
		3.1.2. Analiza niezależności				
		3.1.3. Funkcja do wyliczania odpowiednich miar współzmienności zmiennych				
		3.1.4. Porównanie wyników z napisanej funkcji, z funkcjami wbudowanymi w R				
		3.1.5. Analiza Korespondencji				
		3.1.6. Wnioski				
	3.2.	Zadanie 2				
	0.2.	3.2.1. Dane do analizy				
		3.2.2. Analiza niezależności				
		3.2.3. Miary współzmienności				
		3.2.4. Analiza korespondencji				
		3.2.5. Wnioski				
	3.3.	Zadanie 3				
	0.0.	3.3.1. Dane do analizy				
		3.3.2. Analiza niezależności				
		3.3.3. Miara współzmienności				
		3.3.4. Analiza korespondencji				
		3.3.5. Wnjoski				

1. Wstęp

Celem sprawozdania jest przedstawienie rozwiązań oraz wniosków z rozwiązywanych podczas zajęć labolatoryjnych kolejnych list zadań.

2. Lista 5-6-7

W tej liście przeanalizuję zadania od 2. do 5., ponieważ pierwsze zadanie było jedynie ćwiczeniowe i zostało zrealizowane na zajęciach.

W pierwszym kroku zaimportowałem biblioteki, które przydały się do rozwiązywanych zadań:

```
library(binom)
library(stats)
```

2.1. Zadanie 2.

Celem zadania 2. jest przeanalizowanie wyników ankiety, którą sporządzono w kilku losowo wybranych aptekach. Klienci w różnym wieku zostali poproszeni o wskazanie najczęściej kupowanego przez nich leku przeciwbólowego. Dane zostały przestawione na tabeli (1).

Wiek ankietowanych							
Lek							
Ibuprom	35	0	0	35			
Apap	22	22	0	44			
Paracetamol	15	15	15	45			
Ibuprofen	0	40	10	50			
Panadol	18	3	5	26			
Suma	90	80	30	200			

Tabela 1. Tablica dwudzielcza zależności wyboru leku, od wieku

Na podstawie tych danych, należało zweryfikować hipotezy opisane w (2.1.1), (2.1.2), (2.1.3), (2.1.4) na poziomie istotności $\alpha=0.05$, podać wartość poziomu krytycznego i sformułować odpowiedź.

Wykonamy trzy testy: binom.test oraz prop.test z oraz bez uwzględnienia poprawki ciągłości Yatesa.

2.1.1. (a)

 H_0 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Apap jest mniejsze bądź równe $\frac{1}{4}$

 H_1 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Apap jest większe od $\frac{1}{4}$

```
apap <- 44
n <- 200
```

```
binom.test(apap, n, p=1/4, alternative="g")$p.value
## [1] 0.8562401
```

```
prop.test(apap, n, p=1/4, alternative="g", correct=T)$p.value
## [1] 0.8154462
```

```
prop.test(apap, n, p=1/4, alternative="g", correct=F)$p.value
## [1] 0.8364066
```

W każdym z powyższych testów uzyskałem p-wartość znacznie większą niż założony poziom istotności α , więc nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej H_0 , czyli prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Apap, jest mniejsze lub równe $\frac{1}{4}$.

2.1.2. (b)

 H_0 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Apap jest równe $\frac{1}{2}$

 H_1 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Apap jest różne od $\frac{1}{2}$

```
apap <- 44
n <- 200
```

```
binom.test(apap, n, p=1/2, alternative="t")$p.value
## [1] 6.837911e-16
```

```
prop.test(apap, n, p=1/2, alternative="t", correct=T)$p.value
## [1] 4.197514e-15
```

```
prop.test(apap, n, p=1/2, alternative="t", correct=F)$p.value
## [1] 2.382836e-15
```

W każdym z przeprowadzonych testów uzyskałem p-wartość praktycznie równą zero, więc możemy założyć, że hipoteza zerowa H_0 jest nieprawdziwa, czyli zakładamy, że prawdziwa jest hipoteza alternatywna H_1 , czyli prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba z badanej populacji, w przypadku bólu zażywa Apap, jest różne od $\frac{1}{2}$.

2.1.3. (c)

 H_0 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Ibuprom jest większe bądź równe $\frac{1}{5}$

 H_1 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Ibuprom jest mniejsze od $\frac{1}{5}$

```
ibuprom <- 35
n <- 200
```

```
binom.test(ibuprom, n, p=1/5, alternative="1")$p.value
## [1] 0.215066
```

```
prop.test(ibuprom, n, p=1/5, alternative="l", correct=T)$p.value
## [1] 0.2131628
```

```
prop.test(ibuprom, n, p=1/5, alternative="l", correct=F)$p.value
## [1] 0.1883796
```

W każdym z przeprowadzonych testów uzyskałem p-wartość większą niż założony poziom istotności α , więc możemy założyć, że hipoteza zerowa H_0 jest prawdziwa, czyli prawdopodobieństwo, ze losowo wybrana osoba z badanej populacji, w przypadku bólu zażywa Ibuprom, jest większe bądź równe $\frac{1}{5}$.

2.1.4. (d)

W podpunkcie (d) powtarzamy pozostałe podpunkty, ale bierzemy pod uwagę tylko grupę wiekową do lat 35.

(a)

 H_0 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba, do 35 lat, z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Apap jest mniejsze bądź równe $\frac{1}{4}$

 H_1 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba, do 35 lat, z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Apap jest większe od $\frac{1}{4}$

```
apap_35 <- 22
n_35 <- 90
```

```
binom.test(apap_35, n_35, p=1/4, alternative="g")$p.value
## [1] 0.5885826
```

(b)

 H_0 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba, do 35 lat, z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Apap jest równe $\frac{1}{2}$

 H_1 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba, do 35 lat, z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Apap jest różne od $\frac{1}{2}$

```
apap_35 <- 22
n_35 <- 90
```

```
binom.test(apap_35, n_35, p=1/2, alternative="t")$p.value
## [1] 1.249258e-06
```

(c)

 H_0 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba, do 35 lat, z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Ibuprom jest większe bądź równe $\frac{1}{5}$

 H_1 : prawdopodobieństwo, że losowo wybrana osoba, do 35 lat, z badanej populacji w przypadku bólu zażywa Ibuprom jest mniejsze od $\frac{1}{5}$

```
ibuprom_35 <- 35
n_35 <- 90
```

```
binom.test(ibuprom_35, n, p=1/5, alternative="1")$p.value
## [1] 0.215066
```

Dla każdego z rozważanych przypadków — (a), (b), (c) uzyskałem p – wartości, dla których możemy wyciągnąć podobne wnioski, jak dla badania dla całej badanej populacji.

- W przypadku (a) nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej H_0 ,
- W przypadku (b) możemy założyć, że hipoteza zerowa H_0 jest fałszywa, więc przyjmujemy hipoteze alternatywaną H_1
- W przypadku (c) nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej H_0 .

2.2. Zadanie 3.

Celem zadania jest weryfikacja hipotezy na poziomie istotności $\alpha=0.05$, że prawdopodobieństwo, że osoba do lat 35 zażywa "Panadol" jest równe prawdopodobieństwu, że osoba od 36 lat do 55 lat zażywa "Panadol". W zadaniu wykorzystam test Fishera oraz opierać się będę na danych z tabeli (1).

Następnie postaram się odpowiedzieć na pytanie, czy na podstawie uzyskanego wyniku można odrzucić hipotezę o niezależności wyboru leku "Panadol" w leczeniu bólu od wieku, przy uwzględnieniu tylko dwóch grup wiekowych wymienionych wyżej.

W pierwszym kroku przedstawię tablicę dwudzielczą, dla danych — tabela (2):

	Wiek ankietowanych				
	do lat 35 od 36 do 55 lat				
Panadol	18	3			
Inny lek	72	77			

Tabela 2. Zależność wyboru leku "Panadol" lub innego leku, od wieku

Hipotezy testu Fishera:

- \bullet H_0 : prawdopodobieństwo, że osoba do lat 35 w przypadku bólu zażywa "Panadol" jest równe prawdopodobieństwu, że osoba od 36 do 55 lat zażywa "Panadol" w przypadku bólu
- H_1 : prawdopodobieństwo, że osoba do lat 35 w przypadku bólu zażywa "Panadol" jest nie jest równe prawdopodobieństwu, że osoba od 36 do 55 lat zażywa "Panadol" w przypadku bólu

```
fisher.test(data)$p.value
## [1] 0.001788538
```

Uzyskałem p-wartość mniejszą niż założony poziom istotności $\alpha=0.05$, więc są podstawy, aby odrzucić hipotezę zerową i przyjąć hipotezę alternatywną, czyli zakładamy, że prawdopodobieństwo, że osoba do lat 35 w przypadku bólu zażywa "Panadol" jest nie jest równe prawdopodobieństwu, że osoba od 36 do 55 lat zażywa "Panadol" w przypadku bólu.

Można też na podstawie tego wyniku odrzucić hipotezę o niezależności (na podstawie równoważności hipotez) wyboru leku "Panadol" w leczeniu bólu od wieku, przy uwzględnieniu tylko dwóch grup wiekowych — do lat 35 i od 36 do 55 lat.

2.3. Zadanie 4.

W zadaniu 4. należało zweryfikować hipotezę o niezależności stopnia zadowolenia z pracy i wynagrodzenia, korzystając z funkcji **chisq.test**. Dane do przeanalizowania przedstawiłem w tabeli (3). Zadanie dotyczy weryfikacji hipotezy zerowej na poziomie istotności $\alpha = 0.05$.

Stopień zadowolenia z pracy					
Wynagrodzenie	b. niezadow.	niezadow.	zadow.	b. zadow.	Suma
do 6000	20	24	80	82	206
6000-15000	22	38	104	125	289
15000-25000	13	28	81	113	235
powyżej 25000	7	18	54	92	171
Suma	62	108	319	412	901

Tabela 3. Dane do zadania 4. i 5.

Hipotezy testu chi-kwadrat:

- H_0 : Stopień zadowolenia z pracy i wynagrodzenie są niezależne
- H_1 : Stopień zadowolenia z pracy i wynagrodzenie nie sa niezależne

```
(data2 \leftarrow matrix(c(20, 22, 13, 7,
                  24, 38, 28, 18,
                  80, 104, 81, 54,
                  82, 125, 113, 92),
                  nrow=4, ncol=4))
##
         [,1] [,2] [,3] [,4]
## [1,]
           20
                 24
                      80
                           82
## [2,]
           22
                 38
                     104
                           125
## [3,]
           13
                 28
                      81
                           113
## [4,]
          7
                 18
                      54
                          92
```

```
chisq.test(data2)$p.value
## [1] 0.2139542
```

Uzyskałem p-wartość większą niż założony poziom istotności $\alpha=0.05$, więc nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy o niezależności, czyli zakładamy, że stopień zadowolenia z pracy i wynagrodzenie są niezależne.

2.4. Zadanie 5.

Celem zadania było napisanie deklaracji funkcji, która dla danych w tablicy dwudzielczej oblicza wartość poziomu krytycznego (p-value) w asymptotycznym teście niezależności opartym na ilorazie wiarogodności, dla danych z tabeli (3). Dodatkowo należało podać hipotezy dla asymptotycznego testu niezależności, opartym na ilorazie wiarogodności, wyznaczyć p-wartość na podstawie napisanej funkcji i wyciągnąć wniosek.

Hipotezy dla asymptotycznego testu niezależności:

- H₀: Stopień zadowolenia z pracy i wynagrodzenie są niezależne
- \bullet H_1 : Stopień zadowolenia z pracy i wynagrodzenie nie sa niezależne

```
(Data \leftarrow matrix(c(20, 22, 13, 7,
                  24, 38, 28, 18,
                  80, 104, 81, 54,
                  82, 125, 113, 92),
        nrow=4, ncol=4))
##
         [,1] [,2] [,3] [,4]
## [1,]
           20
                 24
                      80
                            82
## [2,]
           22
                 38
                     104
                           125
## [3,]
           13
                 28
                      81
                           113
## [4,]
            7
                 18
```

```
G2 <- -2*log(G2)
1-pchisq(G2, (length(N[1,])-1)*(length(R[1,])-1))
}
```

Następnie obliczam wartość krytyczną dla danych z zadania 4. — tabela (3), korzystając z napisanej funkcji:

```
funkcja(Data)
## [1] 0.2112391
```

Podobnie jak w teście chi-kwadrat – uzyskałem p-wartość większą niż zadany poziom istotności $\alpha=0.05$, więc nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej — można założyć, że stopień zadowolenia z pracy i wynagrodzenie są niezależne.

3. Lista 8₋9

Zaimportowałem biblioteki, które przydały się do rozwiązania zadań:

```
library(stats)
library(DescTools)
library(psych)
library(expm)
library(matlib)
library(ca)
```

Dodatkowo, w każdym z poniższych zadań będę przeprowadzać analizę korespondencji, dla której kod zamieszczam poniżej:

```
analiza.kores <- function(Dane, title_='', columnsName='',
                              rowsName='', dispMatrix=FALSE) {
  nc <- colSums(Dane)</pre>
  nr <- rowSums(Dane)</pre>
  n <- sum(nr)</pre>
  P <- Dane / n
  c <- nc / n
  r <- nr / n
  Dc <- diag(c)</pre>
  Dr <- diag(r)
  A \leftarrow inv(Dr ^ (1/2)) \% * (P- r \% * (t(c)) \% * (inv(Dc ^ (1/2)))
  U \leftarrow svd(A)$u
  V \leftarrow svd(A)$v
  Gamma <- diag(svd(A)$d)</pre>
  dispF <- inv(Dr^(1/2)) %*% U %*% Gamma
  dispG <- inv(Dc^(1/2)) %*% V %*% Gamma
  F_ <- dispF[,1:2]
  G <- dispG[,1:2]</pre>
  gam \leftarrow svd(A) d^2
  # Creating labels
  if (rowsName=='') {
```

```
rowsName <- c()
  for (i in 1:nrow(Dane)) {
    str_ = paste('row', i, sep = '')
    rowsName <- append(rowsName, str_)</pre>
if (columnsName=='') {
  columnsName <- c()
  for (i in 1:ncol(Dane)) {
    str_ = paste('col', i, sep = '')
    columnsName <- append(columnsName, str_)</pre>
  }
xlabel <- paste("Dimension 1 (", round(sum(gam[1])/sum(gam), 3) * 100, '%)',</pre>
                 sep = '')
vlabel <- paste("Dimension 2 (", round(sum(gam[2])/sum(gam), 3) * 100, '%)',</pre>
                 sep = '')
plot(F_, col='blue', pch = 19,
     main=title_,
     xlab=xlabel,
     ylab=ylabel,
     xlim=c(min(c(min(F_{-}), min(G[,1])))-0.01, max(c(max(F_{-}[,1]),
               \max(G[,1]))),
     ylim=c(min(c(min(F_{[,2]}), min(G_{[,2]})))-0.001, max(c(max(F_{[,2]}),
              max(G[,2])))))
abline(h=0)
abline(v=0)
text(F_, rowsName, pos=2)
points(G, col = "red", pch = 19)
text(G, columnsName, pos=2)
grid(lty=6, col="grey")
if (dispMatrix) {
  c(sum(gam), sum(gam[1:2])/sum(gam), P, A, dispF, dispG, c, r)
```

3.1. Zadanie 1.

W tym zadaniu należało przeprowadzić test o niezależności, wyznaczyć miary współzmienności, korzystając z własnej funkcji i porównać otrzymane wyniki w funkcjami wbudowanymi w pakiecie R, oraz przeprowadzić analizę korespondencji na podstawie danych z przykładu 1. na wykładzie 7.

3.1.1. Dane z przykładu 1. z wykładu 7.

W ramach projektu "Współczesne problemy ekologiczne świata", wśród studentów polskich uczelni przeprowadzono badania ankietowe na temat ich świadomości ekologicznej.

Między innymi zadano im pytanie dotyczące segregacji śmieci, na które mogli wybrać jedną z czterech poniższych odpowiedzi:

- (A) Segreguję śmieci, ponieważ jest to korzystne dla środowiska;
- (B) Segreguję śmieci ponieważ taki jest wymóg ustalony;
- (C) Segreguję śmieci, ponieważ wszyscy tak robią;
- (D) Nie segreguję śmieci.

Poniżej przedstawiłem wyniki ankiety:

• Tablica dwudzielcza dla kategorii Segregacja i Wiek, (dla połączonych kategorii wiekowych):

	A	В	С	D
18-25	888	369	50	457
26-35	263	95	10	99
36-45	208	29	2	44
46-59	78	9	0	19
60+	1	0	0	4

Tabela 4. Tablica dwudzielcza dla kategorii Segregacja i Wiek, (dla połączonych kategorii wiekowych)

• Tablica dwudzielcza dla kategorii Segregacja i Miejsce zamieszkania:

	A	В	С	D
Wieś	505	202	19	136
Miasto do 20 tys.	240	77	14	88
Miasto 20-50 tys.	181	63	8	105
Miasto pow. 50 tys.	512	159	21	294

Tabela 5. Tablica dwudzielcza dla kategorii Segregacja i Miejsce zamieszkania

• Tablice dla "wyjściowych" kategorii wiekowych (jak w przykładzie 1. z wykładu 7.):

```
m1b <- matrix(c(888,369,50,457,263,95,10,99,208,29,2,
44,79,9,0,23),
nrow=4,byrow=TRUE)
```

	A	В	С	D
18-25	888	369	50	457
26-35	263	95	10	99
36-45	208	29	2	44
46+	79	9	0	23

Tabela 6. Tablica dwudzielcza dla kategorii Segregacja i Wiek

	A	В	С	D
18-25	888	369	50	457
26-35	263	95	10	99
36+	287	38	2	67

Tabela 7. Tablica dwudzielcza dla kategorii Segregacja i Wiek

3.1.2. Analiza niezależności

Przeprowadziłem po jednym teście niezależności dla danych.

Hipotezy dla testów statystycznych, w których badamy niezależność wieku, od segregacji:

- H_0 : Segregacja i Wiek sa niezależne
- H_1 : Segregacja i Wiek nie są niezależne

Hipotezy dla testu, w którym badamy niezależność segregacji i miejsca zamieszkania:

- H₀: Segregacja i Miejsce zamieszkania są niezależne
- H₁: Segregacja i Miejsce zamieszkania nie są niezależne

```
fisher.test(m1a, simulate.p.value = TRUE)$p.value
## [1] 0.0004997501
chisq.test(m1a)$p.value
## [1] 9.14123e-13
```

```
fisher.test(m2a, simulate.p.value = TRUE)$p.value
## [1] 0.0004997501
chisq.test(m2a)$p.value
## [1] 1.196423e-10
```

```
fisher.test(m1b, simulate.p.value = TRUE)$p.value
## [1] 0.0004997501
chisq.test(m1b)$p.value
## [1] 3.940232e-12
```

```
fisher.test(m1c, simulate.p.value = TRUE)$p.value
## [1] 0.0004997501
chisq.test(m1c)$p.value
## [1] 1.874402e-13
```

W każdym z poniższych testów, otrzymałem p-wartość mniejszą niż założony poziom istotności $\alpha=0.05$, więc można założyć, że hipoteza zerowa H_0 jest fałszywa i ją odrzucić, a przyjąć hipotezę alternatywną H_1 , czyli w każdym przypadku zakładamy, że miejsce zamieszkania i segregacja śmieci nie są niezależne. Widać jednak, że dla każdego z przeprowadzonych testów, p-wartość testu Fishera wynosi dokładnie tyle samo. Można na tej podstawie sądzić, że nie działa on dobrze, dla naszych danych, być może przez niespełnione niektóre założenia.

3.1.3. Funkcja do wyliczania odpowiednich miar współzmienności zmiennych

Napisałem funkcję, która jako argument przyjmuje dane oraz typ miary współzmienności, którą należy wyliczyć:

```
funkcja <- function(data, method){</pre>
        R <- nrow(data)</pre>
        C <- ncol(data)
        if (method == "GoodmanKruskalTau"){
                 suma1 <- sum(sum(data^2/(sum(data) *</pre>
                         rowSums(data))))
                 suma2 <- sum((colSums(data)/sum(data))^2)</pre>
                 (suma1 - suma2)/(1 - suma2)
        } else if (method == "CramerV") {
                 sqrt((as.numeric(chisq.test(data)$statistic))
                         /(sum(data) * min(R - 1, C - 1)))
        } else if (method == "T-Czuprowa"){
                 sqrt((as.numeric(chisq.test(data)$statistic))
                         /(sum(data) * sqrt((R-1)*(C-1))))
        } else if (method == "wspolczynnik_fi"){
                 sqrt((as.numeric(chisq.test(data)$statistic))
                         /sum(data))
        } else if (method == "CPearsona"){
                 sqrt((as.numeric(chisq.test(data)$statistic))
                 /((as.numeric(chisq.test(data)$statistic))
                 +sum(data)))
```

3.1.4. Porównanie wyników z napisanej funkcji, z funkcjami wbudowanymi w R

Porównałem wyniki otrzymane z naszej funkcji, z funkcjami wbudowanymi w R.

- Dla danych m1a:
 - Współczynnik Goodmana i Kruskala:

```
funkcja(m1a, "GoodmanKruskalTau")
## [1] 0.01712163
GoodmanKruskalTau(m1a, direction="column")
## [1] 0.01712163
```

• Współczynnik V Cramera:

```
funkcja(m1a, "CramerV")
## [1] 0.1029241
CramerV(m1a)
## [1] 0.1029241
```

• Współczynnik T-Czurpowa

```
funkcja(m1a, "T-Czuprowa")
## [1] 0.09578165
TschuprowT(m1a)
## [1] 0.09578165
```

• Współczynnik φ :

```
funkcja(m1a, "wspolczynnik_fi")
## [1] 0.1782697
Phi(m1a)
## [1] 0.1782697
```

• Współczynnik C Pearsona:

```
funkcja(m1a, "CPearsona")
## [1] 0.1755028
ContCoef(m1a)
## [1] 0.1755028
```

- Dla danych m2a:
 - Współczynnik Goodmana i Kruskala:

```
funkcja(m2a, "GoodmanKruskalTau")
## [1] 0.01012792
GoodmanKruskalTau(m2a, direction="column")
## [1] 0.01012792
```

• Współczynnik V Cramera:

```
funkcja(m2a, "CramerV")
## [1] 0.09116024
CramerV(m2a)
## [1] 0.09116024
```

• Współczynnik T-Czurpowa

```
funkcja(m2a, "T-Czuprowa")
## [1] 0.09116024
TschuprowT(m2a)
## [1] 0.09116024
```

• Współczynnik φ :

```
funkcja(m2a, "wspolczynnik_fi")
## [1] 0.1578942
Phi(m2a)
## [1] 0.1578942
```

• Współczynnik C Pearsona:

```
funkcja(m2a, "CPearsona")
## [1] 0.155962
ContCoef(m2a)
## [1] 0.155962
```

- Dla danych m1b:
 - Współczynnik Goodmana i Kruskala:

```
funkcja(m1b, "GoodmanKruskalTau")
## [1] 0.01508301
GoodmanKruskalTau(m1b, direction="column")
## [1] 0.01508301
```

• Współczynnik V Cramera:

```
funkcja(m1b, "CramerV")
## [1] 0.09627191
CramerV(m1b)
## [1] 0.09627191
```

• Współczynnik T-Czurpowa

```
funkcja(m1b, "T-Czuprowa")
## [1] 0.09627191
TschuprowT(m1b)
## [1] 0.09627191
```

• Współczynnik φ :

```
funkcja(m1b, "wspolczynnik_fi")
## [1] 0.1667478
Phi(m1b)
## [1] 0.1667478
```

• Współczynnik C Pearsona:

```
funkcja(m1b, "CPearsona")
## [1] 0.1644769
ContCoef(m1b)
## [1] 0.1644769
```

- Dla danych m1c:
 - Współczynnik Goodmana i Kruskala:

```
funkcja(m1c, "GoodmanKruskalTau")
## [1] 0.01489645
GoodmanKruskalTau(m1c, direction="column")
## [1] 0.01489645
```

• Współczynnik V Cramera:

```
funkcja(m1c, "CramerV")
## [1] 0.1168235
CramerV(m1c)
## [1] 0.1168235
```

• Współczynnik T-Czurpowa

```
funkcja(m1c, "T-Czuprowa")
## [1] 0.1055619
TschuprowT(m1c)
## [1] 0.1055619
```

• Współczynnik φ :

```
funkcja(m1c, "wspolczynnik_fi")
## [1] 0.1652133
Phi(m1c)
## [1] 0.1652133
```

• Współczynnik C Pearsona:

```
funkcja(m1c, "CPearsona")
## [1] 0.1630037
ContCoef(m1c)
## [1] 0.1630037
```

3.1.5. Analiza Korespondencji

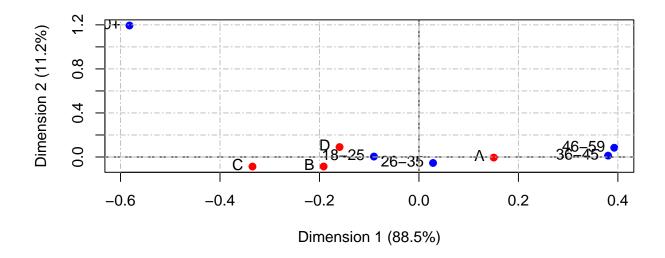
Poniżej przedstawiłem macierze oraz wykresy, które uzyskałem z naszej funkcji, w celu przeprowadzenia analizy korespondencji. Wartości w macierzy zaokrągliłem do czwartego miejsca po przecinku:

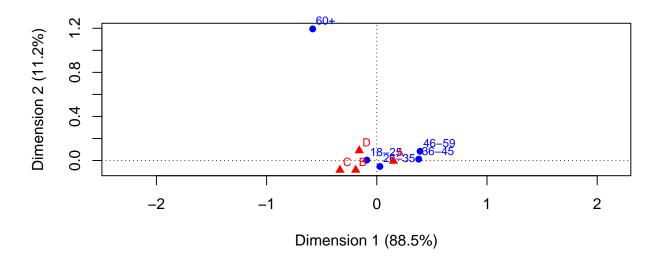
— Dla danych m1a:

$$\mathbf{P:}\begin{bmatrix} 0.3383 & 0.1406 & 0.019 & 0.1741 \\ 0.1002 & 0.0362 & 0.0038 & 0.0377 \\ 0.0792 & 0.011 & 8 \times 10^{-4} & 0.0168 \\ 0.0297 & 0.0034 & 0 & 0.0072 \\ 4 \times 10^{-4} & 0 & 0 & 0.0015 \end{bmatrix}, \mathbf{A:} \begin{bmatrix} -0.0492 & 0.0336 & 0.0252 & 0.0366 \\ 0.0088 & 0.0118 & -0.0061 & -0.0219 \\ 0.083 & -0.0666 & -0.0354 & -0.0552 \\ 0.0511 & -0.0489 & -0.0309 & -0.024 \\ -0.0205 & -0.0191 & -0.0067 & 0.0504 \end{bmatrix}$$
(1)

R: $\begin{bmatrix} 0.672 & 0.1779 & 0.1078 & 0.0404 & 0.0019 \end{bmatrix}$, **C:** $\begin{bmatrix} 0.5478 & 0.1912 & 0.0236 & 0.2373 \end{bmatrix}$ (2)

$$\mathbf{F:} \begin{bmatrix} -0.0905 & 0.0039 & -0.0042 & 0 \\ 0.0284 & -0.0542 & 0.0195 & 0 \\ 0.3804 & 0.0123 & -0.0129 & 0 \\ 0.3927 & 0.084 & 0.0158 & 0 \\ -0.582 & 1.1941 & 0.0714 & 0 \end{bmatrix}, \mathbf{G:} \begin{bmatrix} 0.1505 & -0.0052 & -0.0012 & 0 \\ -0.1916 & -0.0863 & 0.0098 & 0 \\ -0.3347 & -0.0867 & -0.0643 & 0 \\ -0.1596 & 0.0902 & 0.0013 & 0 \end{bmatrix}$$
(3)





Rysunek 1. Porównanie wykresu analizy korespondencji z naszej funkcji (na górze) z wykresem funkcji wbudowanej (na dole), dla danych m1a

— Dla danych m2a:

$$\mathbf{P:} \begin{bmatrix} 0.1925 & 0.077 & 0.0072 & 0.0518 \\ 0.0915 & 0.0293 & 0.0053 & 0.0335 \\ 0.069 & 0.024 & 0.003 & 0.04 \\ 0.1951 & 0.0606 & 0.008 & 0.112 \end{bmatrix}, \mathbf{A:} \begin{bmatrix} 0.0293 & 0.0569 & -0.0059 & -0.0937 \\ 0.0134 & -0.0065 & 0.0254 & -0.0225 \\ -0.0204 & -0.0122 & -0.0029 & 0.0429 \\ -0.0238 & -0.0416 & -0.0093 & 0.0764 \end{bmatrix}$$
(4)

R:
$$\begin{bmatrix} 0.3285 & 0.1597 & 0.1361 & 0.3758 \end{bmatrix}$$
, **C:** $\begin{bmatrix} 0.548 & 0.1909 & 0.0236 & 0.2374 \end{bmatrix}$ (5)

$$\mathbf{F:} \begin{bmatrix} -0.1971 & 0.0211 & 0.0015 & 0 \\ -0.052 & -0.0768 & -0.0034 & 0 \\ 0.1293 & 0.0224 & -0.0232 & 0 \\ 0.1476 & 0.0061 & 0.0086 & 0 \end{bmatrix}, \mathbf{G:} \begin{bmatrix} -0.059 & -0.0124 & 0.0075 & 0 \\ -0.1584 & 0.0424 & -0.013 & 0 \\ -0.0355 & -0.1732 & -0.0401 & 0 \\ 0.267 & 0.0116 & -0.0029 & 0 \end{bmatrix}$$
(6)

— Dla danych m1b:

$$\mathbf{P:} \begin{bmatrix} 0.3383 & 0.1406 & 0.019 & 0.1741 \\ 0.1002 & 0.0362 & 0.0038 & 0.0377 \\ 0.0792 & 0.011 & 8 \times 10^{-4} & 0.0168 \\ 0.0301 & 0.0034 & 0 & 0.0088 \end{bmatrix}, \mathbf{A:} \begin{bmatrix} -0.0492 & 0.0336 & 0.0252 & 0.0366 \\ 0.0088 & 0.0118 & -0.0061 & -0.0219 \\ 0.083 & -0.0666 & -0.0354 & -0.0552 \\ 0.0455 & -0.0518 & -0.0316 & -0.0127 \end{bmatrix}$$
(7)

R:
$$\begin{bmatrix} 0.672 & 0.1779 & 0.1078 & 0.0423 \end{bmatrix}$$
, **C**: $\begin{bmatrix} 0.5478 & 0.1912 & 0.0236 & 0.2373 \end{bmatrix}$ (8)

$$\mathbf{F:} \begin{bmatrix} -0.0899 & 0.0113 & -0.0027 & 0 \\ 0.0241 & -0.058 & 0.0129 & 0 \\ 0.3801 & -0.0156 & -0.016 & 0 \\ 0.3582 & 0.1039 & 0.029 & 0 \end{bmatrix}, \mathbf{G:} \begin{bmatrix} 0.1446 & -0.0049 & -0.0013 & 0 \\ -0.2034 & -0.0495 & 0.0075 & 0 \\ -0.3459 & -0.0212 & -0.0597 & 0 \\ -0.1353 & 0.0533 & 0.0029 & 0 \end{bmatrix}$$
(9)

— Dla danych m1c:

$$\mathbf{P:} \begin{bmatrix} 0.3383 & 0.1406 & 0.019 & 0.1741 \\ 0.1002 & 0.0362 & 0.0038 & 0.0377 \\ 0.1093 & 0.0145 & 8 \times 10^{-4} & 0.0255 \end{bmatrix}, \mathbf{A:} \begin{bmatrix} -0.0492 & 0.0336 & 0.0252 & 0.0366 \\ 0.0088 & 0.0118 & -0.0061 & -0.0219 \\ 0.0945 & -0.084 & -0.0467 & -0.0535 \end{bmatrix}$$
(10)

R:
$$\begin{bmatrix} 0.672 & 0.1779 & 0.1501 \end{bmatrix}$$
, **C**: $\begin{bmatrix} 0.5478 & 0.1912 & 0.0236 & 0.2373 \end{bmatrix}$ (11)

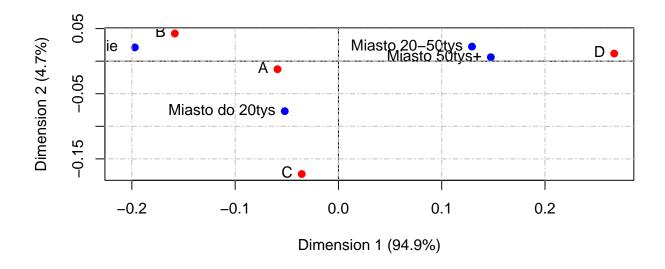
$$\mathbf{F:} \begin{bmatrix} 0.0899 & 0.0119 & 0 \\ -0.024 & -0.0595 & 0 \\ -0.374 & 0.0173 & 0 \end{bmatrix}, \mathbf{G:} \begin{bmatrix} -0.1444 & -0.0032 & 0 \\ 0.204 & -0.0437 & 0 \\ 0.3472 & 0.0197 & 0 \\ 0.1345 & 0.0406 & 0 \end{bmatrix}$$
(12)

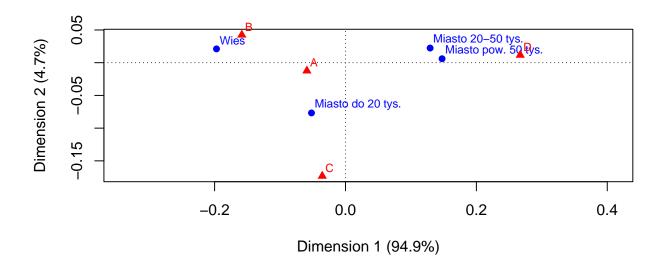
Wyznaczyłem jeszcze inercję całkowitą dla wszytskich danych, korzystając ze wzoru:

$$\lambda = \operatorname{tr}\left(\mathbf{A}^T \mathbf{A}\right) \tag{13}$$

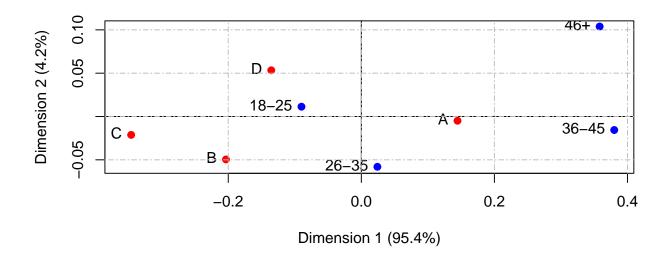
gdzie macierz \mathbf{A} , to macierz uzyskana podczas analizy korespondencji i otrzymałem następujące wartości:

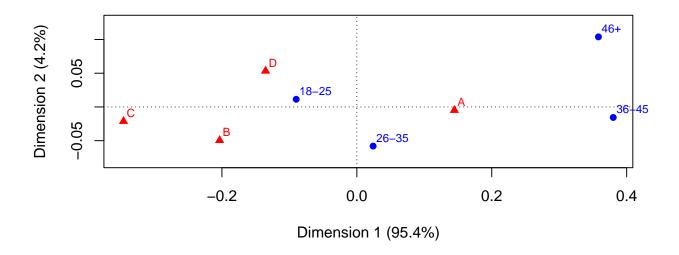
• Dla danych m1a:



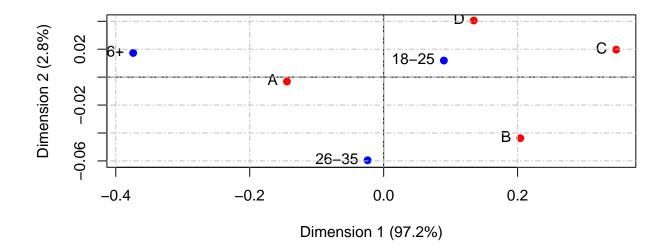


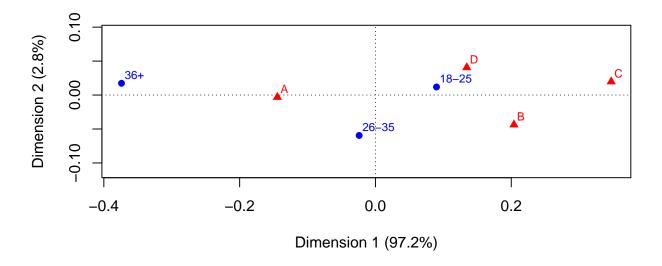
Rysunek 2. Porównanie wykresu analizy korespondencji z naszej funkcji (na górze) z wykresem funkcji wbudowanej (na dole), dla danych m2a





Rysunek 3. Porównanie wykresu analizy korespondencji z naszej funkcji (na górze) z wykresem funkcji wbudowanej (na dole), dla danych m1b





Rysunek 4. Porównanie wykresu analizy korespondencji z naszej funkcji (na górze) z wykresem funkcji wbudowanej (na dole), dla danych m1c

```
sum(diag(m1aA %*% t(m1aA)))
## [1] 0.0317801
```

• Dla danych m2a:

```
m2aA
## [,1] [,2] [,3] [,4]
## [1,] 0.02928830 0.056939447 -0.005914787 -0.09369183
## [2,] 0.01337288 -0.006546968 0.025436939 -0.02247047
## [3,] -0.02043631 -0.012205686 -0.002925313 0.04291668
## [4,] -0.02380534 -0.041626547 -0.009291271 0.07642676

sum(diag(m2aA %*% t(m2aA)))
## [1] 0.02493057
```

• Dla danych m1b:

```
m1bA
## [,1] [,2] [,3] [,4]
## [1,] -0.049184998  0.03363991  0.025206501  0.03657666
## [2,]  0.008753063  0.01175547 -0.006053731 -0.02194086
## [3,]  0.083034110 -0.06664708 -0.035362706 -0.05516979
## [4,]  0.045537250 -0.05179905 -0.031602979 -0.01271630
sum(diag(m1bA %*% t(m1bA)))
## [1]  0.02780484
```

• Dla danych m1c:

```
m1cA
##
                 [,1]
                             [,2]
                                           [,3]
                                                       [,4]
## [1,] -0.049184998
                      0.03363991 0.025206501
                                                0.03657666
## [2,]
         0.008753063
                      0.01175547 -0.006053731 -0.02194086
## [3.]
         0.094542479 -0.08397793 -0.046744450 -0.05350652
sum(diag(m1cA %*% t(m1cA)))
## [1] 0.02729545
```

3.1.6. Wnioski

Analizę rozpoczęłem od przeprowadzenia testów niezależności Fishera i chi-kwadrat, na poziomie istotności $\alpha=0.01$. Test Fishera dla każdej z tabel dwudzielczych ((4), (5), (6), (7)) wyznaczył taką samą p-wartość równą w przybliżeniu 0.0005. Przez to, że wszystkie p-wartości są dokładnie takie same, można sądzić, że nie są spełnione założenia do przeprowadzenia testu Fishera, jak na przykład to, że w niektórych pozycjach tabeli występują zera, lub bardzo małe wartości. P-wartości uzyskane w teście chi-kwadrat są praktycznie równe zero, więc są podstawy do odrzucenia hipotezy o niezależności H_0 , czyli można założyć dla wszystkich zmiennych, że nie są niezależne.

Skoro odrzuciłem hipotezy o niezależności dla wszystkich rozważanych tabel dwudzielczych, to możemy teraz badać współzmienności dla zmiennych nominalnych. Współczynniki zmienności

wyznaczyłem na podstawie naszej funkcji i funkcji wbudowanej w pakiecie R. Dla wszystkich przypadków uzyskałem dokładnie takie same wartości dla funkcji wbudowanych i naszej funkcji, więc można stwierdzić, że funkcja została zaimplementowana poprawnie.

Następnie przeszedłem do analizy korespondencji, dzięki której możemy odczytać jakie zachodzą relacje między rozważanymi zmiennymi. Wykresy napisanej funkcji i wykresy funkcji wbudowanej w pakiecie R są takie same, więc można stwierdzić, że funkcja do analizy korespondencji została zaimplementowana poprawnie. Na sam koniec wyliczyłem inercję całkowitą. Inercję całkowitą możemy interpretować jako miarę rozproszenia profili w przestrzeni wielowymiarowej (im jest większa, tym punkty bardziej są rozproszone).

Poniżej przedstawiłem wnioski jakie możemy wyciągnąć dla każdych danych, na podstawie wyznaczonych współczynników zmienności i analizy korespondencji:

• Dla danych m1a:

Wszystkie wyznaczone miary współzmienności mieszczą się w przedziale [0.09, 0.18], przez co możemy stwierdzić, że nasze zmienne charakretyzują się słabą współzmiennością. Na rysunku (1) przedstawiłem dwa wykresy analizy korespondencji. Pierwsza zmienna, która się wyróżnia na wykresie, to zmienna opisująca osoby 60+, które brały udział w ankiecie. W ankiecie brało tylko 5 osób 60+, więc trudno wyciągać wnioski dla tej klasyfikacji, dlatego punkt reprezentujący te osoby znajduje się najdalej od początku układu współrzędnych. Oprócz tego możemy stwierdzić, że stosunkowo najczęstszą odpowiedzią jakie udzielały osoby w wieku 46-59, 36-45 i 26-35 to odpowiedź A (Segreguję śmieci, ponieważ jest to korzystne dla środowiska), ponieważ punkty odpowiadające ich kategoriom, znajdują się najbliżej tej odpowiedzi. Odpowiedź D (Nie segreguję śmieci) była najczęściej udzielana przez osoby w wieku 18-25 lat. Odpowiedź C (Segreguję śmieci, ponieważ wszyscy tak robią) była najrzadziej wybieraną spośród wszystkich, ponieważ punkt reprezentujący tę odpowiedź znajduje się najdalej od wszystkich kategorii reprezentujących wiek osób ankietowanych;

Procenty wyjaśnienia dla dwóch osi współrzędnych sumują się prawie do 100%, więc relacja jest dość dobrze przedstawiona.

Obliczając inercję całkowitą uzyskałem wartość w przybliżeniu równą 0.032.

• Dla danych m2a:

Wszystkie wyznaczone miary współzmienności, poza współczynnikiem Goodmana i Kruskala mieszczą się przedziale [0.09, 0.16], natomiast współczynnik Goodmana i Kruskala wyszedł w przybliżeniu równy 0.01. Korzystając z wykładu, wiemy, że współczynnik Goodmana i Kruskala jest najlepszy spośród rozważanych. Na tej podstawie możemy wyciągnąć wniosek, że nasze zmienne charakteryzują się bardzo słabą współzmiennością.

Na rysunku (2) przedstawiłem wykresy analizy korespondencji. Procenty objaśnienia sumjują się prawie do 100%, więc relacja między zmiennymi jest dobrze przedstawiona. Na podstawie wykresu możemy powiedzieć, że stosunkowo, wśród ankietowanych osób, te które nie segregują śmieci mieszkają najczęściej w większych miastach (miasta powyżej 20 tys mieszkańców), ponieważ punkt reprezentujący odpowiedź D, znajduje się najbliżej punktów reprezentujących te miasta. Ludzie segregujący śmieci ze względu na taki wymóg ustawowy, stosunkowo najczęściej mieszkają na wsi. Najrzadziej wybieraną odpowiedzią, była odpowiedź C, ponieważ znajduje się na wykresie stosunkowo najdalej od innych odpowiedzi.

Obliczając inercję całkowitą uzyskałem wartość w przybliżeniu równą 0.025. Jest mniejsza niż w przypadku danych m1a, co zgadza się z intuicją, bo porównując rysunki ((1), (2)) widać, że dla danych m2a nie ma wartości tak odstającej jak dla zmiennej m1a.

• Dla danych m1b oraz m1c:

Podsumowanie dla zmiennych m1b i m1c przeprowadziłem wspólnie, ponieważ na podstawie uzyskanych wyników możemy wyciągnąć podobne wnioski.

Zmienne m1b i m1c różnią tym, że w zmiennej m1c połączone zostały kategorie wiekowe 36 –

45 i 46+ z danych m1b (tabele: (6) (7)).

Uzyskane współczynniki zmienności mieszczą się w przedziale [0.09, 0.17] przez co możemy wnioskować, że zmienne charakteryzują się słabą współzmiennością.

Na rysunkach (3) i (4) przedstawiłem wykresy analizy korespondencji. Pierwszą rzeczą na którą warto zwrócić uwagę jest to, że połączenie kategorii 60+ z zmiennej m1a do kategorii 46-59 spowodowało, że nie widać teraz punktu, który jest znacznie oddalony od innych. Pozostałe wnioski możemy wyciągnąć podobnie jak dla zmiennej m1a. Odpowiedź D była udzielana stosunkowo najczęściej przez najmłodszych ankietowanych, osoby ankietowane powyżej 25 roku życia stosunkowo najczęściej segregują śmieci, ze względu na ochronę środowiska. Odpowiedź C (Segreguję śmieci, bo inni tak robią) była najrzadziej wybierana.

Suma procentów zmienności daje wartość równą 100%, więc relacje między kategoriami są dobrze przedstawione.

Inercja całkowita dla rozważanych danych wyszła bardzo podobna, odpowiednio dla danych m1b i m1c — 0.028 i 0.027.

3.2. Zadanie 2

W tym zadaniu należało wyznaczyć odpowiednie miary współzmienności i przeprowadzić analizę korespondencji (podobnie jak w zadaniu 1. z tej listy — (3.1))

3.2.1. Dane do analizy

W tym zadaniu analizuję dane, które już się pojawiły w zadaniu 2. w liście $5_6_7 - (2.1)$, (tabela (1))

```
data \leftarrow matrix(c(35, 0, 0,
                 22, 22, 0,
                 15, 15, 15,
                 0, 40, 10,
                 18, 3, 5), byrow=T, nrow=5)
dimnames(data) <- list(c('Ibuprom', 'Apap', 'Paracetamol', 'Ibuprofen', 'Panadol'),</pre>
                 c('do lat 35', 'od 36 do 55', 'powyżej 55'))
data
##
                do lat 35 od 36 do 55 powyżej 55
                        35
                                      0
## Ibuprom
                                                   0
                                                   0
## Apap
                        22
                                     22
## Paracetamol
                        15
                                     15
                                                 15
                         0
                                     40
## Ibuprofen
                                                 10
## Panadol
                        18
```

3.2.2. Analiza niezależności

Przeprowadziłem dwa testy niezależności (chisq.test i fisher.test) dla danych. Hipotezy dla testów:

- H_0 : Wiek i Lek sa niezależne
- H_1 : Wiek i Lek nie są niezależne

```
fisher.test(data, simulate.p.value=T)$p.value
## [1] 0.0004997501
```

```
chisq.test(data)$p.value
## [1] 3.617192e-21
```

Wartość p obydwu testów jest znacznie niższa od założonego poziomu istotności $\alpha = 0.05$ więc można założyć, że hipoteza zerowa H_0 jest fałszywa — Wiek i Lek nie są niezależne.

3.2.3. Miary współzmienności

W tej części pracy wyliczyłem miary współzmienności dla rozważanych danych, korzystając z funkcji napisanej w podrozdziale (3.1.3) i porównałem wyniki z funkcjami wbudowanymi.

• Współczynnik Goodmana i Kruskala:

```
funkcja(data, "GoodmanKruskalTau")
## [1] 0.3477173

GoodmanKruskalTau(data, direction="column")
## [1] 0.3477173
```

• Współczynnik V Cramera:

```
funkcja(data, "CramerV")
## [1] 0.5361155

CramerV(data)
## [1] 0.5361155
```

• Współczynnik T-Czurpowa

```
funkcja(data, "T-Czuprowa")
## [1] 0.4508176

TschuprowT(data)
## [1] 0.4508176
```

• Współczynnik φ :

```
funkcja(data, "wspolczynnik_fi")
## [1] 0.7581819
Phi(data)
## [1] 0.7581819
```

• Współczynnik C Pearsona:

```
funkcja(data, "CPearsona")
## [1] 0.6041645
ContCoef(data)
## [1] 0.6041645
```

3.2.4. Analiza korespondencji

Poniżej przedstawiłem macierze i wykresy, które uzyskałem z naszej funkcji, w celu przeprowadzenia analizy korespondencji. Wartości w macierzy zaokrągliłem do czwartego miejsca po przecinku:

$$\mathbf{P:} \begin{bmatrix} 0.175 & 0.000 & 0.000 \\ 0.110 & 0.110 & 0.000 \\ 0.075 & 0.075 & 0.075 \\ 0.000 & 0.200 & 0.050 \\ 0.090 & 0.015 & 0.025 \end{bmatrix}, \mathbf{A:} \begin{bmatrix} 0.343 & -0.2646 & -0.162 \\ 0.035 & 0.0742 & -0.1817 \\ -0.0825 & -0.05 & 0.2245 \\ -0.3354 & 0.3162 & 0.0645 \\ 0.1302 & -0.1623 & 0.0394 \end{bmatrix}$$
(14)

R:
$$\begin{bmatrix} 0.175 & 0.220 & 0.225 & 0.250 & 0.130 \end{bmatrix}$$
, **C:** $\begin{bmatrix} 0.45 & 0.40 & 0.15 \end{bmatrix}$ (15)

$$\mathbf{F:} \begin{vmatrix} -1.0996 & 0.1148 & 0 \\ -0.0571 & 0.4211 & 0 \\ 0.1856 & -0.4806 & 0 \\ 0.9225 & 0.1251 & 0 \\ -0.5185 & -0.2758 & 0 \end{vmatrix}, \mathbf{G:} \begin{bmatrix} -0.752 & 0.0376 & 0 \\ 0.6739 & 0.238 & 0 \\ 0.459 & -0.7474 & 0 \end{bmatrix}$$
(16)

Wyznaczyłem inercję całkowitą, korzystając ze wzoru (13). Uzyskałem następującą wartość:

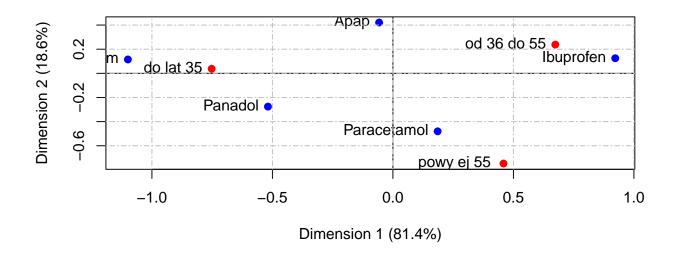
```
dataA
##
                [,1]
                            [,2]
                                         [,3]
## [1,]
         0.34298526 -0.26457513 -0.16201852
## [2,]
         0.03496029 0.07416198 -0.18165902
## [3,] -0.08249579 -0.05000000
                                  0.22453656
## [4,] -0.33541020 0.31622777
                                  0.06454972
## [5,]
        0.13023647 -0.16225573
                                  0.03938632
sum(diag(dataA %*% t(dataA)))
## [1] 0.5748397
```

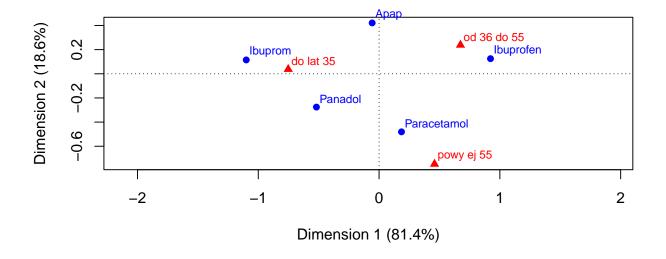
3.2.5. Wnioski

Naszą analizę rozpoczęłem od przeprowadzenia dwóch testów niezależności (Fishera i chi-kwadrat), na poziomie istotności $\alpha=0.01$. Tak jak w przypadku poprzedniego zadania, p-wartość uzyskana z testu Fishera wynosi dokładnie tyle samo co, dla zmiennych z poprzedniego zadania, więc jeszcze bardziej utwierdza to w przekonaniu, że założenia do przeprowadzenia tego testu (jak występujące zera w odpowiedziach) nie są spełnione. P-wartość z testu chi-kwadrat jest równa praktycznie równa zero, więc ponownie są podstawy do odrzucenia hipotezy o niezależności H_0 , więc można założyć, że nasze zmienne nie są niezależne, czyli badanie współzmienności jest uzasadnione.

W tym przypadku wyznaczone współczynniki mają dość spory rozrzut. Współczynnik Goodmana i Kruskala (z wykładu uznany za ważniejszy od innych) dał wartość w przybliżeniu 0.35. Patrząc na pozostałe współczynniki, najmniejszą wartość dał współczynnik T-Czurpowa (≈ 0.45), a największą wartość — współczynnik φ (≈ 0.76). Można uznać, że nasze zmienne charakteryzują się przeciętną albo wysoką współzmiennością.

Następnie przeszedłem do analizy korespondencji. Procenty zmienności sumują się prawie do 100% więc relacje są dobrze przedstawione. Z wykresu można odczytać, że w przypadku bólu osoby powyżej 55 roku życia stosunkowo najczęściej sięgają po "Paracetamol", osoby do lat 35 po "Ibuprom", a osoby między 36, a 55 rokiem życia, po "Ibuprofen", gdyż odpowiednio te punkty na wykresie znajdują się najbliżej siebie.





Rysunek 5. Porównanie wykresu analizy korespondencji z naszej funkcji (na górze) z wykresem funkcji wbudowanej (na dole), dla danych z zadania 2.

Podobnie jak w poprzednim zadaniu współczynniki zmienności i analizę korespondencji wykonałem, korzystając z naszej funkcji oraz funkcji wbudowanych w pakiecie R i uzyskałem takie same wyniki.

Wartość inercji całkowitej jest równa w przybliżeniu 0.57, jest to znacznie większa wartość niż w zadaniu pierwszym (3.1.5), co jest zgodne z intuicją, ponieważ porównując wykres (5) z wykresami (1), (2), (3), (4) widzimy, że wartości na osiach są znacznie większe, więc rozrzut punktów jest większy.

3.3. Zadanie 3

W tym zadaniu należało obliczyć odpowiednią miarę współzmienności zmiennych Wynagrodzenie i Stopień zadowolenia z pracy oraz przeprowadzić analizę korespondencji.

3.3.1. Dane do analizy

Będę rozważać następujące dane:

Stopień zadowolenia z pracy							
Wynagrodzenie	Wynagrodzenie b. niezadow. niezadow. zadow. b. zadow. Suma						
< 6000	32	44	60	70	206		
6000 - 15000	22	38	104	125	289		
15000 - 25000	13	48	61	113	235		
> 25000	3	18	54	96	171		
Suma	62	108	319	412	901		

Tabela 8. Tablica dwudzielcza rozważanych danych

```
data2 \leftarrow matrix(c(32, 44, 60, 70,
                 22, 38, 104, 125,
                 13, 48, 61, 113,
                 3, 18, 54, 96), byrow=T, nrow=4)
dimnames(data2) <- list(c('<6000', '6000 - 15000', '15000 - 25000', '> 25000'),
                                  c('b. niezadow', 'niezadow.', 'zadow.', 'b. zadow.'))
data2
##
                  b. niezadow niezadow. zadow. b. zadow.
## <6000
                            32
                                       44
                                              60
                                                         70
## 6000 - 15000
                            22
                                       38
                                             104
                                                        125
## 15000 - 25000
                            13
                                       48
                                              61
                                                        113
## > 25000
                             3
                                       18
                                              54
                                                         96
```

3.3.2. Analiza niezależności

Przeprowadziłem test (chisq.test), którego celem jest zweryfikowanie hipotezy o niezależności wysokości otrzymywanego wynagrodzenia i stopnia zadowolenia z pracy.

Hipotezy dla testu:

- H₀: Wynagrodzenie i Stopień zadowolenia z pracy są niezależne
- H₁: Wynagrodzenie i Stopień zadowolenia z pracy nie są niezależne

```
chisq.test(data2)$p.value
## [1] 4.867831e-08
```

Uzyskałem p-wartość dla testu chi -kwadrat równą praktycznie zero, więc można założyć, że hipoteza zerowa H_0 jest fałszywa, zatem zakładamy, że wynagrodzenie i stopnień zadowolenia z pracy nie są niezależne.

3.3.3. Miara współzmienności

zadaniu wyznaczymy miarę γ .

W tym przypadku błędem byłoby wyznaczanie miar współzmienności, analogicznie jak w zadaniach 1. i 2. ((3.1) i (3.2)), ponieważ nasze dane mają charakter uporządkowany. W przypadku zmiennych uporządkowanych, stosujemy inne miary współzmienności — w tym

```
GoodmanKruskalGamma(data2)
## [1] 0.218102
```

3.3.4. Analiza korespondencji

Poniżej przedstawiłem macierze i wykresy, które uzyskałem z naszej funkcji, w celu przeprowadzenia analizy korespondencji. Wartości w macierzy zaokrągliłem do czwartego miejsca po przecinku:

$$\mathbf{P:}\begin{bmatrix} 0.0355 & 0.0488 & 0.0666 & 0.0777 \\ 0.0244 & 0.0422 & 0.1154 & 0.1387 \\ 0.0144 & 0.0533 & 0.0677 & 0.1254 \\ 0.0033 & 0.02 & 0.0599 & 0.1065 \end{bmatrix}, \mathbf{A:} \begin{bmatrix} 0.1332 & 0.0582 & -0.0158 & -0.0775 \\ -0.0032 & -0.0458 & 0.0511 & -0.0134 \\ -0.041 & 0.0504 & -0.046 & 0.0248 \\ -0.094 & -0.0634 & , 0.0048 & 0.0735 \end{bmatrix}$$
(17)

$$\mathbf{R}: \begin{bmatrix} 0.2286 & 0.3208 & 0.2608 & 0.1898 \end{bmatrix}, \mathbf{C}: \begin{bmatrix} 0.0777 & 0.1643 & 0.3097 & 0.4484 \end{bmatrix}$$
 (18)

$$\mathbf{F:} \begin{bmatrix} -0.3454 & -0.0025 & 0.0218 & 0 \\ 0.03 & -0.1178 & -0.0224 & 0 \\ 0.0418 & 0.1567 & -0.0181 & 0 \\ 0.308 & -0.0133 & 0.0365 & 0 \end{bmatrix}, \mathbf{G:} \begin{bmatrix} -0.5944 & -0.0923 & 0.0455 & 0 \\ -0.205 & 0.1746 & -0.0289 & 0 \\ 0.0263 & -0.1222 & -0.0226 & 0 \\ 0.1599 & 0.0364 & 0.0183 & 0 \end{bmatrix}$$
(19)

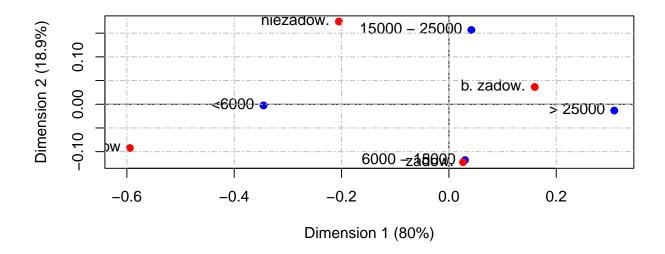
Wyznaczyłem inercję całkowitą, korzystając ze wzoru (13). Uzyskałem następującą wartość:

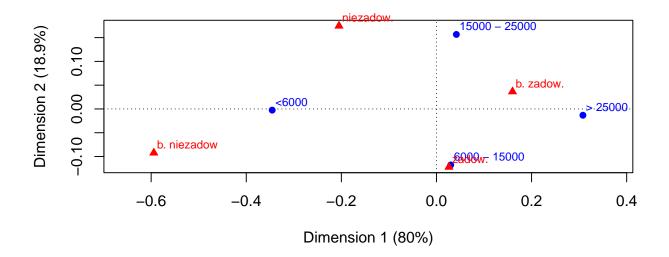
```
data2A
## [,1] [,2] [,3] [,4]
## [1,] 0.133203867 0.05819913 -0.015805310 -0.07753757
## [2,] -0.003183739 -0.04579816 0.051097476 -0.01341809
## [3,] -0.040991673 0.05039544 -0.045963056 0.02475694
## [4,] -0.094008538 -0.06341766 0.004801831 0.07352502

sum(diag(data2A %*% t(data2A)))
## [1] 0.05752481
```

3.3.5. Wnioski

Naszą analizę rozpoczęłem od przeprowadzenia testu niezależności chi-kwadrat, na poziomie istotności $\alpha = 0.01$ i uzyskałem p-wartość równą w przybliżeniu $4.9 \cdot 10^{-8}$ więc są podstawy do odrzucenia hipotezy o niezależności H_0 i przyjęcia hipotezy alternatywnej H_1 , czyli można





Rysunek 6. Porównanie wykresu analizy korespondencji z naszej funkcji (na górze) z wykresem funkcji wbudowanej (na dole), dla danych z zadania 3.

założyć, że nasze zmienne nie są niezależne. Więc rozsądnym jest badanie współzmienności zmiennych. W tym przypadku mamy zmienne porządkowe (Wynagrodzenie i Stopień zadowolenia z pracy), więc w tym przypadku zastosowałem inny współczynnik (γ Goodmana i Kruskala) niż w poprzednich zadaniach. Tym razem skorzystałem tylko z funkcji wbudowanej w pakiecie R i uzyskałem wartość w przybliżeniu równą 0.22, przez co można wyciągnąć wniosek, że nasze zmienne charakteryzuje słaba współzmienność.

Na rysunku (6) przedstawiłem wykresy analizy korespondencji. Punkty są dość równomiernie rozrzucone na wykresie, za wyjątkiem punktów reprezentujących osoby ankietowane, zarabiające między 6000, a 15000 i osoby zadowolone z pracy, które praktycznie nachodzą na siebie. Możemy więc wyciągnąć wniosek że dużo osób, których zarobki mieszczą się w przedziale 6000 – 15000 jest zadowolonych z pracy. Osoby ankietowane, zarabiające najwięcej, najczęściej wybierały pozytywne odpowiedzi jeśli chodzi o zadowolenie z pracy. Punkt reprezentujący odpowiedzi "bardzo niezadowolony" lub "niezadowolony" znajduje się najbliżej osób zarabiających mniej niż 6000, więc wśród osób ankietowanych, stosunkowo najczęściej osoby najmniej zarabiające, zaznaczały takie odpowiedzi. Analizę korespondencji wykonałem korzystając z naszej funkcji oraz funkcji wbudowanej i uzyskałem taki sam wykres.

Wartość inercji całkowitej jest równa w przybliżeniu 0.058.