Spis treści

1 Wstęp

Celem niniejszego sprawozdania jest przeprowadzenie analizy danych ankietowych dotyczących oceny szkoleń przeprowadzonych w firmie, a także badania zależności pomiędzy różnymi zmiennymi demograficznymi a opiniami pracowników. W ramach prac wykonamy szereg zadań obejmujących:

- wyznaczanie przedziałów ufności dla prawdopodobieństw opisujących poziom zadowolenia ze szkolenia,
- konstruowanie funkcji do wyznaczania poziomów krytycznych dla różnych testów statystycznych,
- weryfikację hipotez dotyczących rozkładów odpowiedzi oraz niezależności zmiennych za pomocą testów chi-kwadrat, Fishera oraz Freemana-Haltona,
- analize wyników testów i ich graficzną interpretacje przy użyciu wykresów asocjacyjnych,
- przeprowadzenie symulacji w celu oceny mocy testów statystycznych,
- ocenę zależności pomiędzy zmiennymi przy użyciu miar takich jak ryzyko względne, iloraz szans, współczynniki korelacji dla zmiennych porządkowych oraz analiza korespondencji.

Dla przejrzystości i uporządkowania analiz, raport został podzielony na pięć części, z których każda odpowiada kolejnym zagadnieniom badawczym. Sprawozdanie ma na celu rozwinięcie praktycznych umiejętności w zakresie stosowania metod statystycznych w analizie danych ankietowych oraz interpretacji uzyskanych wyników w kontekście problemów rzeczywistych.

2 Część I

W pierwszej części sprawozdania skupimy się na analizie danych dotyczących opinii pracowników na temat skuteczności szkolenia "Efektywna komunikacja w zespole". Na podstawie odpowiedzi wyznaczymy przedziały ufności dla wektora prawdopodobieństw opisującego stopień zadowolenia ze szkolenia. Następnie przygotujemy funkcje umożliwiające wyznaczanie poziomów krytycznych w testach chi-kwadrat Pearsona i największej wiarygodności, a także wykorzystamy je do weryfikacji hipotezy o równomierności rozkładu odpowiedzi na pytanie dotyczące wsparcia i materiałów szkoleniowych w Dziale Produktowym. W analizie przyjmiemy poziomy istotności wskazane w treści zadań.

2.1 Zadanie 1

W ankiecie przedstawionej na poprzedniej liście pracownicy zostali poproszeni o wyrażenie opinii na temat skuteczności szkolenia "Efektywna komunikacja w zespole" zorganizowanego przez firmę. Wśród próbki 200 pracowników (losowanie proste ze zwracaniem) uzyskano wyniki:

- 14 pracowników- bardzo niezadowolonych,
- 17 pracowników- niezadowolonych,
- 40 pracowników- nie ma zdania,
- 100 pracowników- zadowolonych,
- 29 pracowników- bardzo zadowolonych,

Na podstawie danych wyznacz przedział ufności dla wektora prawodobieństw opisującego stopieN zadowolenia ze szkolenia. Przyjmij poziom ufności **0.95**.

Rozwiązanie

\$Clopper_Pearson

[,1] [,2]

- [1,] 0.03169652 0.1298937
- [2,] 0.04208141 0.1486579
- [3,] 0.13257329 0.2821753
- [4,] 0.40735190 0.5926481
- [5,] 0.08749866 0.2200467

\$Wilson

 $[,1] \qquad [,2]$

- [1,] 0.03604773 0.1315662
- [2,] 0.04660626 0.1500444
- [3,] 0.13731215 0.2819534
- [4,] 0.41040470 0.5895953
- [5,] 0.09228421 0.2205134

\$Wald

[,1] [,2]

- [1,] 0.02352787 0.1164721
- [2,] 0.03420487 0.1357951
- [3,] 0.12714455 0.2728555
- [4,] 0.40893068 0.5910693
- [5,] 0.08086883 0.2091312

W zadaniu wyznaczyłyśmy przedziały ufności dla prawdopodobieństw opisujących stopień zadowolenia pracowników z przeprowadzonego szkolenia. Aby to osiągnąć:

- wykorzystałyśmy funkcję binom.confint(),
- obliczenia przeprowadziłyśmy dla trzech różnych metod: Clopper-Pearson (dokładna metoda), Wilson oraz Wald (asymptotyczna metoda),
- dla każdej kategorii odpowiedzi obliczyłyśnmy osobno dolną i górną granicę przedziału ufności,
- wyniki przedstawione są w formie tabelarycznej oddzielnie dla każdej z metod.

Opis wyników

- Metoda Clopper-Pearson daje nam najszersze przedziały ufności, co wynika z jej charakteru
 zapewnia większe bezpieczeństwo przy niskiej liczbie sukcesów lub porażek,
- Metoda Wilsona daje lekko węższe przedziały niż Clopper-Pearson, ale nadal zachowuje dobrą dokładność,
- Metoda Walda generuje najwęższe przedziały, ale ich dokładność dla małych lub skrajnych wartości może być niska.

Wnioski

Wyniki różnią się w zależności od wybranej metody. Metoda Clopper-Pearson jest najbardziej ostrożna (dłuższe przedziały), metoda Wilsona pozwala uzyskać przedziały węższe, przy zachowaniu wysokiej dokładności, natomiast metoda Walda daje najwęższe przedziały, ale ich wiarygodność może być ograniczona, zwłaszcza przy małych licznościach. W praktyce, dla wysokiej pewności wyników, zaleca się stosowanie metody Clopper-Pearson lub Wilsona.

2.2 Zadanie 2

Napisz funkcję, która wyznacza wartość poziomu krytycznego w następujących testach:

- chi-kwadrat Pearsona.
- chi-kwadrat największej wiarogodności,

służących do weryfikacji hipotezy H_0

```
test <- function(x, n, p0, alpha = 0.05) {
    statystyka1 <- sum((x - n * p0)^2 / (n * p0))
    p_val <- 1 - pchisq(statystyka1, length(p0)-1)

statystyka2 <- 2 * sum(x * log(x / (n * p0)))
    p_val2 <- 1 - pchisq(statystyka2, length(p0)-1)</pre>
```

```
wynik <- c(p_val, p_val2)
names(wynik) <- c("pearson", "NW")
return(wynik)
}

x <- c(20, 30, 40, 50)
n <- sum(x)
p0 <- c(0.2, 0.2, 0.2, 0.2)

test(x, n, p0, alpha)</pre>
```

```
pearson NW
1.653969e-05 1.110223e-16
```

2.3 Zadanie 3

Na podstawie danych z ankiety z poprzedniej listy zweryfikuj hipotezę, że w grupie pracowników zatrudnionwych w Dziale Produktowym rozkład odpowiedzi na pytanie "Jak bardzo zgadzasz się ze stwierdzeniem, że firma zapewnia odpowiednie wsparcie i materiały umożliwiające skuteczne wykorzystanie w praktyce wiedzy zdobytej w trakcie szkoleń?" jest równomierny, tzn. jest jednakowe prawdopodobieństwo, że pracownik zatrudniony w Dziale Produkcjnym udzielił odpowiedzi "zdecydowanie się nie zgadzam", "nie zgadzam się", "nie mam zdania", "zgadzam się", "zdecydowanie się zgadzam" na pytanie PYT_1. Przyjmij poziom istotności 0.05. Skorzystaj z funkcji napisanej w zadaniu 2

```
pearson NW 0 0
```

P-wartość wychodzi niższa niż przyjęty poziom ufności $(\alpha = 0.05)$, więc odrzucamy hipotezę zerową, która mówi o równomiernym rozkładzie odpowiedzi.

3 Część II

W drugiej części raportu zajmiemy się badaniem zależności pomiędzy wybranymi zmiennymi ankietowymi. W szczególności zweryfikujemy hipotezy o niezależności zmiennych takich jak płeć, wiek, staż pracy i zajmowane stanowisko. W analizach wykorzystamy test Fishera oraz test Freemana-Haltona, odpowiednie do badania zależności w tabelach kontyngencji.

3.1 Zadanie 4

Zapoznaj się z funkcjami służącymi do wykonania testu Fishera oraz testu Freemana-Haltona.

```
# fisher.test(x, y = NULL, workspace = 200000, hybrid = FALSE,
# hybridPars = c(expect = 5, percent = 80, Emin = 1),
# control = list(), or = 1, alternative = "two.sided",
# conf.int = TRUE, conf.level = 0.95,
# simulate.p.value = FALSE, B = 2000)
```

Funkcja przyjmuje wiele argumentów, niektóre tylko w przypadku macierzy 2×2 . W formie w której zostało wyświetlone, najważniejsze parametry to:

- x tabela dwurymiarowa w formie macierzy lub typu factor
- alternative określa hipotezę alernatywną (H_1)
- simulate.p.value wartość określająca sposób obliczania p-wartości w tablicach większych niż 2×2 (jeśli TRUE to używa symulacji Monte Carlo)

Przykładowe użycie funkcji - czy odpowiedzi na 2 pytania typu Tak/Nie są zależne?

[1] 0.001385665

P-value mniejsze od poziomu istotności, więc odrzucamy hipotezę H_0 o niezależności zmiennych. Wykonajmy również test dla tabeli o większych wymiarach, np. 2×3

Fisher's Exact Test for Count Data with simulated p-value (based on 1e+05 replicates)

data: odpowiedzi2
p-value = 0.8585

alternative hypothesis: two.sided

P-value jest większe od poziomu istotności (przyjmujemy $\alpha=0.05$), więc nie mamy podstaw aby odrzucić hipotezę H_0 o niezależności zmiennych.

3.2 Zadanie 5

Korzystajac z testu Fishera, na poziomie istotnosci 0.05, zweryfikuj hipotezę, że zmienna PŁEĆ i zmienna CZY_KIER są niezależne. Czy na poziomie istotności 0.05 możemy wnioskować, że prawdopodobieństwo tego, że na stanowisku kierowniczym pracuje kobieta jest równe prawdopodobieństwu tego, że na stanowisku kierowniczym pracuje mężczyzna? Uzasadnij odpowiedź.

[1] 0.6659029

P-wartość na poziomie ≈ 0.67 jest wyższa od przyjętego poziomu ufności ($\alpha=0.05$), więc nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej, H_0 : "prawdopodobieństwo tego, że na stanowisku kierowniczym pracuje kobieta jest równe prawdopodobieństwu tego, że na stanowisku kierowniczym pracuje mężczyzna".

3.3 Zadanie 6

4 Część III

4.1 Zadanie 7 i 8

Zapoznaj się z funkcją służącą do wykonania testu niezależności chi-kwadrat i zweryfikuj hipotezę, że stopień zadowolenia ze szkoleń w kontekście dopasowania do indywidualnych potrzeb w pierwszym badanym okresie nie zależy od zajmowanego stanowiska. Przyjmij poziom istotności 0.01. Wynik testu porównaj z wynikiem uzyskanym w zadaniu 6. Zaprezentuj reszty wyznaczane w teście na wykresie asocjacyjnym i dokonaj jego interpretacji.

```
dane <- matrix(c(20, 30, 25, 25), nrow = 2, byrow = TRUE)
colnames(dane) <- c("TAK", "NIE")
rownames(dane) <- c("TAK", "NIE")
dane</pre>
```

TAK NIE TAK 20 30 NIE 25 25

```
test <- chisq.test(dane)
print(test)</pre>
```

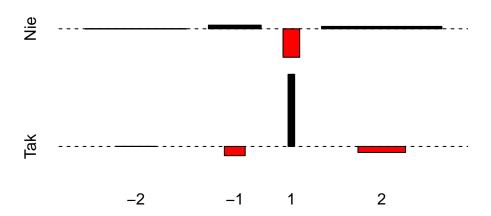
Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction

```
data: dane
X-squared = 0.64646, df = 1, p-value = 0.4214
```

P-value wyszło większe niż 0.01, więc nie mamy podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej. Zmienne są niezależne.

Pearson's Chi-squared test

```
data: tabela
X-squared = 13.114, df = 3, p-value = 0.004397
```



Czerwony słupek to reszta istotna. Czarny to reszta mało istotna.

4.2 Zadanie 9

Zapoznaj się z funkcją służącą do generowania realizacji wektorów losowych z rozkładu wielomianowego, a następnie korzystając z niej przeprowadź symulacje w celu oszacowania mocy testu Fishera oraz mocy testu chi-kwadrat Pearsona, generujac dane z tabeli 2×2 , w której p11=1/40, p12=3/40, p21=19/40, p22=17/40. Symulacje wykonaj dla n=50, n=100 oraz n=1000. Sformułuj wnioski.

Wnioski Dla najmniejszej próbki oba testy mają dosyć słabą moc, z przewagą testu Pearsona (test Fishera jest bardziej konserwatywny). Dla n=100 widzimy znaczącą poprawę, co oznacza, że oba testy są wrażliwe na wielkość próbki. Dla największej próbki (n=1000) testy uzyskują maksymalną moc, co oznacza, że przy odpowiednio dużej próbce test wykryje zależność za każdym razem, gdy istnieje ona między badanymi zmiennymi.

4.3 Zadanie 10

Napisz funkcje, która dla danych z tablicy dwudzielczej oblicza wartosc poziomu krytycznego w tescie niezaleznosci opartym na ilorazie wiarogodnosci. Korzystajac z napisanej funkcji, wykonaj test dla danych przeanalizowanych w zadaniu 8.

```
poziom_kretyczny <- function(zmienna1, zmienna2){</pre>
  tabela <- table(zmienna1, zmienna2)</pre>
  n_j <- colSums(tabela)</pre>
  n_i <- rowSums(tabela)</pre>
  n <- sum(n_i)</pre>
  lambda <- 1
  for (i in 1:nrow(tabela)) {
    for (j in 1:ncol(tabela)) {
      frac \leftarrow (n_i[i] * n_j[j]) / (tabela[i,j] * n)
      lambda <- lambda * frac^tabela[i, j]</pre>
    }
  }
  G 2 < -2*log(lambda)
  p \leftarrow 1 - pchisq(G_2, (nrow(tabela)-1)*(ncol(tabela)-1))
  return(p)
unname(poziom_kretyczny(ankieta$PYT_2, ankieta$CZY_KIER))
```

[1] 0.03968956

5 Część IV i V

5.1 Zadanie 11

Przeprowadzone wsród brytyjskich mężczyzn badanie trwające 20 lat wykazało, że odsetek zmarłych (na rok) z powodu raka płuc wynosił 0,00140 wsród osób palących papierosy i 0,00010 wsród osób niepalących. Odsetek zmarłych z powodu choroby niedokrwiennej serca wynosił 0,00669 dla palaczy i 0,00413 dla osób niepalących. Opisz związek pomiędzy paleniem papierosów a śmiercią z powodu raka płuc oraz związek pomiędzy paleniem papierosów a śmiercią z powodu choroby serca. Skorzystaj z różnicy proporcji, ryzyka względnego i ilorazu szans. Zinterpretuj wartości. Związek której pary zmiennych jest silniejszy?

```
Pali 0.0014 0.00669
Nie pali 0.0001 0.00413
```

[1] "iloraz szans"

płuca serce RP 0.00130 0.002560 RR 14.00000 1.619855 OR 14.01823 1.624029

WNIOSKI:

- Różnica proporcji w obu przypadkach jest niewielka: 0.0013 (płuca) oraz 0.00256 (serce). Wynika to z faktu, że podane prawdopodobieństwa były rzędu 0.001 lub mniejsze.
- Patrząc jednak na ryzyko względne (RR) widzimy, że w pierwszym przypadku wartość jest o wiele większa niż w drugim. Oznacza to, że dla osób cierpiących na raka płuc odsetek zmarłych był 14-krotnie większy dla osób palących niż niepalących. Dla chorych na serce różnica wynosi zdecydowanie mniej, około 1.6, jednak i tu widzimy, że większy odsetek był w grupie palących.
- Iloraz szans (OR) mówi nam, że szansa śmierci na raka płuc w grupie palących jest 14 razy większa niż w grupie niepalących a szansa śmierci na chorobę niedokrwienną serca około 1.6 razy większa dla palaczy niż niepalących.

5.2 Zadanie 12

Tabela 1 przedstawia wyniki dotyczące śmiertelności kierowców i pasażerów w wypadkach samochodowych na Florydzie w 2008 roku, w zależnożci od tego, czy osoba miała zapięty pas bezpieczeństwa czy nie.

Tabela 1	Śmiertelny	Nieśmiertelny
Bez pasów	1085	55 623
Z pasami	703	$441\ 239$

5.2.1 Zadanie 12.1

Oszacuj warunkowe prawdopodobieństwo śmierci w wypadku ze względu na drugą zmienną, tj. dla kierowców i pasażerów, który użyli pasa bezpieczeństwa oraz dla kierowców i pasażerów, który nie użyli pasa bezpieczeństwa.

```
bez pasów z pasami 0.019133103 0.001590706
```

5.2.2 Zadanie 12.2

Oszacuj warunkowe prawdopodobieństwo użycia pasa bezpieczeństwa ze względu na drugą zmienną, tj. dla kierowców i pasażerów ze śmiertelnymi obrażeniami oraz dla kierowców i pasażerów, którzy przeżyli wypadek.

```
śmiertelne nieśmiertelne 0.3931767 0.8880514
```

5.2.3 Zadanie 12.3

Jaki jest najbardziej naturalny wybór dla zmiennej objaśnianej w tym badaniu? Dla takiego wyboru wyznacz i zinterpretuj różnicę proporcji, ryzyko względne oraz iloraz szans. Dlaczego wartości ryzyka względnego i ilorazu szans przyjmują zbliżone wartości?

```
RP RR OR 0.0175424 12.0280537 12.2431705
```

Naturalnym wyborem jest badanie śmiertelności (zmiennej objaśnianej) ze względu na fakt zapięcia pasów (zmienna objaśniająca). Porównujemy prawdopodobieństwa śmierci w grupie nie zapinających pasy (Π_1) i zapinających pasy (Π_2). Różnica proporcji wynosi niecałe 2%, jednak ryzyko względne pokazuje, że $\Pi_1=12\Pi_2$. Iloraz szans, w naszym przypadku wartość bliska 12, oznacza, że w pierwszym przypadku (brak pasów) prawdopodobieństwo sukcesu (śmierci) jest 12-krotne większe niż w grupie zapinających pasy. Dwa ostatnie wskaźniki mają zbliżone wartości, ponieważ z definicji $OR=RR\frac{1-\Pi_2}{1-\Pi_1}$, co dla $\Pi_1\approx\Pi_2\approx0$ (jak w naszym przypadku) sprawia, że wartości są zbieżne.

5.3 Zadanie 13

Oblicz wartości odpowiednich miar współzmienności (współczynnik tau lub współczynnik gamma) dla zmiennych:

5.3.1 Zadanie 13.1

stopień zadowolenia ze szkoleń w kontekście dopasowania do indywidualnych potrzeb w pierwszym badanym okresie i zajmowane stanowisko,

[1] 0.0004091802

Bardzo małe τ oznacza bardzo słabą zależność (możemy przyjąć, że zmienne są niezależne).

5.3.2 Zadanie 13.2

stopień zadowolenia ze szkoleń w kontekście dopasowania do indywidualnych potrzeb w pierwszym badanym okresie i staż pracy,

[1] 0.008886788

[1] 0.1435986

 $\tau \approx 0.009$ oraz $\gamma > 0$ sugeruje, że mamy do czynienia z bardzo słabą dodatnią zależnością.

5.3.3 Zadanie 13.3

zajmowane stanowisko i staż pracy.

[1] 0.1158995

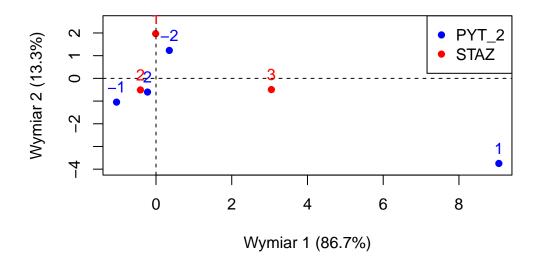
Dosyć małe τ oznacza słabą zależność zmiennych.

5.4 Zadanie 14

Na podstawie informacji przedstawionych na wykładzie napisz własną funkcję do przeprowadzania analizy korespondencji. Funkcja powinna przyjmować jako argument tablicę dwudzielczą i zwracać obliczone wartości odpowiednich wektorów i macierzy, współrzędnych punktów oraz odpowiedni wykres. Korzystając z napisanej funkcji wykonaj analizę korespondencji dla danych dotyczących stopnia zadowolenia ze szkoleń w kontekśie dopasowania do indywidualnych potrzeb w pierwszym badanym okresie oraz stażu pracy.

```
analiza_korespondencji <- function(zmienna1, zmienna2){</pre>
  tabela <- table(zmienna1, zmienna2)</pre>
  P <- as.matrix(tabela/sum(tabela))</pre>
  r <- rowSums(P)
  c <- colSums(P)</pre>
  Dr <- diag(r)</pre>
  Dc <- diag(c)</pre>
  Dr 1 <- solve(Dr)
  Dc_1 <- solve(Dc)</pre>
  R <- Dr_1 %*% P
  C <- P %*% Dc_1
  A \leftarrow Dr_1^{(1/2)} \%*\% (P - r \%*\% t(c)) \%*\% Dc_1^{(1/2)}
  b \leftarrow svd(A)
  U <- b$u
  V <- b$v
  F \leftarrow Dr 1^{(1/2)} \% \% U
  G \leftarrow Dc_1^(1/2) \%*\% V
  row_stdx <- F[,1]</pre>
  row_stdy <- F[,2]
  col_stdx <- G[,1]</pre>
  col_stdy <- G[,2]</pre>
  plot(row_stdx, row_stdy, col = "blue", pch = 16,
       xlab = paste0("Wymiar 1 (", round(100*b$d[1]^2/sum(b$d^2), 1), "%)"),
       ylab = paste0("Wymiar 2 (", round(100*b$d[2]^2/sum(b$d^2), 1), "%)"),
       main = "Analiza korespondencji",
       ylim = c(-4, 2.5), xlim=c(-1,9)
       #X = ,
       #y = ,
       )
  points(col_stdx, col_stdy, col = "red", pch = 16)
  legend("topright", legend = c("PYT_2", "STAZ"), col = c("blue", "red"), pch = 16)
  abline(h = 0, col = "black", lty = 2)
  abline(v = 0, col = "black", lty = 2)
  text(row_stdx, row_stdy, labels = as.character(c(-2,-1,1,2)), pos = 3, col = "blue")
  text(col_stdx, col_stdy, labels = as.character(c(1,2,3)), pos = 3, col = "red")
}
analiza_korespondencji(ankieta$PYT_2, ankieta$STAŻ)
```

Analiza korespondencji



Wnioski: - Osoby o najkrótszym stażu oceniały szkolenia bardzo negatywnie

- Pracownicy o średnim stażu oceniali szkolenia bardziej neutralnie (dużo odpowiedzi 2, ale również -1.
- Pracownicy z najdłuższym stażem (sumarycznie) odpowiadali dosyć neutralnie, nie widać mocnej tendencji w żadną stronę